International Journal for Research in Education

Volume 45
Issue 1 *Vol.(45), issue(1), January 2021*

Article 4

2021

Psychometric Properties of Practical Intelligence Test for University Students in the Kingdom of Bahrain

Dr. Fatima Ahmed AL-Jasim
Arabian Gulf University, Kindom of Bahrain, gazran5552@gmail.com

Muneera Rashed Ghablen
Arabian Gulf Univercity, Kindom of Bahraim

Follow this and additional works at: https://scholarworks.uaeu.ac.ae/ijre

Part of the Educational Assessment, Evaluation, and Research Commons, and the Educational Psychology Commons

Recommended Citation

AL-Jasim, Dr. Fatima Ahmed and Ghablen, Muneera Rashed (2021) "Psychometric Properties of Practical Intelligence Test for University Students in the Kingdom of Bahrain," *International Journal for Research in Education*: Vol. 45 : Iss. 1 , Article 4.
Available at: https://scholarworks.uaeu.ac.ae/ijre/vol45/iss1/4

This Article is brought to you for free and open access by Scholarworks@UAEU. It has been accepted for inclusion in International Journal for Research in Education by an authorized editor of Scholarworks@UAEU. For more information, please contact j.education@uaeu.ac.ae.

Psychometric Properties of Practical Intelligence Test for University Students in the Kingdom of Bahrain

Cover Page Footnote

DOI : http://doi.org/10.36771/ijre.45.1.21-pp109-145

This article is available in International Journal for Research in Education: https://scholarworks.uaeu.ac.ae/ijre/vol45/iss1/4

UAEU كلية التربية College of Education
جامعة الإمارات العربية المتحدة United Arab Emirates University
IJRE

المجلة الدولية للأبحاث التربوية
International Journal for Research in Education

Vol. (45), issue (1) January 2021 - المجلد(45) العدد (1) يناير 2021

Manuscript No. **1559**

Psychometric Properties of Practical Intelligence Test for University Students in the Kingdom of Bahrain

الخصائص السيكومترية لاختبار الذكاء العملي على الطلبة الجامعيين بمملكة البحرين

Recevied Date تاريخ الاستلام	Feb-2020	Accepted Date تاريخ القبول	Jun-2020	Published Date تاريخ النشر	Jan-2021

DOI : http://doi.org/10.36771/ijre.45.1.21-pp109-145

Dr. Fatima Ahmed AL-Jasim
Arabian Gulf University,
Kindom of Bahrain

د. فاطمة أحمد الجاسم
جامعة الخليج العربي
مملكة البحرين
gazran5552@gmail.com

Muneera Rashed Ghablen
Arabian Gulf Univercity,
Kindom of Bahraim

أ. منيرة راشد غبلان
جامعة الخليج العربي
مملكة البحرين

حقوق النشر محفوظة للمجلة الدولية للأبحاث التربوية
ISSN 2519-6146 (Print) ISSN 2519-6154 (Online)

المجلة الدولية للأبحاث التربوية - جامعة الإمارات العربية المتحدة
المجلد (45) العدد (1) يناير 2021

Psychometric Properties of Practical Intelligence Test for University Students in the Kingdom of Bahrain

Abstract

The present study was conducted to derive the psychometric properties of the Bahraini version of the Practical Intelligence Test (PIT), which is a part of the applied intelligence test developed by Sternberg et al. (2008). This test is based on Sternberg's theory of triarchic intelligence. The scale consisted of twenty multiple choice items, and after each situation three options are presented that represent different ways to address the problem according to the concept of practical intelligence. The first option is adaptation (you will try to adapt to the environment). The second option represents changing the environment. The third option is to look for another environment (you decide to leave the environment completely). The population of the study consisted of undergraduate students in public and private universities in the Kingdom of Bahrain enrolled in the 2019/2018 academic year. One of the six universities has been selected. A stratified sample of 300 undergraduate students was distributed by sex and grade level. The results revealed that: (a) practical Intelligence is uni-dimensional, (2) the PIT has high levels of validity and reliability, and (3) the practical intelligence performance varies according to gender and in favour of males.

Keywords: practical intelligence, convergent validity, discriminant validity, internal consistency

الخصائص السيكومترية لاختبار الذكاء العملي على الطلبة الجامعيين بمملكة البحرين

مستخلص البحث

تهدف الدراسة الحالية إلى اشتقاق المعايير السيكومترية للصورة البحرينية لمقياس المواقف اليومية (مشكلات الحياة الحقيقية) والذي هو جزء من اختبار الذكاء العملي الذي طوّره ستيرنبرغ وكوفمان وغريغورينكو (Sternberg et al., 2008). تعتمد فكرة اختبار الذكاء العملي على نظرية الذكاء الثلاثي لستيرنبرغ فتتصل المشكلات المطروحة بمشكلات حقيقية تواجه الفرد في حياته، وتتطلب معرفة قدرته على التوافق مع البيئة أو تغييرها أو اختيار بيئة بديلة عنها. تكون المقياس من عشرين فقرة من نوع الاختيار المتعدد، وبعد كل موقف يتم تقديم ثلاثة خيارات تمثل طرقًا مختلفة لمعالجة المشكلة حسب مفهوم الذكاء العملي. يتمثل الخيار الأول في التكيف (ستحاول التأقلم مع البيئة)، ويمثل الخيار الثاني بالعمل على تغير البيئة، أما الخيار الثالث فيتمثل بالبحث عن بيئة بديلة (تقرر ترك البيئة تماماً).تمّ التطبيق على عينة طبقية (Stratified Sample) من طلبة بكالوريوس الطب (300) طالب وطالبة موزّعين حسب النوع ومستوى السنة الدراسية في العام الجامعي 2019/2018. أشارت النتائج إلى أن: (1) اختبار الذكاء العملي أحادي البعد، (2) اختبار الذكاء يتمتع بدرجة عالية من الصدق والثبات، (3) يختلف الأداء في اختبار الذكاء العملي باختلاف الجنس، ولصالح الذكور.

الكلمات المفتاحية: الذكاء العملي، الصدق التقاربي، الصدق التمييزي، التجانس الداخلي

المجلة الدولية للأبحاث التربوية - جامعة الإمارات العربية المتحدة
المجلد (45) العدد (1) يناير 2021

مقدمة

تختلف القدرات الفطرية Innate Abilities من فردٍ لآخر، ويُستمد النجاح من تطوير هذه القدرات خلال التعلّم اليومي والتوظيف الفعال لها في الحياة العملية، وهذا ما يسمى بذكاء الشارع street smartness أو الذكاء العملي Practical Intelligence، وقد تم الإشارة لمصطلح الذكاء العملي في الأدبيات العلمية في الفترة من منتصف إلى أواخر الثمانينيات من القرن الماضي(Sternberg, 1988; Wagner & Sternberg, 1985).

تستند فكرة الدراسة الحالية على النظرية الثلاثية للذكاء التي أوجدها روبرت ستيرنبرغ (Sternberg, 1999) وعلى نتائج البحوث المتعلقة بالذكاء العملي. وحيث تفترض نظرية الذكاء الثلاثي أن الذكاء ثلاثي الأبعاد (التحليلي والإبداعي والعملي). وقد أشار ستيرنبرغ (Sternberg, 2000)، بأن الفرد الناجح في الحياة، يمتلك مزيجاً من الذكاء التحليلي والإبداعي والعملي. فالفرد الذي يتمتع بهذا المزيجِ الجيّد من الذكاء التحليلي والعملي والإبداعي يمتلك القدرة على الأداء بشكل أفضل في معظم ميادين الحياة، بما في ذلك الأعمال التجارية. كما سيكون قادراً على استخدام ذكائه في وضع الأهداف الناجحة لنشاطاته العملية، بالإضافة إلى استحضار الأفكار الجديدة التي تزيد من فاعلية قيادته للنشاطات المستهدفة. وكما ذكر ستيرنبرغ (Sternberg, 1997)، فإن الذكاء التحليلي والعملي والإبداعي له وظائفه الخاصة. فعلى سبيل المثال، يساعد الذكاء الإبداعي الفرد في تحديد أفكار جديدة لتطوير المنتجات والخدمات. أما الذكاء التحليلي، فهو ضروري "لتوليد" الأفكار وصدقها قبل تنفيذها، والذكاء العملي يساعد الفرد في تسويق أفكاره التي أنتجها وأثبت صدقها (Sternberg, 2000). وعلى الرغم من أن تعريفات الذكاء التحليلي والعملي تختلف بين الدراسات والثقافات، فإن فحوى هذه المفاهيم تبقى كما هي، حيث يستخدم مفهوم الذكاء التحليلي (الأكاديمي) للدلالة على قدرة الشخص على حل المشكلات في المواقف الأكاديمية (مثل الفصول الدراسية)، في حين يستخدم مفهوم الذكاء العملي للدلالة على قدرة الشخص على حل المشكلات في البيئات اليومية (مشكلات الحياة العملية)؛ وهذا يشير إلى اختلاف الذكاء العملي عن الذكاء الأكاديمي (Grigorenko et al., 2004).

يعرف الذكاء العملي بأنه قدرة الأفراد على إيجاد توافق أفضل فيما بينهم وبين مطالب البيئة من خلال التكيف مع البيئة، أو تشكيلها (تغيير)، أو اختياربيئة جديدة في السعي لتحقيق الأهداف ذات القيمة الشخصية (Sternberg, 1997). يشتمل مفهوم الذكاء العملي على العديد من السمات مثل المهارات الشخصية، والمثابرة، والحكم الجيد. وهذه السمات مهمة للأداء في المدرسة أو العمل، ولكن لا يتم تحديدها بالضرورة من خلال اختبارات القبول والاختبارات المقنّنة (Stemberg, 1997,1999).

الذكاء العملي غالباً ما يكون معادلاً لمفهوم الفطرة السليمة common sense التي

تنطوي على حل المشكلات اليومية بفعالية. فالأفراد الذين نجحوا في حل المشكلات اليومية يعتمدون إلى حد ما على حدسهم intuition وبمعنى آخر يطوّرون حلولًا فعالة للمشكلات دون أن يكونوا بالضرورة قادرين على شرح أو تبرير قراراتهم. ويُعزى هذا الحدس أو الفطرة السليمة في أدبيات الذكاء العملي إلى المعرفة الضمنية Tacit Knowledge (Polanyi, 1976; Sternberg et al., 1995).

تعد المعرفة الضمنية، باعتبارها أحد جوانب الذكاء العملي، هي المعرفة القائمة على الخبرة ذات الصلة بحل المشكلات العملية، حيث يكون الفرد قادراً على الاختيار والتكيف وتعديل البيئة المحيطة به، وهي تظهر قدرة الفرد العملية على التعلم من الخبرات التي يمر بها وتطبيقها باستمرارية لتحقيق أهدافه، فالذكاء العملي يعكس قدرته على إدراك المعرفة المتضمنة في البيئة والعمل وترجمتها في حل المشكلات اليومية والتي تؤثر بدورها في الوسط المحيط به (الجاسم، 2015). فهي الجانب المهم من الذكاء العملي لأن الكثير من المعرفة اللازمة للنجاح في المهام الواقعية هو ضمني، مما يجعلها عاملاً مهما وراء الأداء الناجح للمهام الواقعية (Sternberg et al., 2000). وتتضمن الملامح الرئيسة الثلاثة للمعرفة الضمنية (أ) معرفة إجرائية محدّدة السياق، (ب) يتم اكتسابها بمفردها بدعم ضئيل من البيئة الاجتماعية، و(ج) لها دور أساسي في تحقيق الأهداف الشخصية (Sternberg et al., 2000). استخدم مصطلح المعرفة الضمنية لتوصيف المعرفة المكتسبة من التجربة اليومية التي لها جودة ضمنية. وقد عرّف ستيرنبرغ وفاجنر ووليامز وهورفاث (Stemberg et al., 1995) المعرفة الضمنية بأنها المعرفة العملية الموجهة، المكتسبة بدون مساعدة مباشرة من الآخرين، والتي تسمح للأفراد بتحقيق أهداف يقدّرونها شخصيا.

وتهتم هذه الدراسة بإيجاد الخصائص السيكومترية لمقياس الذكاء العملي (مواقف الحياة اليومية) لطلبة البكالوريوس في كلية الطب في مملكة البحرين.

مشكلة الدراسة

تهتم الجامعات في مملكة البحرين بالكشف عن الفروق الفردية في الأداء الوظيفي والأكاديمي لكوادرها الوظيفية والطلبة، كما تسعى لتنمية قدرة الفرد على إيجاد توافق أفضل بينه وبين مطالب البيئة من خلال التكيف مع البيئة، أو تشكيلها (تغيير)، أو اختياربيئة جديدة في السعي لتحقيق الأهداف ذات القيمة الشخصية (Sternberg, 1997). ويشتمل مفهوم الذكاء العملي على العديد من سمات الشخصية الإبداعية كالمثابرة، والقدرة على التكيّف، وحل المشكلات، وهذه السمات مهمة للأداء في المدرسة أو العمل، ولكن لا يتم تحديدها بالضرورة من خلال اختبارات القبول والاختبارات المقنّنة (Stemberg, 1997,1999)؛ وغالباً ما تختلف أنواع المشكلات الموجودة في الأوساط الأكاديمية عن المواقف العملية، حيث تقيس اختبارات الذكاء العملي

المجلة الدولية للأبحاث التربوية - جامعة الإمارات العربية المتحدة
المجلد (45) العدد (1) يناير 2021

القدرات التي لا يمكن قياسها باختبارات الذكاء أو القدرة التقليدية. وعلى الرغم من ذلك، فإن قياس الذكاء العملي لا يزال يمثّل مشكلة تواجه المهتمين بهذا الموضوع (Insch et al., 2008)؛ بسبب صعوبة قياسه. وعليه، فإن تطوير أو تكييف مقاييس الذكاء العملي (مواقف الحياة الحقيقية) يُعد تقدّماً مهما وملحّاً في هذا المجال.وعلى الرغم من الدور الحاسم للذكاء العملي في مكان العمل والمدرسة والجامعة، غالبًا ما تم إهمال البحث عن الذكاء العملي بسبب فكرة صعوبة القياس (Pourzolfaghar& Ibrahim, 2014; Rumanti et al., 2016)

أشار كلٌّ من بومان وآخرون (Bowman et al., 2002) إلى عدم التوافق بين نتائج الدراسات السابقة حول البنية العاملية (صدق البناء العاملي) للذكاء العملي، فعلى سبيل المثال لا الحصر، أشار ماكدانيال وهتزل (McDaniel & Whetzel, 2005) إلى أن العديد من الدراسات بيّنت أن اختبارات الذكاء العملي متعدّدة العوامل multidimensional ولا يمكن تمثيلها بعامل عام، على الرغم من ارتباطها بدلالة مع معامل الذكاء العام (g). كما أشار ستيرنبرغ وكوفمان وغريغورينكو (Sternberg et al., 2008) إلى أن الذكاء العملي بنية ثلاثية الأبعاد: المواقف اليومية Everyday situations، والمعرفة الضمنية Tacit Knowledge، وحل النزاعات Conflict Resolution. وعلى العكس من ذلك، توصّلت بعض الدراسات إلى أن الذكاء العملي بنية أحادية البعد (Almomani & Gharaibeh, 2017; Chooi et al., 2014; Puteh, 2018;).

ومن خلال تحليل الدراسات ذات الصلة، لا توجد دراسات تناولت الصدق العاملي لاختبار المواقف الحياتية كأحد مؤشّرات الذكاء العملي، وبناءً عليه، هناك حاجة إلى أدلة تجريبية لدعم صدق البناء لاختبار المواقف الحياتية، كأحد مؤشّرات الذكاء العملي، فأغلب الدراسات التي تناولت اختبار الذكاء العملي، اعتمدت على اختبار الذكاء الثلاثي لستيرنبرغ Sternberg Triarchic Abilities Test (STAT) في البيئة الخليجية، كما تناولت بعض الدراسات الذكاء العملي وعلاقته بعدة متغيرات (الجنيد، 2009؛ رزق، 2009)، فيما قام المومني وغرايبة (Almomani & Gharaibeh, 2017)، والفضلي (2008) بتطوير وتكييف مقياس الذكاء الثلاثي للبيئة الخليجية. وعليه، تحددت مشكلة الدراسة في التحقق من المؤشرات السيكومترية لاختبار الذكاء العملي (المواقف الحياتية) لطلبة البكالوريوس في البيئة المحلية.

أهداف الدراسة

هدفت الدراسة الحالية إلى استخراج الخصائص السيكومترية (الصدق والثبات) لمقياس الذكاء العملي، كما يقاس باختبار المواقف الحياتية.

أسئلة الدراسة

سعت الدراسة إلى الإجابة عن الأسئلة التالية:

1. ما الدلالات التي يمكن أن تتحقق عن صدق مقياس الذكاء العملي، كما يقاس باختبار المواقف الحياتية؟ فيما يتعلّق بـ :
   أ. ما يمكن استخلاصه بتحليل فقرات المقياس (التجانس الداخلي).
   ب. ما يمكن استخلاصه بالتحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي عن صدق البناء (الصدق العاملي).
   ج. دلالات الفروق بين الذكور والإناث في التقدير الذاتي للذكاء العملي (الصدق التمييزي).
2. هل يتمتع المقياس بدرجة مقبولة من الثبات؟ وما قيمة معامل الثبات المستخرج بطريقة ألفا كرونباخ؟

أهمية الدراسة

الأهمية النظرية تكمن الأهمية النظرية للدراسة بما يلي:

1. أن لنتائج هذه الدراسة – إذا ما أُخذت بعين الاعتبار من قبل أصحاب القرار – دورًا مهما في تطوير البيئة التعليمية التعلمية، بإلقاء الضوء على تنمية الذكاء العملي.
2. تضيف نتائج الدراسة الحالية دعماً إضافياً لصدق مقاييس الذكاء العملي لطلبة البكالوريوس. كما أنها ستلقي الضوء على البناء العاملي للذكاء العملي، وتؤكد على دور النمذجة البنائية لتحديد وقياس الذكاء العملي. وسيتم استخدامها مع نتائج الدراسات الأخرى لتطوير توصيات تُسرِّع عملية اكتساب الذكاء العملي لطلبة البكالوريوس.
3. أن الذكاء العملي يعد من المفاهيم المهمة عند الطلبة لأنها قد تعد مؤشرًا فعالا في حياتهم العملية.
4. دعم للأبحاث والدراسات التي تناولت مفهوم الذكاء العملي من خلال المواقف اليومية.

الأهمية العملية تكمن الأهمية العملية للدراسة الحالية بما يلي:

1. تكييف وتطوير مقياس الذكاء العملي (المواقف اليومية)، لما للذكاء العملي من أهمية في النجاح والأداء العملي.
2. توفير مقياس لقياس الذكاء العملي في البيئة الخليجية، مما سيجعل من الأهمية بمكان تطوير مقياس صادق وموثوق به لقياس الذكاء العملي لدى أفراد عينة الدراسة.
3. يُمكن استخدام هذا المقياس من قبل الآخرين الذين يرغبون في دراسة العلاقة بين الذكاء العملي ومتغيّراتٍ أخرى. ويمكن استخدامه في مجالات العمل المختلفة.

المجلة الدولية للأبحاث التربوية - جامعة الإمارات العربية المتحدة
المجلد (45) العدد (1) يناير 2021

4. يمكن تحديد الصفات التي تميز أفراد الفئتين العليا والدنيا في الذكاء العملي. وبالتالي، يمكن إعداد برامج إرشادية لرفع الذكاء العملي لدى الطلبة.

حدود الدراسة

الحدود البشرية تم تطبيق الدراسة على طلبة جامعة الخليج العربي.

الحدود الزمانية تم التطبيق في الفصل الدراسي الثاني من العام الدراسي 2019/2018.

الحدود المكانية اقتصرت حدود الدراسة على طلبة جامعة الخليج العربي.

الحدود الموضوعية اقتصر هذا البحث على اشتقاق الخصائص السيكومترية لمقياس الذكاء العملي (المواقف اليومية) لدى طلبة البكالوريوس في مملكة البحرين.

مصطلحات الدراسة

الذكاء العملي يشير الذكاء العملي إلى القدرة المطلوبة لتنفيذ الخيارات وجعلها فعالة للعمل، ويتم تطبيقها في مواقف وسياقات العالم الواقعي، أي قدرة الفرد على التكيف مع بيئته وثقافته (Sternberg, 1988). وفي هذه الدراسة، سيتمثل الذكاء العملي بالعلامة التي يُحرزها المستجيب في اختبار المواقف اليومية.

الصدق تشير صلاحية أو صدق الاختبار إلى الدرجة التي يقيس بها الاختبار فعليًا ما يدّعي قياسه. صلاحية الاختبار هي أيضًا المدى الذي تكون فيه الاستنتاجات والقرارات المتخذة على أساس درجات الاختبار مناسبة وذات مغزى (عبد العزيز، 1993).

الثبات تشير موثوقية أو ثبات الاختبار إلى الدرجة التي يكون بها الاختبار ثابتًا ومستقرًا في قياس ما يقصد به القياس. ببساطة، يكون الاختبار موثوقًا إذا كان متسقًا داخل نفسه وعبر الزمن (عبد العزيز، 1993).

التحليل العاملي الاستكشافي Exploratory Factor Analysis هو مجموعة المعالجات الإحصائية التي تقوم بفحص البيانات من زوايا متعددة للكشف عن إمكانية اختزال هذه البيانات Data Reduction في عدد محدود من العوامل (Field, 2011).

التحليل العاملي التوكيدي Confirmatory Factor Analysis هو تقنية إحصائية لاختبار الفروض حول العلاقة بين متغيرات معينة تنتمي لعوامل فرضية مشتركة والتي يتحدد عددها وتفسيرها مقدماً. بعبارة أخرى، هو نوع من التحليلات الإحصائية المتقدمة التي تستخدم للملاءمة بين مجموعة البيانات وما يقابلها في النموذج المفترض للحصول على أفضل توافق بينهما (Field, 2011).

الإطار النظري والدراسات السابقة

يُمثل الذكاء العملي أحد المفاهيم العديدة التي حظيت باهتمام متزايد في السنوات الأخيرة كبديل للآراء التقليدية للذكاء. فالنظرة التقليدية (Brand, 1996; Jensen, 1998; Ree & Earle, 1993; Spearman 1927) تقترح أن العديد من الكفاءات المطلوبة للنجاح يمكن أن تُعزى لعامل ذكاء عام واحد (g). وقد ارتأى عدد من الباحثين بأن (g) يقدم وجهة نظر مقيدة للقدرات التي يحتاجها الأفراد للنجاح في الحياة اليومية، وقد اقترحوا وجهات نظر أوسع تشمل الذكاء الشخصي (Gardner, 1999)، الذكاء العاطفي (Mayer et al., 2000)، والذكاء الإبداعي والعملي (Sternberg, 1997, 1999). وقد برز مفهوم الذكاء العملي من خلال المخاوف المتعلّقة بقدرة اختبارات الذكاء التقليدية على قياس المهام والأنشطة العملية (Sternberg & Wagner 1986; Wagner, 2000). وبعبارة أخرى، غالباً ما تختلف أنواع المشكلات الموجودة في الأوساط الأكاديمية عن المواقف العملية، حيث تقيس اختبارات الذكاء العملي القدرات التي لا يمكن قياسها باختبارات الذكاء أو القدرة التقليدية.

وتعتمد منهجية تقييم الذكاء العملي على المعرفة أسوة بالطريقة المستخدمة في تقييم الذكاء العام أو الأكاديمي (Wagner & Sternberg, 1985)، حيث ذكر بولني (Polanyi, 1966) أن المعرفة الضمنية هي المعرفة غير المعلنة بشكل عام والمكتسبة من التجربة، أي لا تعتمد على التعليمات الواضحة، والتي تميز بين الأفراد الأكثر أو الأقل خبرة في مجال معين. ويُعد الذكاء العملي تطويراً للخبرة (Sternberg, 1998)، وتعتبر المعرفة الضمنية مؤشِّرها الواضح (Sternberg, 1988, 1998). وقد أكد ستيرنبرغ على وجود عامل عام للذكاء العملي يختلف عن الذكاء الأكاديمي (g)، وقدّم الأدلّة التجريبية والنظرية التي تدعم ذلك، كما يُعد الذكاء العملي أحد مركّبات الذكاء وفقاً لنظرية الذكاء الثلاثية Triarchic Intelligence Theory.

تم التحقق من صدق البناء للذكاء العملي منذ ما يقرب من أكثر من ثلاثة عقود (Colonia-Willner, 1998; Hedlund et al., 2003). وتمشّيا مع الاهتمام المبدئي بالكشف عن الفروق الفردية في الأداء الوظيفي، فقد تم تصميم قوائم شطب ومقاييس لتقدير أو قياس المعرفة المتخصصة ذات الصلة بالوظيفة المكتسبة من الخبرة. وعلى الرغم من ذلك، فإن قياس الذكاء العملي لا يزال يمثّل مشكلة تواجه المهتمين بهذا الموضوع (Insch et al., 2008). وحيث إن قياس المعرفة الضمنية هو مفهوم جديد نسبيًا، فإن البحوث التجريبية ومقاييس المعرفة الضمنية نادرة (Insch et al., 2008). وإذا ما وُجدت علاقة بين المعرفة الضمنية والأداء، فإن تطوير أو تكييف مقاييس المعرفة الضمنية يُعد تقدّماً مهما وملحّاً في هذا المجال.

وقامت بوتيه (Puteh, 2018) بتطوير مقياس للمعرفة الضمنية بناءً على النمذجة البنائية (Structure Equation Model: SEM). طُبّق القياس على عيّنة مكوّنة (1137) من

الأفراد في ماليزيا، حيث استخدمت النمذجة البنائية للتحقق من الصدق العاملي لمقياس المعرفة الضمنية، وعلى وجه التحديد الصدق التقاربي Convergent Validity والصدق التباعدي Divergent Validity. كما أجريت إجراءات الصدق القبلية والبعدية باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي للتحقق من عدم وجود تباين بين الإجراءين، وقد دلّت النتائج على أن المقياس يتمتّع بدرجات عالية من الصدق التقاربي والتباعدي. كما أظهرت النتائج عاملاً عامّا يفسّر تباين الأداء على مقياس المعرفة الضمنية، ممّا يدعم ادعاء ستيرنبرغ بأن الذكاء العملي بنية أحادية العامل.

ولخّص تايلور وآخرون (Taylor et al., 2013) الإجراءات التي أُتّبعت لدراسة صدق اختبار الذكاء العملي لضباط الشرطة في الولايات المتحدة الأمريكية POTKI: Police Officer's (Tacit Knowledge Inventory). تمّ التحقّق من الصدق المحكّي Criterion Validity من خلال دراسة العلاقة بين الدرجات على الاختبار وبين الدرجات على اختبارين صادقين (استبيان المفهوم العام (Common Sense Questionnaire:CSQ)، واختبار ستيرنبرغ لاختبار القدرات الثلاثية – الذكاء العملي (Sternberg Triarchic Abilities Test - Practical Intelligence: STAT-PI). كما تم إجراء تحليل الانحدار المتعدّد لدراسة القدرة التنبُّئية للاختبار بأداء الخريجين. أظهرت النتائج علاقة ذات دلالة إحصائية بين الدرجات على (Police Officer's Tacit (POTKI Knowledge Inventory:والدرجات على(Common Sense Questionnaire: CSQ)؛ وتقييمات المشرف. كما بيّنت نتائج الفروق بين المجموعات فروقاً دالّة إحصائياً بين الضباط المبتدئين والضباط ذوي الخبرة.

طوّرت جريجورنكو وآخرون (Grigorenko et al., 2004) اختباراً لقياس الذكاء العملي في الولايات المتحدة الأمريكية. يتألف الاختبار من 36 فقرة من نوع الاختيار المتعدّد. يقيِّم الاختبار وجود المعرفة ذات الصلة بأداء المشاركين في المواقف التي يتعرضون لها في الحياة اليومية. وبالتالي، تمّ تكييف الاختبار ليلائم بيئة الأفراد المستهدفين (البيئة الريفية في ألاسكا)، حيث يقيس الاختبار المعرفة الحياتية اليومية في مختلف مجالات الحياة، بما في ذلك جمع وتجهيز الأعشاب والتوت، وصيد الأسماك وإعدادها، ومعرفة الطقس، وتقاليد السكان الأصليين، والصيد. وصمّم الاختبار في مجال ومجتمع محدّدين. كما تمّ حساب التجانس الداخلي للاختبار باستخدام معامل كرونباخ ألفا فكان (0.72).

تحقق ستيرنبيرغ وزملاؤه (Sternberg et al., 2000) من صدق اختبارات الذكاء العملي على عيّنات من علماء النفس الأكاديميين، ورجال المبيعات، وطلبة المدارس الثانوية والكليات، والمديرين المدنيين، والقادة العسكريين، وآخرين. وتتكون أدوات القياس المستخدمة لتقييم الذكاء العملي عادة من سلسلة من المواقف الظرفية مصحوبة بمجموعة متنوعة من الإجابات المحتملة. وتتشابه هذه الأنواع من المقاييس مع اختبارات المحاكمة الظرفية، حيث يُعرض على الأفراد

مشكلات عملية ذات صلة بمجال أدائهم متبوعة بمجموعة من الخيارات أو الاستراتيجيات لحل المشكلات. يطلب من المستجيبين إما اختيار أفضل وأسوأ بديل من بين عدّة خيارات، أو تقدير نوع أو مدى ملاءمة عدة استجابات محتملة للموقف Situational Judgement Tests (SJTs)(Chan & Schmitt, 1997; Legree, 1995; Motowidloel at., 1990). كما طوّر ستيرنبرغ وآخرون (Sternberg et al. , 2001) مقياساً لقياس الذكاء العملي للمديرين Tacit Knowledge Inventory for Managers: TKIM) في الولايات المتحدة الأمريكية. ومنذ ذلك الحين، بدأ الباحثون بالاعتماد على أبحاث ستيرنبرغ لتقييم الذكاء العملي، وحققوا نجاحاً كبيراً في بعض المجالات. فعلى سبيل المثال، تمّ تطوير مقياس الذكاء العملي للقيادة العسكرية Military Leadership Tacit Knowledge Scale: MLTKS; Hedlund et al., 2003)؛ وقام بيتر (Peter, 2008) بتطوير مقياس الذكاء العملي لموظفي نظم المعلومات Information Systems Saff's Tacit Knowledge Scale: ISSTKS)؛ وقام تانغ كيكسين (Tang, 2004) بمراجعة وتكييف مقياس الذكاء العملي للمديرين (TKIM) للبيئة الصينية، واستخدامه لتقييم وتحليل الذكاء العملي لمجموعة مكوّنة من 254 عاملاً.

أشار كل من شوي ولونغ (Chooi et al., 2014) أن للمعرفة الضمنية خصوصية للأفراد، فالنمط الذي يتعامل معه الفرد في الأحداث والتجارب التي يمر بها سيسهم في إنشائه لأطر ومخططات خاصة لفهم تجاربه، ويتم اختبار هذه المخططات باستمرار من خلال الممارسة ويتم تحديثها مع تغيّر الظروف البيئية. يُحدد الإطار المفاهيمي للمعرفة الضمنية وفقًا لثلاث سمات رئيسة: (أ) اكتساب المعرفة الضمنية عمومًا بدعم قليل من أشخاص أو مصادر أخرى. بعبارة أخرى، لا يتم توجيه الفرد بشكل مباشر إلى ما يجب أن يتعلمه، بل يجب عليه استخلاص الدرس المهم من التجربة حتى عندما لا يكون التعلم هو الهدف الأساسي. تُسهّل بيئات التدريب الرسمية عمليات معينة لاكتساب المعرفة، والتي تشمل التشفير الانتقائي (الفرز المتعلق بالمعلومات غير ذات الصلة في البيئة)، والتوليفة الانتقائية (دمج المعلومات في تفسير ذي معنى للوضع)، والمقارنة الانتقائية (تتعلق بالمعلومات الجديدة بالمعرفة الحالية) (Sternberge, 1988). وعندما لا يتم دعم هذه العمليات بشكل جيد، كما هو الحال في التعلم من التجارب اليومية، تزداد احتمالية فشل بعض الأفراد في اكتساب المعرفة، (ب) بعد المعرفة الضمنية بأنها إجرائية بطبيعتها، غالباً ما تكون معرفة سياقية حول ما يجب القيام به في موقف معين أو صنف معين من المواقف.، (ج) المعارف الضمنية ترتبط بشكل مباشر بأهداف الفرد، فالمعرفة التي تستند إلى التجربة العملية الخاصة بفردٍ ما هي أكثر احتمالية للتحقيق من المعرفة التي تستند إلى تجربة شخص آخر أو التي تكون عامة جداً ومجردة.

في مراجعة تحليلية لأدب الموضوع، استخلص ستيرنبرغ وآخرون (Sternberg et al., 2001) الملاحظات التالية، (أ) اختبارات الذكاء العملي لها علاقة قوية ببعضها البعض؛ (ب) العلاقة بين اختبارات الذكاء العملي والذكاء الأكاديمي كانت إمّا موجبة أو سالبة أو لا توجد علاقة؛ (ج) تتنبأ اختبارات الذكاء العملي بمعايير النجاح؛ (د) تتنبأ اختبارات الذكاء العملي بالأداء الوظيفي؛ (هـ) تتنبأ اختبارات الذكاء العملي بالصحة العقلية والبدنية.

من المعايير المهمة لتقييم صدق اختبارات الذكاء العملي، قدرتها على تفسير الفروق الفردية في الأداء. فقد بيّنت الدراسات أن اختبارات الذكاء العملي لها قدرة تنبُّئية بالأداء في عدد من المجالات. فعلى سبيل المثال، وُجد أن درجات الذكاء العملي ترتبط بشكل كبير بتقييمات الأداء لمديري البنوك (Wagner & Sternberg, 1985)، والقادة العسكريين (Sternberg et al., 2000)، وعينة عامة من العمال في الولايات المتحدة وإسبانيا (Grigorenko et al., 2000). كما وجد أن للذكاء العملي علاقة بالتحصيل الأكاديمي (الجنيد، 2009؛ رزق، 2009)، وأشارت بعض الدراسات إلى أهمية استخدام اختبارات المحاكمة الموقفية (SJTs Situational Judgment Tests) لقياس القدرات العملية (Chan & Schmitt, 1998; Fox & Spector, 2000). فقد وجد فوكس وسبيكتور (Fox & Spector, 2000) أن الذكاء العملي تنبأ بشكل دالٍّ إحصائياً بالتقييمات المتعلّقة بمؤهلات الفرد. كما وجدا أيضا أن لدرجات الذكاء العملي علاقة ذات دلالة بدرجات الذكاء العام. كما وجد بولاكوس وشميت(Pulakos & Schmitt, 1996) أن الذكاء العملي متنبئ صادق بتقديرات المشرفين والأقران للأداء. وذكر تشان وشميت (Chan & Shmitt, 1997) أن اختبارات (SJTs) تميل إلى الربط بين معدلات الأداء لمختلف الوظائف من (0.13) إلى (0.37).

نظرًا لأن اختبار الذكاء العملي (مواقف الحياة الحقيقية) المراد تكييفه يهدف إلى قياس الذكاء العملي في الولايات المتحدة الأمريكية، وأن مفهوم الذكاء يختلف بين المجتمعات الشرقية والغربية (Yang & Sternberg, 1997)، فإن تكييفه عبر الثقافات المختلفة من شأنه تسليط الضوء على تفسير نتائج الدراسات التي أُجريت في البلدان الأخرى. ويقترح الباحثون الحاجة إلى إصدارات متعددة اللغات من الاختبارات التعليمية والنفسية (Hambleton & DeJong, 2003). وبناءً عليه، فإن الدراسة الحالية تهدف إلى اشتقاق الخصائص السيكومترية لمقياس الذكاء العملي (مواقف الحياة الحقيقية)، وذلك لقياس الذكاء العملي لدى طلبة البكالوريوس في مملكة البحرين. حيث سيتم مراجعة الإطار النظري للذكاء العملي وبنيته العاملية، ومن ثم الاستفادة من التحليل العاملي الاستكشافي (Exploratory Factor Analysis: EFA)، والنمذجة البنائية (Structure Equation Model) والمزيد من التقنيات الإحصائية المتقدّمة لاستخلاص الخصائص السيكومترية (Psychometric Properties) لاختبار الذكاء العملي الصورة البحرينية. كما سيتم استعراض التطبيقات العملية لنتائج الدراسة الحالية وخاصة فيما يتعلق بالبحوث المستقبلية.

ولتوفير المزيد من مؤشّرات الصدق التمييزي لمقياس الذكاء العملي، تم دراسة الفروق الجندرية في التقدير الذاتي للذكاء الذي يمثل حاليا قضية ذات أهمية بارزة. فعلى سبيل المثال، إن التقدير الذاتي للذكاء له تأثيرات على الأداء الذاتي للفرد (Chamorro-Premuzic et al., 2004). وقد وجدت أكثر من ثلاثين دراسة استخدمت نموذج الذكاء الذاتي "المتعدد" أن الاختلافات بين الجنسين كانت أقوى في الذكاء الرياضي/المنطقي والمكاني، يليها الذكاء اللفظي، والذكاء العام "g"، وذلك لصالح الذكور (Rammstedt & Rammsayer, 2002). كما قام فيرنهام (Furnham, 2001) بمراجعة عشرين ورقة بحثية حول الاختلافات الجندرية والثقافية في الذكاء المقدّر ذاتيًا. أظهرت الدراسات اختلافات جنسية متسقة، حيث صنّف الذكور أنفسهم بأنهم أعلى بدلالة إحصائية من الإناث. كما أشارت الدراسات المتعلقة بالتقديرات الذاتية للذكاء المتعدد إلى أن الذكور أظهروا ذكاءً أعلى وبدلالة إحصائية من الإناث، وعلى وجه التحديد تلك الأنواع من الذكاء (الرياضي والمكاني). ووجد فيرنهام وأكاند (Furnham & Akande, 2004) في دراستهما اختلافات ثابتة لصالح الذكور في الذكاءات المتعددة في دولة ناميبيا. وفي إحدى الدراسات البولندية، سجّل الذكور تقديرات ذاتية أعلى من الإناث في الذكاء العام والمكاني والموسيقي (Furnham et al., 2005). وتعزى هذه النتائج المتسقة بشأن الاختلافات بين الجنسين لأثر الهيمنة الذكورية على التواضع الأنثوي في الذكاء المقدر ذاتياً A male hubris-female humility effect (Furnham et al., 1999)؛ فأثر الهيمنة - التواضع hubris-humility يشير إلى المبالغة في تقدير الذكور والتقليل من تقدير الإناث للقدرات المعرفية. ويفترض فيرنهام (2000) أن الناس ينظرون إلى الذكاء على أنه "معياري للذكور" لأن الذكور يتفوقون على الإناث في الذكاء الرياضي/المنطقي والمكاني (Storek & Furnham, 2013).

وفي دراسة أجراها فيرنهام وكوساري وسوامي (Furnham et al., 2012)، تمّ تقدير ثلاثة عشر نوعاً من الذكاءات المتعددة لدى عينة مكونة من مئتين وثمانية وخمسين طالباً وطالبة من الجامعات الإيرانية، فقد صنف الذكور أنفسهم على أنهم أعلى من الإناث في الذكاء المنطقي الرياضي والمكاني والموسيقي، كما يعتقد المشاركون أن آباءهم أكثر ذكاءً من أمهاتهم. وأكدت العديد من الدراسات السابقة الاختلافات الجندرية لصالح الذكور في الذكاءات المتعددة (الذكاء العام، ذكاءات غاردنر المتعددة، وذكاءات ستيرنبرغ المتعددة) (Furnham et al., 2005). فعلى سبيل المثال، تم اختبار الفروق الجندرية بين طلاب الجامعات المصرية والبريطانية في التقديرات الذاتية لمعدل الذكاء (IQ) باستخدام قائمة كاتل (20 ذكاءً متعدداً). أظهرت النتائج ميل الذكور إلى تقدير ذكائهم العام ومختلف الذكاءات المتعددة (اللفظية، التصويب، العددية، الأصالة والقدرات الميكانيكية) بدرجة أعلى وبدلالة إحصائية من الإناث، كما تختلف الفروق باختلاف الثقافة (Furnham et al., 2004).

المجلة الدولية للأبحاث التربوية - جامعة الإمارات العربية المتحدة
المجلد (45) العدد (1) يناير 2021

وفي مراجعة لأدب الموضوع، توصّلت العديد من الدراسات المتعلقة بالفروق الجندرية في التقديرات الذاتية للذكاء (Furnham & Mottabu, 2004; Furnham et al., 2007; Furnham & Shagabutdinova, 2012)، إلى أن الذكور يميلون إلى إعطاء أنفسهم تقديرات أعلى من الإناث. كما أظهرت دراسات مماثلة اعتقاد الناس أن والدهم أكثر ذكاءً من والدتهم، وجدّهم أكثر ذكاءً من جدّتهم، وشقيقهم أكثر ذكاءً من شقيقتهم. كما أن الآباء يعتقدون أن أطفالهم الذكور أكثر ذكاءً من أطفالهم الإناث(Furnham & Ward, 2001) . ولا تقتصر هذه الظاهرة على ثقافات أو جنسيات معينة؛ فقد أشار فيرنهام وآخرون (Furnham et al., 2012) إلى أن العديد من الدراسات قد أظهرت فروقاً جندرية في التقديرات الذاتية للذكاء ولصالح الذكور في دول شرق آسيا، وجنوب شرق آسيا، والشرق الأوسط، وأفريقيا، وأمريكا الشمالية، وأمريكا الجنوبية، وأستراليا، وأوروبا.

وأجرى سيمانوفيش وفيرنهام (Syzmanowiczm & Furnham, 2011) أربعة تحليلات تلوية أو بعدية (Meta-Analysis) لفحص حجم الاختلافات الجنسية في التقديرات الذاتية للقدرات العامة والرياضية والمنطقية والمكانية واللفظية. أظهرت النتائج أن الفروق الجندرية كانت لصالح الذكور في القدرات العامة والمنطقية والمكانية، وبالمقابل كانت الفروق لصالح الإناث في القدرة اللفظية. وهذه النتائج تتفق مع ما توصّل إليه فيرنهام و بوشانان (Furnham & Buchanan, 2005) وستينماير وآخرون (Steinmayr et al., 2010).

وأجرى كانغ وفيرنهام (Kang & Furnham, 2016) دراسة لفحص آثار الجنس والشخصية على الذكاء المتعدد المقدر ذاتيًا. وبشكل عام، قام 124 كوريًا بإجراء تقديرات ذاتية لـ 24 نوعًا مختلفًا من الذكاء. أظهرت النتائج أن الذكور أعطوا لأنفسهم تقديرات أعلى من الإناث في العديد من أنواع الذكاء المختلفة. وتميل دراسات مماثلة، تبحث في تقديرات معدلات ذكاء الآباء والأجداد والأشقاء، إلى إظهار أن المشاركين يعتقدون أن آباءهم أكثر ذكاءً من أمهاتهم (Kang & Furnham, 2016).

مما سبق، يمكن استخلاص التوجه العام في الدراسات السابقة أعلاه، والمتمثل بتفوّق الذكور على الإناث في التقديرات الذاتية للذكاء. وعليه، فقد تمت دراسة دلالة الفروق بين الذكور والإناث كمؤشر من مؤشّرات الصدق التمييزي لمقياس الذكاء العملي.

منهجية الدراسة وإجراءاتها

تم تطبيق المنهج المسحي Survey Study وهو منهج مناسب للأغراض الوصفية التنبُّئية، كما تم استخدام المنهج الكمي لمعالجة البيانات.

مجتمع الدراسة

تكوّن مجتمع الدراسة من طلبة البكالوريوس الملتحقين في كلية الطب في جامعة الخليج العربي بمملكة البحرين المسجّلين في العام الدراسي2020/2019، والذين بلغ عددهم 1130 (620 طالباً و 510 طالبة).

العينة

تم اختيار عيّنتين عشوائيتين طبقيتين Stratified Sample من طلبة البكالوريوس، عيّنة التحليل العاملي الاستكشافي (N=150)، وعيّنة التحليل العاملي التوكيدي (N=150)، موزعتين حسب الجنس (46% من الذكور و44% من الإناث)، والسنة الدراسية (35% من طلبة السنة الأولى، و24% من طلبة السنة الثانية، و20% من طلبة السنة الثالثة، و21% من طلبة السنة الرابعة).

أداة الدراسة

تم استخدام مقياس المواقف اليومية لقياس الذكاء العملي لدى طلبة البكالوريوس، وقد تم تكييف وتطوير اختبار المواقف اليومية Real-world problems الذي هو جزء من اختبار الذكاء العملي الذي طوّره ستيرنبرغ وكوفمان وغريغورينكو (Sternberg et al., 2008) والذي يتكوّن من ثلاثة اختبارات هي المواقف اليومية Everyday situations والمعرفة الضمنية Tacit Knowledge وحل النزاعات Conflict Resolution. وقد تمّت ترجمة اختبار المواقف اليومية من اللغة الإنجليزية إلى اللغة العربية (الصورة العربية) من خلال ثلاثة مترجمين، أحدهم متخصِّص في القياس والتقويم والاثنين الآخرين هما من معلّمي اللغة الإنجليزية في مملكة البحرين. وبعد الانتهاء من عملية الترجمة، قام ثلاثة معلّمين من معلّمي اللغة الإنجليزية بترجمة الصورة العربية للمقياس إلى اللغة الإنجليزية Back to Back Translation ومقارنتها بالنسخة الإنجليزية الأصلية. وقد أشار المحكمون إلى احتواء الأداة على فقرات قد تكون ذات حساسية للمشارك (موقف رقم 1، رقم 15)، وقد تمّ أخذ الملاحظات بعين الاعتبار وأُجريت التعديلات المقترحة، وذلك للمحافظة على صدق المحتوى للاختبار. وتتضمن الصورة النهائية للاختبار عشرين موقفاً يومياً. وبعد كل موقف، يتم تقديم ثلاثة خيارات تمثل طرقا مختلفة لمعالجة المشكلة. ويمثل أحد تلك الخيارات التكيف - ستحاول تهيئة نفسك مع البيئة. ويمثل الخيار الثاني إيجاد حل للتجسيد - تحاول تهيئة نفسك مع البيئة. ويمثل الخيار الثالث إيجاد حل للاختيار- تقرر ترك البيئة تماماً. وينبغي النظر إلى المعلومات المتاحة، وتقرير أيّ من تلك الأنواع من الحلول هي الأفضل بالنسبة للمشارك. وتشمل الأسئلة التي سيوجهها المشارك لنفسه ما يلي

1. مع معرفة من أنت، هل يمكنك أن تسلك الطرق التي تجعلك تتكيف مع الموقف، أو هل يمكنك تغيير سلوكك لتكون أكثر تكيفاً؟

المجلة الدولية للأبحاث التربوية - جامعة الإمارات العربية المتحدة
المجلد (45) العدد (1) يناير 2021

2. إذا لم يكن كذلك، فهل يمكن تجسيد البيئة حتى تتطابق بشكل أفضل مع شخصيتك؟ وبمعنى آخر، هل يمكنك النظر في طرق تغيير الموقف حتى يتلاءم بشكل أكثر مع شخصيتك؟
3. إذا لم تجد طرقاً لتكيف نفسك أو تجسيد الموقف، فهل من الممكن أن يكون من الأفضل إيجاد بيئة جديدة تماماً؟ وإذا كان كذلك، فما هي أنواع البيئات البديلة التي يمكن أن تكون متاحة بالنسبة إليك؟

ولكل موقف ثلاثة خيارات (الدرجة الصغرى 1 والقصوى 3)، وعليه تتراوح الدرجة الكلية على الاختبار من 20 إلى 60.

نتائج البحث

أولاً: النتائج المتعلقة بالدراسة الاستطلاعية

صدق وثبات الأداة

الصدق الظاهري تم عرض الأداة بصيغتها الأولية التي تشمل (20) موقفاً على (8) محكمين متخصصين في علم النفس لتحكيم المقياس من حيث السلامة اللغوية، ومناسبتها للبيئة العربية، ومدى اتساق الاختبار ككل مع الهدف الأساسي منه. وقد تم الاهتمام بالتقييم الكيفي الذي قدمه المحكمون أكثر من اهتمامها بالنسب المئوية للاتفاق فيما بينهم. إذ إنهم قدموا اقتراحات قيّمة ساعدت الباحثة في إعادة النظر في بعض الأهداف ومراجعة عدد من الفقرات التي كانت تعوزها الدقة أو الوضوح في الصياغة أو من حيث مناسبتها للبيئة الخليجية، وقد تمّ الأخذ بملاحظات المحكمين، وإجراء التعديلات اللازمة. وقد أشار المحكمون إلى احتواء الأداة على فقرات قد تكون ذات حساسية للمشارك (موقف رقم 1، رقم 15)، وقد تمّ أخذ الملاحظات وأُجريت التعديلات المقترحة، وذلك للمحافظة على صدق المحتوى للاختبار. وتتضمن الصورة النهائية للاختبار من عشرين موقفاً يومياً.

ولاستخلاص دلالات صدق وثبات مقياس الذكاء العملي، طُبق المقياس على عينة استطلاعية مكونة من 100 طالبًا وطالبة من خارج عينة الدراسة.

الاتساق الداخلي تم التحقق من ثبات المقياس باستخدام معامل ألفا كرونباخ التي بلغت قيمتها للدرجة الكلية (0.74)، كما تم التحقق من الثبات من خلال استخراج معامل ثبات الاستقرار من خلال إعادة التطبيق على العينة الاستطلاعية، وقد بلغت قيمة معامل ثبات الاستقرار (0.86). كما تم حساب معاملات ارتباط الفقرات بالدرجة الكلية، باستخدام معامل ارتباط بيرسون، كما هو موضح في جدول 1، حيت تراوحت من 0.25 إلى 0.57 ، وكانت دالة إحصائياً (P< .01). مما يدعم الاتساق الداخلي وصدق البناء للاختبار (عبد العزيز، 1993). كما تم استخراج معاملات الارتباط

المصحّح بين الفقرة والمقياس، حيث تراوحت معاملات الارتباط المصحّح بين الفقرة والمقياس، كما هو موضح في جدول (1)، من 0.22 إلى 0.61، وهي أعلى من 0.20، وعليه، فإن اختبار الذكاء العملي يتمتع بقدرة تمييزية مقبولة (عبد العزيز، 1993).

جدول 1

قيم معاملات الارتباط المصحح وارتباط الفقرة بالدرجة الكلية على المقياس

رقم الفقرة	معاملات الارتباط المصحّح	معامل ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية للمقياس	الدلالة الإحصائية
1	0.36	0.41	أقل من 0.01
2	0.22	0.45	أقل من 0.01
3	0.44	0.45	أقل من 0.01
4	0.25	0.28	أقل من 0.01
5	0.23	0.37	أقل من 0.01
6	0.22	0.46	أقل من 0.01
7	0.33	0.25	أقل من 0.01
8	0.35	0.53	أقل من 0.01
9	0.31	0.31	أقل من 0.01
10	0.46	0.31	أقل من 0.01
11	0.41	0.39	أقل من 0.01
12	0.28	0.30	أقل من 0.01
13	0.38	0.42	أقل من 0.01
14	0.43	0.35	أقل من 0.01
15	0.26	0.34	أقل من 0.01
16	0.51	0.53	أقل من 0.01
17	0.53	0.57	أقل من 0.01
18	0.25	0.53	أقل من 0.01
19	0.32	0.32	أقل من 0.01
20	0.61	0.40	أقل من 0.01

ثانياً: النتائج المتعلقة بالسؤال الأول

للإجابة عن السؤال الأول، ولإجراء التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي واختبار (ت) للعينات المستقلة، تم استخدام التحليل الاستكشافي للبيانات Exploratory Data Analysis، لتنظيف البيانات من الأخطاء والقيم المفقودة والقيم المتطرّفة والتحقق من اعتدالية توزيع البيانات. وتشير قيم معامل التفلطح والالتواء البالغة (0.54)، (0.71) على الترتيب، إلى أن التوزيع يقترب من التوزيع الطبيعي. وتشير القيمة الموجبة لمعامل الالتواء إلى أن أغلبية الطلبة أحرزوا علامات متدنية في الذكاء العملي، وهذا ما يؤكده المتوسط الحسابي للأداء وحيث إن القيمة المطلقة لمعامل الالتواء أقل من واحد صحيح، فإن التوزيع يقترب من التوزيع الطبيعي (Leech et al., 2011)؛ حيث توزعت درجات معظم الأفراد بين 29 و37 وعدد أقل من الأفراد حصلوا على درجات أقل من 29 وأكبر من 37.

المجلة الدولية للأبحاث التربوية - جامعة الإمارات العربية المتحدة
المجلد (45) العدد (1) يناير 2021

وللتحقق من صدق بناء المقياس، تم استخدام التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي على عيّنتين مختلفتين، واستخراج العلاقة بين الدرجة على الفقرة والدرجة الكلية للمقياس، واستخراج معامل الارتباط المصحّح Corrected item-total correlation. وللتحقق من ثبات المقياس، تمّ استخراج معامل ألفا كرونباخ. وقد تمّ عرض النتائج في الفقرات اللاحقة.

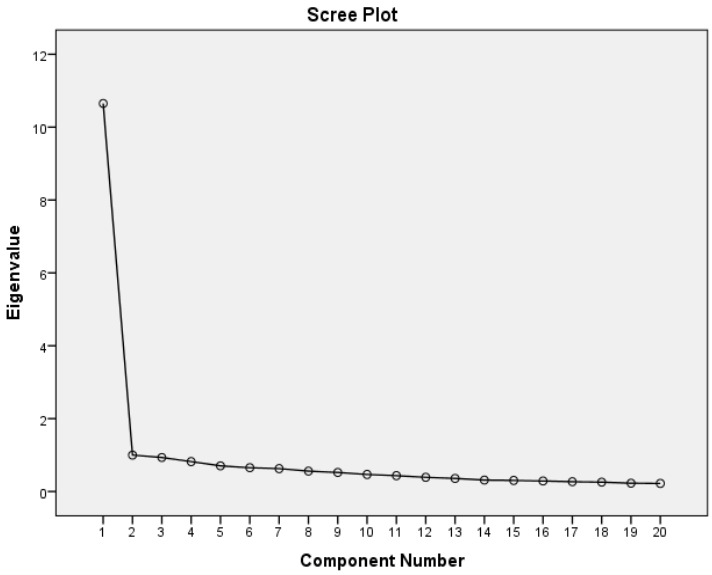
تم إجراءالتحليل العاملي الاستكشافي باستخدام طريقة المكونات الأساسية لاستخلاص العوامل المكونة لاختبار الذكاء العملي (الصدق العاملي). وقبل إجراء تحليل المكونات الرئيسة، تم فحص مصفوفة الارتباط الثنائية للفقرات بصريًا كتقييم أولي للعلاقة بين فقرات الاختبار. وعليه، تراوحت قيم معاملات الارتباط بين الفقرات من متوسط (0.41) إلى عالٍ (0.60). ثم تم حساب مقياس كايزر ماير أولكين (Kaiser-Meyer-Olkin: KMO) لقياس كفاية العينات، وهي نسبة مجموع مربعات الارتباطات إلى مجموع مربعات الارتباطات مضافاً إليها الارتباطات الجزئية التربيعية، وكانت قيمة KMO لاختبار الذكاء العملي مقبولة عند 0.96، وهي أعلى من علامة القطع (أعلى من 0.50) التي افترضها فيلد (Field, 2011)، مما يشير إلى إمكانية إجراء التحليل العاملي للاختبار. بالإضافة إلى ذلك، كان اختبار بارتليت Bartlett's Test of Sphericity دالاً إحصائياً ($\chi2=3318.90$; P=0.00)، مما يقودنا لرفض الفرضية الصفرية بأن مصفوفة الارتباط هي مصفوفة وِحدة (Hair et al., 2010; Field, 2011) وأن مصفوفة الارتباط مقبولة لإجراء التحليل العاملي.

كشفت النتائج الأولية للتحليل العاملي الاستكشافي، والتحليل المتوازي Parallel Analysis، واختبار الفرز (انظر شكل 1) عامل واحد (الذكاء العملي) قيمة جذره الكامن أكبر من واحد، يفسر 58.25٪ من التباين، وهي أعلى من علامة القطع 50٪ كحد أدنى (Hair et al., 2010).وفيما يتعلق بنسبة التباين المفسر فهي نسبة جيدة تدل على قدرة العوامل على تمثل بيانات العينة. يتبين من جدول (2) أن قيم تشبّع الفقرات بالعامل تراوحت من 0.64 إلى 0.80 (Hair et al., 2010، وهي أعلى من علامة القطع (0.60) (Chin, 1998). كما تراوحت قيم مربعات تشبعات الفقرات بالعامل Item loading من 0.64 إلى0.81، وهي أعلى من علامة القطع (0.04) (Williams, et al., 2010)، مما يشير إلى أن الفقرات تقيس عاملاً واحداً يمكن تفسيره بعامل الذكاء العملي. وأكدت نتائج التحليل العاملي المذكورة أعلاه أن جميع الفقرات المستخدمة في قياس الذكاء العملي صادقة من حيث تشبعها بالعامل.

جدول 2

نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لاختبار الذكاء العملي

العامل Factor	الفقرة Item	تشبّع الفقرة بالعامل Item Loading	مربع تشبّع الفقرة بالعامل Item Communalities
	1	0.70	0.48
	2	0.64	0.41
	3	0.64	0.41
	4	0.68	0.47
	5	0.75	0.56
	6	0.67	0.45
	7	0.73	0.53
	8	0.74	0.55
الذكاء العملي	9	0.70	0.49
Practical	10	0.79	0.62
Intelligenc	11	0.75	0.56
e (PI)	12	0.65	0.42
	13	0.81	0.66
	14	0.73	0.53
	15	0.80	0.64
	16	0.72	0.52
	17	0.77	0.59
	18	0.76	0.58
	19	0.78	0.61
	20	0.76	0.57



شكل 1: اختبار الفرز لاختبار الذكاء العملي

استناداً على نتائج التحليل العاملي الاستكشافي، استخدم التحليل العاملي التوكيدي (CFA) من خلال البرنامج الإحصائي(AMOS-22). وتم تقييم نموذج القياس Measurement model لتحديد صدق وثباتفقرات الاختبار، والتحقق من الصدق التقاربي Convergent validity والصدق التمييزي Discriminant validity (Straub et al., 2004; Lewis et al., 2005).

استخدمت معايير متعددة للتحقق من جودة المطابقة لنموذج القياس، بما في ذلك نسبة مربع كاي chi-square إلى درجات الحرية (χ2 / df)، ومؤشر جودة القياس (Goodness-of-Fit-Index: GFI)، ومؤشر جودة المطابقة المعدّل (Adjusted- Goodness-of-Fit-Index: AGFI)، وجذر متوسط مربعات الخطأ في التقدير (Root Mean Square Error of Approximation: RMSEA) ، ومؤشر المطابقة المقارن (Comparative of Fit-Index: CFI) . وحددت علامة القطع المقبولة لإحصائيات المطابقة (χ2 / df)، و(GFI)، و(AGFI)، و(RMSEA)، و(CFI)، ثلاثة أو أقل، أكبر من 90.، أكبر من 90. ، من 06. إلى 08.، وأكبر من 90.، على الترتيب.

دعمت نتائج التحليل العاملي التوكيدي أحادية العامل المنبثقة عن التحليل العاملي الاستكشافي، حيث تراوحت تقديرات الأرجحية العظمى Mmaximum Likelihood بين 40.و 60.، وكانت جميع قيم اختبار (ت) دالة إحصائياً. كما أن قيم تشبعات الفقرات كانت أعلى من علامة القطع (0.60). وكانت قيم إحصائيات المطابقة: (χ2 / df)، (GFI)، (AGFI)، (RMSEA)، (CFI)، 2.81،0.92، 94.، 0.06، 0.96، على الترتيب. مما سبق، يتبين أن كل فقرة تسهم وبدلالة في تمثيل الذكاء العملي. ويبين جدول (3) تقديرات الانحدار، وقيم الإحصائي (ت) لفقرات اختبار الذكاء العملي.

جدول 3

نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس الذكاء العملي

المسار (Path)			تقدير الانحدار (معامل بيتا)	تشبع الفقرة بالعامل	الخطأ القياسي (S.E)	الإحصائي ت (t)	الدلالة الإحصائية (*p*)
PI	<---	PI20	1.00	0.78	-	-	-
PI	<---	PI19	1.23	0.68	0.10	13.01	0.001
PI	<---	PI18	1.04	0.71	0.08	12.57	0.001
PI	<---	PI17	1.03	0.69	0.08	12.50	0.001
PI	<---	PI16	1.10	0.64	0.09	11.80	0.001
PI	<---	PI15	1.09	0.72	0.08	13.08	0.001
PI	<---	PI14	0.94	0.65	0.08	11.64	0.001
PI	<---	PI13	1.13	0.61	0.08	13.64	0.001
PI	<---	PI12	0.85	0.61	0.08	10.33	0.001

المسار (Path)			تقدير الانحدار (معامل بيتا)	تشبع الفقرة بالعامل	الخطأ القياسي (S.E)	الإحصائي ت (t)	الدلالة الإحصائية (*p*)
PI	<---	PI11	1.10	0.67	0.09	12.35	0.001
PI	<---	PI10	1.12	0.78	0.09	13.075	0.001
PI	<---	PI9	0.93	0.68	0.08	11.20	0.001
PI	<---	PI8	0.95	0.71	0.08	11.78	0.001
PI	<---	PI7	0.93	0.69	0.08	11.33	0.001
PI	<---	PI6	0.93	0.64	0.09	10.47	0.001
PI	<---	PI5	1.00	0.72	0.08	11.93	0.001
PI	<---	PI4	0.88	0.65	0.08	10.61	0.001
PI	<---	PI3	0.91	0.61	0.09	10.00	0.001
PI	<---	PI2	0.85	0.61	0.09	9.99	0.001
PI	<---	PI1	0.93	0.67	0.09	11.03	0.001

*PI الذكاء العملي، PI20 الفقرة رقم 20.

وتم التحقق من صدق المقياس من خلال التحقق من الصدق التقاربي والتمييزي، وفيما يلي عرض للنتائج:

الصدق التقاربي

يعرّف الصدق التقاربي بأنه الدرجة التي يتم بها إجراء محاولات متعددة لقياس نفس المفهوم بالاتفاق (Puteh, 2018)، ويتم التحقق منه من خلال تشبعات الفقرات (Factor loading) و الثبات المركب (Composite Reliability CR)، ومتوسط التباين المستخرج (Average Variance Extracted: AVE) (Hair et al., 2010). وفقاً لتوصية شن (Chin, 1998)، فإن قيم تشبع الفقرة بالعامل يجب أن تكون أكبر من (0.60)، ودالة إحصائياً. كما يجب أن تتجاوز قيم (CR) المستوى الموصي به وهو 0.70 أو أعلى (Hair et al., 2010; Tabachnick & Fidell, 2007). كما يجب أن تتجاوز قيمة AVE المستوى الموصي به وهو 0.5 أو أعلى (Tabachnick & Fidell, 2007). بالإضافة إلى ذلك، تم تقييم الاتساق الداخلي باستخدام طريقة ألفا كرونباخ كمؤشر لصدق الاختبار. تعتبر موثوقية الاتساق الداخلي مرضية، عندما تكون القيمة 0.7 على الأقل (Nunnally & Bernstein, 1994). ففي الدراسة الحالية، استخدمت الطرق التالية للتحقق من الصدق التقاربي (1) تشبع الفقرة بالعامل، (2) CR، (3) AVE.

كما هو مبين في الجدول 3، تراوحت قيم تشبعات الفقرات من 0.61إلى 0.78، وجميعها أعلى من علامة القطع 0.60، وكانت ذات دلالة إحصائية (p< .01). ومن ثم، فإن جميع الفقرات صادقة في قياسها للذكاء العملي. ويتبين من جدول (4) أن قيمة (.92)CR، وهي أعلى من علامة القطع 0.070. بالإضافة إلى ذلك، كانت قيمة الإحصائي (.52)AVE، وهي أعلى من علامة القطع 0.50. ونظرًا لأن كل المعايير الثلاثة، وهي تشبع الفقرة بالعامل و CR وAVE ، أعلى من علامة القطع لكل منها، يمكن بالتالي استنتاج أن اختبار الذكاء العملي يتمتع بدرجة مقبولة من الصدق التقاربي.

المجلة الدولية للأبحاث التربوية - جامعة الإمارات العربية المتحدة
المجلد (45) العدد (1) يناير 2021

جدول 4

ملخص لمعامل ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية، ومعامل ألفا كرونباخ، متوسط التباين المستخرج AVE والثبات المركب CR

الفقرة	معامل الارتباط المصحّح	معامل ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية	معامل ألفا كرونباخ	AVE	CR
PI1	0.50	(p<.01) 0.40	0.91	0.51	0.92
PI2	0.47	(p<.01) 0.46			
PI3	0.419	(p<.01) 0.43			
PI4	0.52	(p<.01) 0.58			
PI5	0.61	(p<.01) 0.40			
PI6	0.54	(p<.01) 0.46			
PI7	0.59	(p<.01) 0.44			
PI8	0.65	p<.01) 0.53			
PI9	0.51	(p<.01) 0.51			
PI10	0.66	(p<.01) 0.40			
PI11	0.59	(p<.01) 0.49			
PI12	0.34	(p<.01) 0.50			
PI13	0.69	(p<.01) 0.42			
PI14	0.55	(p<.01) 0.45			
PI15	0.67	(p<.01) 0.44			
PI16	0.61	(p<.01) 0.51			
PI17	0.71	p<.01) 0.59			
PI18	0.62	(p<.01) 0.52			
PI19	0.67	(p<.01) 0.45			
PI20	0.58	p<.01) 0.69			

ولتوفير المزيد من الأدلّة على صدق البناء، حُسبت معاملات ارتباط بيرسون بين الدرجة الكلية على الفقرة والدرجة الكلية على المقياس، وتراوحت من 0.39 إلى 0.69 ، وهي دالّة إحصائياً (p < .01)، وأعلى من علامة القطع (0.35)، مما يشير إلى جودة بناء فقرات المقياس، وصلاحيته لقياس الذكاء العملي (Brown, 1983). كما تم استخراج معامل التجانس الداخلي في الأداء على الفقرة والأداء على المقياس ككل، باستخدام معامل الارتباط المصحّح (Item-to-total correlation). وكما هو مبيّن في الجدول (4)، تراوحت قيم معاملات الارتباط المصحّح من 0.34 إلى 0.71 للفقرات، وجميعها أعلى من علامة القطع (0.20)، مما يشير إلى أن مقياس الذكاء العملي، يتمتع بدرجة مقبولة من الصدق وصالح للتطبيق (Leach et al., 2011).

الصدق التمييزي

تم التحقق من الصدق التمييزي لاختبار الذكاء العملي باستخدام طريقة فورنيل- ليكر (Fornell & Larcker, 1981). واستناداً على هذه الطريقة، يكون نموذج القياس (الاختبار) صادقاً

إذا كان الجذر التربيعي للإحصائي AVE لكل بنية كامنة أعلى من الارتباطات في أي بنى كامنة أخرى.تمثل القيم الغامقة في جدول 5 الجذر التربيعي للإحصائي AVE وتمثل القيم غير الغامقة قيمة الارتباط بين الفقرات. وقد تبين أن جميع القيم (الارتباطات) خارج القطر (غير الغامقة) أقل من الجذور التربيعية للإحصائي AVE، مما يؤكد أن نموذج القياس (الاختبار) يتمتع بالصدق التمييزي.

جدول 5
ملخص نتائج طريقة Fornell–Larcker

	PI1	PI2	PI3	PI4	PI5	PI6	PI7	PI8	PI9	PI10	PI11	PI12	PI13	PI14	PI15	PI16	PI17	PI18	PI19	PI20
PI1	0.88																			
PI2	0.48	0.82																		
PI3	0.25	0.36	0.84																	
PI4	0.27	0.35	0.42	0.83																
PI5	0.39	0.32	0.34	0.44	0.80															
PI6	0.25	0.34	0.33	0.40	0.38	0.85														
PI7	0.35	0.26	0.28	0.37	0.35	0.41	0.80													
PI8	0.30	0.31	0.23	0.36	0.41	0.43	0.66	0.78												
PI9	0.21	0.23	0.22	0.19	0.28	0.22	0.36	0.40	0.78											
PI10	0.41	0.33	0.32	0.34	0.40	0.35	0.41	0.44	0.47	0.82										
PI11	0.35	0.21	0.32	0.29	0.37	0.30	0.37	0.37	0.36	0.51	0.88									
PI12	0.18	0.14	0.11	0.16	0.24	0.19	0.12	0.20	0.23	0.25	0.28	0.83								
PI13	0.30	0.26	0.32	0.36	0.41	0.51	0.43	0.51	0.31	0.49	0.44	0.30	0.84							
PI14	0.18	0.29	0.12	0.21	0.35	0.23	0.31	0.42	0.39	0.29	0.27	0.22	0.45	0.83						
PI15	0.32	0.30	0.28	0.38	0.49	0.30	0.42	0.48	0.38	0.43	0.40	0.14	0.52	0.54	0.80					
PI16	0.34	0.22	0.19	0.24	0.38	0.35	0.31	0.36	0.39	0.48	0.48	0.19	0.41	0.46	0.51	0.85				
PI17	0.33	0.32	0.25	0.30	0.50	0.37	0.44	0.53	0.38	0.49	0.40	0.32	0.55	0.50	0.53	0.59	0.80			
PI18	0.35	0.33	0.10	0.22	0.28	0.30	0.34	0.42	0.36	0.47	0.36	0.31	0.47	0.54	0.46	0.48	0.56	0.78		
PI19	0.38	0.27	0.30	0.40	0.36	0.49	0.46	0.42	0.37	0.50	0.47	0.17	0.53	0.38	0.46	0.48	0.47	0.49	0.78	
PI20	0.34	0.26	0.24	0.40	0.44	0.24	0.29	0.40	0.33	0.40	0.38	0.29	0.45	0.33	0.44	0.30	0.46	0.47	0.41	0.82
PI	0.56	0.52	0.48	0.57	0.65	0.59	0.63	0.69	0.56	0.70	0.64	0.40	0.73	0.60	0.71	0.66	0.75	0.66	0.71	0.63

ولتوفير المزيد من دلالات الصدق لمقياس الذكاء العملي، تمّ فحص الفروق الجندرية في التقدير الذاتي للذكاء العملي؛ وذلك باستخدام اختبار (ت) للعينات المستقلة Independent Samples t-test، ويوضح الجدول (6) هذه النتائج.

المجلة الدولية للأبحاث التربوية - جامعة الإمارات العربية المتحدة
المجلد (45) العدد (1) يناير 2021

جدول 6

نتائج اختبار ت (t) للعينات المستقلة للتحقق من دلالة الفرق في متوسط درجات العينة على مقياس الذكاء العملي باختلاف الجنس

الجنس	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الفرق بين المتوسطين	قيمة (t)	درجات الحرية	الدلالة المحسوبة
ذكر	34.93	6.69	2.03	2.52	198	0.013
أنثى	32.90	4.72				

يتضح من جدول (6)، أن متوسط درجات الذكور على مقياس الذكاء العملي قد بلغ (34.93) بانحراف معياري (6.69)، في حين بلغ متوسط درجات الإناث على مقياس الذكاء العملي(32.90) بانحراف معياري (4.72)، وبلغت قيمة اختبار ت (*t*) (2.52)، وهي قيمة دالة إحصائياً، حيث إن الدلالة المحسوبة تساوي (0.013) وهي أقل من (0.05)،مما يشير إلى وجود فرق في متوسط درجات العينة على مقياس الذكاء العملي باختلاف الجنس، وذلك لصالح الذكور.

ثالثاً: النتائج المتعلقة بالسؤال الثاني

تم تقييم الاتساق الداخلي لمقياس الذكاء العملي باستخدام طريقة ألفا كرونباخ كمؤشر لثبات المقياس، والثبات المركب (CR). وكما يظهر في جدول (4)، بلغت قيمة معامل ألفا كرونباخ للمقياس 0.91 والثبات المركب 0.92، وهي أعلى من علامة القطع 0.70 وهذا يشير إلى أن مقياس الذكاء العملي يتمتع بدرجة مقبولة من الثبات والصلاحية لقياس الذكاء العملي (Cronbach, 1953; Leech et al., 2011).

مناقشة النتائج

هدفت الدراسة الحالية إلى تطوير مقياس الذكاء العملي في البيئة البحرينية، وتقييم موثوقيته وصلاحيته، وقد أجريت عملية تطوير المقياس على مرحلتين، هما: مرحلة التحليل العاملي الاستكشافي ومرحلة التحليل العاملي التوكيدي. أظهرت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي (المرحلة الأولى) عاملاً واحداً يُفسّر أداء الطلبة على مقياس الذكاء العملي، وعدم استبعاد أي فقرة من فقرات الصورة الأوّلية للمقياس. كما جاءت نتائج التحليل العاملي التوكيدي (المرحلة الثانية)، لتؤكد البنية العاملية الأحادية لمقياس الذكاء العملي، وبالتالي قدّم دعمًا للصدق العاملي لمقياس الذكاء العملي مع عينة مختلفة عن عيّنة التحليل العاملي الاستكشافي.

استخدم بعض الباحثين نوعي التحليل العاملي للتحقق من البناء العاملي للمقاييس (Chang, 2014; Hershberger et al., 2003) ، إذ يبدأ الباحث باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي، ثم يصمم نموذجه العاملي التوكيدي بناء على نتائج التحليل العاملي الاستكشافي،

وينطلق للتحقق من صدق النموذج التوكيدي. وقد برهنت النتائج عموماً أن التحليل العاملي الاستكشافي يمكن أن يسهم في خلق استراتيجية توجيهية مفيدة لتحديد نموذج مسبق (التحقق من الصدق) للتحليل العاملي التوكيدي. ففي الدراسة الحالية، تمّ استخدام التحليل العاملي الاستكشافي لعدم توافر أدلّة تجريبية حول البناء العاملي لمقياس مواقف الحياة الحقيقية، كأحد مؤشرات الذكاء العملي.

مناقشة النتائج المتعلقة بالسؤال الأول

أجري التحليل العاملي الاستكشافي لتحديد عدد العوامل التي تفسّر التباين في مقياس الذكاء العملي، حيث تمّ توظيف محك اختبار المنحدر لكاتل Scree plot؛ الذي يعتبر أكثر دقة من قاعدة الجذر الكامن Eigen value، إذ ينطلق المنحنى من أعلى جذر عند العامل الأول ثم يأخذ في التناقص إلى أن يصل نقطة ما تقابل عاملاً معيناً تتباطأ درجة انحداره أو انخفاضه عندها كاسرًا وتيرة انخفاضه أو انحداره، وقد أظهرت النتائج وجود عامل واحد يفسّر 58.25% من تباين الأداء. ويعتمد محك التباين المفسّر على نسبة التباين التراكمي الذي تفسره، وتعد هذه الطريقة مهمة تطبيقياً لكونها تشير إلى قدرة العوامل المنتقاة على استيعاب أو تمثيل المعلومات (تفسير التباين) في البيانات. وفي الدراسة الحالية كانت نسبة التباين التراكمي 58.25% وهو مستوى جيد من التباين المفسر من قبل العامل العام، وهنا يقدم هذا المحك دعما للبناء العاملي لمقياس الذكاء العاملي (Chang, 2014).وخلاصة القول، تطابقت النتائج الإحصائية لمحك الجذر الكامن (أكبر من 1) مع محك اختبار منحنى المنحدر لكاتل ومحك التباين المفسر.

أظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي أن مؤشرات المطابقة تدل على حسن مطابقة النموذج، فمربع كاي غير دال إحصائياً؛ حيث إن الفرضية الصفرية (التي مفادها أن هل يوجد فرق بين النموذج المفترض، والنموذج الحقيقي ذي البيانات المشتقة من العيّنة) لا يمكن رفضها، أي يوجد تطابق بين النموذج المفترض والنموذج الواقعي. كما أن أكثر مؤشرات المطابقة فعالية وأداء وهو مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ التقدير (Root Mean Square Error of Approximation: RMSEA) كانت مطابقته جيّدة ومتميّزة، وكانت قيم مؤشرات جودة المطابقة المعدّلة (Adjusted- Goodness-of-Fit-Index: AGFI)، ومؤشر المطابقة المقارن (Comparative of Fit-Index: CFI) جميعها تتجاوز 0.90 وهوما يدل على مطابقة معقولة للنموذج الحالي.

وإجمالاً وعند مقارنة قيم المؤشرات المحسوبة - كما تظهرها نتائج التحليل العاملي التوكيدي – بقيم المحكات للحكم على المدى الأمثل لحسن المطابقة، يتبين أن معظم مؤشرات المطابقة تشير إلى تمتع نموذج القياس المنبثق عن التحليل العاملي الاستكشافي للذكاء العملي

بمطابقة إجمالية جيدة. وبما أن النموذج قد تم بناؤه وفقاً لنتائج التحليل العاملي الاستكشافي، فنستطيع القول بأن البناء العاملي باستخدام التحليل العاملي التوكيدي مطابق للنموذج الناتج من التحليل العاملي الاستكشافي. وبعبارة أخرى،النموذج الواقعي (بيانات العينة) مطابقة للنموذج المفترض.

فيما يتعلق بالصدق التقاربي، أظهرت قيم المؤشّرات الإحصائية التالية: تشبّع الفقرة بالعامل، والموثوقية المركبة، والاتساق الداخلي، ومتوسط التباين المستخرج، دلالة إحصائية، وجميعها أعلى من علامة القطع المحددة لكل منها. وهذا يشير إلى الصدق التقاربي للمقياس؛ أي أن الفقرات تنتمي للعامل العام الذي تقيسه وصادقة في قياس عاملها. علاوة على ذلك، لتقييم الصدق التمييزي، تم استخدام منهج Fornell-Larcker ، والذي يتطلب أن يكون التباين المشترك بين المتغيّر الكامن والمؤشرات المخصصة له أكبر من أي متغيرات كامنة أخرى. وقد أظهرت النتائج أن الجذر التربيعي لمتوسط التباين المستخرج لكل بناء (فقرة) كامن أعلى من ارتباطات أي بنيات (فقرات) كامنة أخرى. مما يشير إلى الصدق التمييزي للمقياس. فالارتباطات البينية غير القوية جداً بين الفقرات تشير أيضاً إلى الصدق التمييزي لمقياس الذكاء.

وأشارت النتائج إلى أن تشبّع الفقرة Item loading بعاملها كان عالياً، وأعلى من علامة القطع؛ مما يشير إلى مساهمة كبيرة للفقرة في قياسها لعاملها. بالإضافة إلى ذلك، أظهر نموذج القياس أحادي العامل مؤشرات جودة ومطابقة عالية؛ وتوفر هذه النتائج دليلاً على صدق البناء لمقياس الذكاء العملي.

ولتحديد أوجه الشبه بين نتائج التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي من حيث تشبّعات الفقرات بالعامل، وكما هو ظاهر في الجدول (2) و(3)، المتضمّن كل منهما نتائج التوكيدي والاستكشافي أن التشبعات عموماً في التحليل العاملي التوكيدي (طريقة الاحتمال الأقصى) كانت متقاربة مع التحليل العاملي الاستكشافي (طريقة المكوّنات الأساسية)، وهذا يدعم الصدق العاملي للمقياس.

ولتوفير المزيد من الأدلّة التجريبيّة لصدق مقياس الذكاء العملي، أشارت معاملات ارتباط بيرسون إلى علاقة ذات دلالة بين الفقرة والمقياس، وهذا يُعد مؤشراً واضحاً على الاتساق الداخلي للفقرات المكوّنة للمقياس؛ ذلك أن الارتباط العالي بين الفقرة والقياس يُقدّم دليلاً على أن السمة التي تقيسها الفقرة هو ما يقيسه المقياس.

وتدعم النتائج البناء العاملي لمقياس الذكاء العملي الذي طوّره ستيرنبرغ وكوفمان وغريغورينكو (Sternberg et al., 2008)، باعتبار مقياس المواقف الحياتية عاملاً أحادي البعد. وقد أكد ستيرنبرغ على وجود عامل عام للذكاء العملي يختلف عن الذكاء الأكاديمي (g)، وقدّم الأدلّة

التجريبية والنظرية التي تدعم ذلك، كما يُعد الذكاء العملي أحد عوامل الذكاء وفقاً لنظرية الذكاء الثلاثية (Sternberg, 1993). وتتفق هذه النتائج مع النتائج التوصل إليها بوتيه (Puteh, 2018)، ودراسة المومني وغرايبة (Al-Momani & Ghraibeh, 2017)، والتي أظهرت عاملاً عامّا يفسّر تباين الأداء على مقياس الذكاء العملي. ومع ذلك، كانت هذه النتائج مختلفة عن نتائج بعض الدراسات السابقة التي أشارت بأن الذكاء العملي بنية متعددة العوامل (Chooi et al., 2014; Gottfredson, 2003; McDaniel & Whetzel, 2005). ويمكن أن تكون هذه الاختلافات ناتجة عن الآثار الثقافية واللغة وأسلوب الحياة في الثقافات الآسيوية، وخاصة في الثقافة العربية، التي لها طبيعة اجتماعية فريدة. وأفاد باحثون سابقون أن مفهوم الذكاء في العديد من الثقافات الآسيوية يركز بشكل أكبر على الجانب الاجتماعي للذكاء مقارنة بالثقافات الغربية (Al Momani & Gharaibeh, 2017). كما يمكن أن تُعزى الاختلافات في النتائج إلى المنهجية المستخدمة في دراسة الصدق، حيث إن بعضاً من هذه الدراسات لم يستخدم النمذجة البنائية في تحقيق الصدق للمقياس (Chooi et al., 2003)، والبعض الآخر أجرى التحليل العاملي التوكيدي والاستكشافي على العيّنة نفسها (Puteh, 2018).

وللكشف عن المزيد من دلالات صدق البناء للمقياس، تمّ اختبار دلالة الفروق في الأداء بين الذكور والإناث في الذكاء العملي. أظهرت نتائج اختبار (ت) فروقاً جندرية لصالح الذكور في الذكاء العملي، كما يقيسه اختبار الذكاء العملي وتتفق نتائج الدراسة الحالية مع ما توصلت إليه بعض الدراسات، والتي استخدمت أسلوب التقدير الذاتي للذكاء في بلدان مختلفة مثل مصر (Furnham & Mottabu, 2004)، وإيران (Furnham et al., 2007)، وبولندا (Furnham et al., 2005)، وجنوب إفريقيا (Furnham & Akande, 2004)، وكوريا الجنوبية (Kang & Furnham)، ونيوزيلند (Furnham & Ward, 2001)، وروسيا الاتحادية (Furnham & Shagabutdinova, 2012). ويمكن أن تُعزى هذه النتائج إلى أنه على الرغم من تحسّن وضع المرأة في مملكة البحرين، فإن الرجال لا يزالون مهيمنين على العديد من المجالات كإدارة الأعمال والتعليم والوظائف الحكومية رغم أن عدداً قليلاً من النساء أظهرن نجاحاً استثنائياً في هذه المجالات. وقد يشير هذا إلى أن الناس لا يزالون يعتقدون أن أداء الذكور يتفوق على أداء الإناث، مما يدفعهم إلى رؤية الرجال على أنهم أفضل من النساء. ففي مملكة البحرين، ينضم العديد من الرجال إلى الجيش والخدمة الإلزامية لمدة لا تقل عن ستة أشهر كخدمة وطنية، حيث يواجهون تغييراً سريعاً في البيئة ويكتسبون المهارات العملية، وهذا يمكن أن يقودهم إلى الاعتقاد بأفضليتهم في التكيف مع البيئة المختلفة، مما قد يؤدي إلى تصنيفات أعلى لهم في الذكاء العملي. وتدعم هذه النتائج الصدق التمييزي لمقياس الذكاء العملي، فقد اقترح هينكين (Hinkin, 1995) المقارنة بين أداء المجموعات الفرعية التي أثبتت الدراسات اختلافها في السمة المقاسة. ففي الدراسة الحالية،

كان من المتوقع أن يميز المقياس بين الجنسين في الذكاء العملي، وذلك لصالح الذكور. وعليه فإن النتائج تعطي دلالات أخرى للصدق التمييزي للذكاء العملي.

مناقشة النتائج المتعلقة بالسؤال الثاني

أظهرت قيم معاملات الارتباط المصحّح للعلاقة بين الفقرة والمقياس، وقيمة معامل ألفا كرونباخ(Alpha= 0.91)، والثبات المركب (CR=0.92) أن هناك تجانساً وظيفياً عالياً فيما بين الفقرات المكوّنة للمقياس، وذلك في قياسها للذكاء العملي.وهذا يشير إلى أن مقياس الذكاء العملي يتمتع بدرجة مقبولة من الثبات والصلاحية لقياس الذكاء العملي (Cronbach, 1953; Field, 2011). وهي نتيجة مماثلة لتلك التي أشارت إليها الدراسات المتعلقة بثبات مقياس الذكاء العملي (Al-Momani & Ghraibeh, 2017; Grigorenko et al., 2004; Puteh, 2018; Sternberg et al., 2008). فعلى سبيل المثال، وجدت بوتيه (Puteh, 2018) أن مقياس الذكاء العملي (المعرفة الضمنية) يتمتع بدرجة عالية من الاتساق الداخلي (Alpha =0.96)، وأكّد المومني وغرايبة أن مقياس الذكاء العملي يتمتع بدرجة مقبولة من الثبات (Alpha= 0.77) (Al-Momani & Ghraibeh, 2017) . كما جاءت هذه النتائج متسقة مع تلك التي ذكرها مطورو مقياس الذكاء العملي(Sternberg et al.,2008)، لعينات مختلفة من المملكة العربية السعودية (alpha = 0.78)، والولايات المتحدة الأمريكية (Alpha= 0.82)، ومملكة إسبانيا (Alpha= 0.82).

الاستنتاج

هدفت الدراسة الحالية إلى استخراج المؤشرات الإحصائية لمقياس الذكاء العملي، واشتقاق المعايير السيكومترية لاختبار الذكاء العملي كالصدق والثبات. ولتحقيق هذا الغرض، تم إجراء التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي للتحقق من صدق البناء العاملي للاختبار. وقد أظهرت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي أن فقرات الاختبار تقيس عاملاً واحداً، تم تفسيره على أنه الذكاء العملي. كما تم التحقق من صدق البناء من خلال الصدق التقاربي والتمييزي لفقرات الاختبار، حيث أظهرت النتائج أن جميع الفقرات قد استوفت متطلبات الصدق التقاربي والتباعدي للاختبار، مما يشير إلى صدق البناء للاختبار. كما تم التحقق من ثبات الاختبار باستخدام معامل ألفا كرونباخ، وحسبت معاملات ارتباط الفقرات بالدرجة الكلية باستخدام معامل ارتباط بيرسون، حيث أظهرت النتائج أن الاختبار يتمتع بدرجة مقبولة من الاتساق الداخلي (الثبات والصدق). كما أن التجانس دل على الصدق العاملي؛ وذلك بأن عينة الفقرات تقيس سمة واحدة.بالإضافة إلى ذلك، يتميز هذا المقياس بخصائص، مثل سهولة تطبيقه، مما يتيح جمع البيانات من عدد كبير من المشاركين. وبالتالي، يمثل هذا المقياس طريقة سهلة واقتصادية لقياس الذكاء العملي.

التوصيات

في ضوء ما توصل إليه البحث الحالي من نتائج، وفي ضوء حدود البحث ومنهجه، يمكن تقديم مجموعة من التوصيات كالتالي:

1. استخدام اختبار الذكاء العملي في الكشف والتعرف على الطلبة الموهوبين، لما له من خصائص سيكومترية تجعل منه أداة صالحة لقياس مستوى الذكاء كأحد مؤشرات الموهبة. فقد أشارت بعض الدراسات إلى أن الطلبة الموهوبين أحرزوا درجات أعلى من نظرائهم العاديين في الذكاء العملي (Fox & Spector, 2000).
2. توظيف المقياس من قبل الباحثين في استقصاء العلاقة بين التقدير الذاتي للذكاء العملي ومتغيّرات أخرى.
3. توظيف المقياس في دراسة الذكاء العاملي عبر الثقافات.
4. إجراء دراسات للتحقق من البناء العاملي لاختبار المعرفة الضمنية، وحل النزاعات، كمؤشّرات للذكاء العاملي (Stemberg et al., 2008).

التمويل

لا يوجد تمويل لهذه الدراسة

تضارب المصالح

أفاد الباحثون بعدم وجود تضارب في المصالح فيما يتعلق بالبحث، والملكية الفكرية، ونشر هذا البحث".

المراجع

الجاسم، فاطمة أحمد (2015). الذكاء الناجح والقدرات الإبداعية التحليلية. عمان: مركز ديبونو لتعليم التفكير.

الجنيد،شيخة.(2009). *الذكاء العملي والسمات السلوكية للتعلم والدافعية والإنجاز في التعليم الثانوي الصناعي بمملكة البحرين.* (رسالة ماجستير غير منشورة). جامعة الخليج العربي، مملكة البحرين.

رزق، حنان.(2009). *فاعلية التدريس بالذكاء الناجح على التحصيل والتفكير الإبداعي لطالبات الصف الثاني الثانوي المتفوقات بمادة الرياضيات بمدينة مكة المكرمة.* بحث مقدم للمؤتمر العلمي العربي السادس لرعاية الموهوبين والمتفوقين.عمان .1، 247-271.

عبد العزيز، نبيل (1993). *تطوير ومعايرة مقياس القدرة الرياضية للفئة العمرية من 13 – 15 سنة في الأردن* (رسالة ماجستير غير منشورة). جامعة اليرموك، الأردن.

Abdulaziz, N. (1993). *Development and calibration of the mathematical ability scale for the age group of 13-15 years in Jordan* (In Arabic) (Unpublished master's thesis). Yarmouk University, Jordan.

AL-jasim, F. (2015). *Successful intelligence and analytical creative abilities* (In Arabic). Amman: Debono Center for Teaching Thinking.

Al-Junaid, S. (2009). *Practical intelligence and behavioral characteristics of learning, motivation and achievement in industrial secondary education in the Kingdom of Bahrain* (In Arabic) (Unpublished Master Thesis). Arabian Gulf University, Kingdom of Bahrain.

Al Momani, R. & Gharaibeh, S. (2017). Investigating the construct validity of Sternberg's triarchic abilities test level-H (Arabic version). *International Journal of Advanced and Applied Sciences*, *4* (11), 28-34.

Bowman, D., Markham, P. M., & Roberts, R. D. (2002). Expanding the frontier of human cognitive abilities: so much more than (plain) g! *Learning and Individual Differences, 13*, 127-158.

Brand, C. (1996). *The g factor: General intelligence and its implications*. Chichester, England: Wiley.

Brown, F. (1983). *Principles of educational and psychological testing (*3rd ed.). New York, USA: Holt, Rinehart & Winston.

Chamorro-Premuzic, T., & Furnham, A. (2006). Personality and self-assessed intelligence. *Educational Research and Reviews, 1,* 227-233.

Chan, D., & Schmitt, N. (1997). Video-based versus paper-and-pencil method of assessment in situational judgment tests: Subgroup differences in test performance and face validity perceptions. *Journal of Applied Psychology*, 82, 143-159.

Chang, M. (2014). *Joint confirmatory factor analysis of the Woodcock-Johnson Tests of Cognitive Abilities, third edition, and the Stanford-Binet Intelligence Scales, fifth edition, with a preschool population*. (Unpublished doctoral dissertation). College of Education, University of North Texas.

Chin, W. W. (1998). The partial least squares approach for structural equation modeling. In *Modern Methods for Business Research*, GA Marcavlides (Ed.), pp. 293–336. London, UK: Lawrence Erlbaum.

Chooi, W.T, Long, L.E, & Thompson, A. (2014). The Sternberg Triarchic abilities test (Level-H) is a measure of G. *Journal of Intelligence*, *2*(3), 56-67.

Colonia-Willner, R. (1998). Practical intelligence at work: Relationship between aging and cognitive efficiency among managers in a bank environment. *Psychology and Aging*, 13, 45-57.

Field, A. (2011). *Discovering statistics using SPSS* (3rd. ed.). London, UK: Sage Publications.

Fornell, C. & Larcker, D. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable and measurement error. *Journal of Marketing Research*, *34*(2), 161–188.

Fox, S. & Spector, P. E. (2000). Relations of emotional intelligence, practical intelligence, general intelligence, and trait affectivity with interview outcomes: It's not all just 'G'. *Journal of Organizational Behavior*, 21, 203-220.

Furnham, A. (2001). Self-estimates of intelligence: Culture and gender difference in self and other estimates of both general (g) and multiple intelligences. *Personality and Individual Differences, 31,* 1381-1405. http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00232-4

Furnham, A., & Akande, A. (2004). African parents' estimates of their own and their children's multiple intelligences. *Current Psychology, 22,* 281-294. http://dx.doi.org/10.1007/s12144-004-1034-x

Furnham, A. & Buchanan, T. (2005). Personality, gender, and self-perceived intelligence. *Personality and Individual Differences, 39* (3), 543-555.

Furnham, A., Fong, G. & Martin, N. (1999). Sex and cross-cultural differences in the estimated multi-faceted intelligence quotient score for self, parents and siblings. *Personality and Individual Differences*, 26, 1025-1034.

Furnham, A., & Mottabu, R. (2004). Sex and Culture Differences in Estimates of General and Multiple Intelligence: A Study Comparing British and Egyptian Students. *Individual Differences Research,* 2*,* 82-96.

Furnham, A., Kosari, A., & Swami, V. (2012). Estimates of self, parental and partner multiple intelligences in Iran: A replication and extension. *Iran J Psychiatry, 7,66-73.*

Furnham, A., & Shagabutdinova, K. (2012). Sex differences in estimating multiple intelligences in self and others: A replication in Russia. *International Journal of Psychology, 47,* 448-459. http://dx.doi.org/10.1080/00207594.2012.658054

Furnham, A., Shahidi, S., & Baluch, B. (2007). Sex and cultural differences in perceptions of estimated multiple intelligences for self and family: A British-Iranian comparison. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 33,* 270-285. http://dx.doi.org/10.1177/0022022102033003004

Furnham, A., & Ward, C. (2001). Sex differences, test experience and the self-Estimation of multiple intelligence. *NewZealand Journal of Psychology, 30,* 52-59.

Furnham, A., Wytykowska, A., & Petrides, K. V. (2005). Estimates of multiple intelligences: A study in Poland. *European Psychologist, 10* (1)*,* 51-59. http://dx.doi.org/10.1027/1016-9040.10.1.51

Gardner, H. (1999). *Reframing intelligence*. New York: Basic Books.

Gottfredson, L. S. (2003). Dissecting practical intelligence theory: Its claims and evidence. *Intelligence,* 31, 343-397.

Grigorenko, E., Gil, G., Jarvin, L., & Sternberg, R. (2000). *Toward a validation of aspects of the theory of successful intelligence*. Manuscript submitted for publication.

Grigorenko, E., Meier, E., Lipka, J., Mohattc, G., Yanez, E., & Sternberg, R. (2004). Academic and practical intelligence: A case study of the Yup'ik in Alaska. *Learning and individual differences*, 14, 183–207.

Hair, J, Black, A., Babin, B, Anderson, R., & Tatham K. R. (2010). *Multivariate data analysis,* (7th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Hambleton, R., & De Jong, J. (2003). Advances in translating and adapting educational and psychological tests*. Language Testing*, *20* (2), 127-134.

Hedlund, J., Forsythe G., & Horvath J. (2003). Identifying and assessing tacit knowledge: Understanding the practical intelligence of military leaders. *The Leadership Quarterly*, *14*(2), 117–140.

Hershberger, S., Marcoulides, G., & Parramore, M. (2003). *Structural equation modeling: an introduction.* New York, USA: Cambridge University Press.

Hines, M. (2007). Do sex differences in cognition cause the shortage of women in science? In: S. J. Ceci & W.M. Williams (eds.), *Why aren't there more women in science?* Washington, D.C.: American Psychological Association.

Hinkin, T. (1995). A review of scale development practices in the study of organization. *Journal and Management, 21, 967-988.*

Insch, G., Dawley, N., & McIntyre, D. (2008). Tacit knowledge: A refinement and empirical test of the academic tacit knowledge scale. *The Journal of Psychology, 142* (6), 561–5.

Jensen, A. (1998). *The g factor: The science of mental ability*. Westport, CT: Praeger/Greenwood.

Kang, W. & Furnham, A. (2016). Gender and personality differences in the self-estimated intelligence of Koreans. *Psychology*, *7* (8), 1043-1052.

http://dx.doi.org/10.4236/psych.2016.78105

Leech, N., Barrett, K., & Morgan, G. (2011). *SPSS for intermediate statistics: Use and interpretation* (4th edition). Lawrence Erlbaum Associates, Inc., Publishers.

Legree, P. (1995). Evidence for an oblique social intelligence factor established with a Likert-based testing procedure. *Intelligence*, 21, 247-266.

Lewis, B., Templeton, G., & Byrd, T. (2005). A methodology for construct development in MIS research. *European Journal of Information Systems*, 14, 388–400.

Mayer, J. D., Salovey, P., & Caruso, D. (2000). Competing models of emotional intelligence. In R. J. Sternberg (Ed)., *Handbook of intelligence* (pp. 396-420). New York, USA: Cambridge University Press.

McDaniel, M. A. &Whetzel, D. L. (2005). Situational judgment test research: Informing the debate on practical intelligence theory. *Intelligence., 33*, 515-525.

Motowidlo, S., Dunnette, M., & Carter, G. (1990). An alternative selection procedure: The low-fidelity simulation. *Journal of Applied Psychology*, 75, 640- 647.

Nunnally, I. & Bernstein, I. (1994). *Psychometric Theory* (3rd. ed.). New York, USA: McGraw-Hill.

Peter, B. (2008). *Tacit knowledge in organizational learning*. New York: IGI Publishing,

Polanyi, M. (1966). *The tacit dimensions.* NY: Doubleday.

Polanyi, M. (1976). Tacit knowledge. In M. Marx, & F. Goodson (Eds.), *Theories in contemporary psychology* (pp. 330–344). New York, Macmillan.

Pourzolfaghar, Z. & Ibrahim, R. (2014). Impacts of adding knowledge flow to an activity-based framework for conceptual design phase on performance of building projects. *The Electronic Journal of Knowledge Management, 12(3), 166–175.*

Pulakos, E. & Schmitt, N. (1996). An evaluation of two strategies for reducing adverse impact and their effects on criterion related validity. *Human Performance*, 9, 241–258.

Puteh, F. (2018). Measuring tacit knowledge: A deliberate construct validation using structural equation modelling. *Journal of Information & Knowledge Management*, *17* (3), 18 -28.

Rammstedt, B., &Rammsayer, T. (2002). Self-estimated intelligence: gender differences, relationship to psychometric intelligence and moderating effects of level of Eeducation. *European Psychologist, 7,* 275-284.

Ree, M. & Earle, J. (1993). g is to psychology what carbon is to chemistry: A reply to Sternberg and Wagner, McClelland, and Calfee. *Current Directions in Psychological Science*. 1,11-12.

Rizk, H. (2009).*The effectiveness of teaching through successful intelligence on achievement and creative thinking for second-grade students who excelled in mathematics in the city of Makkah* (In Arabic).Research presented to the Sixth Arab Scientific Conference for the Gifted and Talented, Amman. 1, 271-247.

Rumanti, A., Ari Samadhi, T., & Wiratmadja, I. (2016). *Impact of tacit and explicit knowledge on knowledge sharing at Indonesian small and medium enterprise.* In 2016 IEEE International Conference on Industrial Engineering and Engineering Management (IEEM), Indonesia, pp. 11–15.

Spearman, C. (1927). *The abilities of man.* London: Macmillan.

Steinmayr, R., Beauducel, A., & Spinath, B. (2010). Do sex differences in a faceted model of fluid and crystallised intelligence depend on the method applied? *Intelligence, 38,* 101-110.

Sternberg, R. (1988). *The triarchic mind: A new theory of human intelligence*. New York: Penguin Books.

Sternberg, R. (1993) *Sternberg Triarchic Abilities Test (Modified), Level H*.

Sternberg, R. (1997). *Successful intelligence*. New York, USA: Plume.

Sternberg, R. (1998). Abilities as forms of developing expertise. *Educational Researcher*. 27, 11-20.

Sternberg, R. (1999). The theory of successful intelligence. *Review of General Psychology*. 3, 292-316.

Sternberg, R. (Ed.). (1985). *Beyond IQ: A triarchic theory of human intelligence,* New York: Cambridge University Press.

Sternberg, R. (Ed.). (2000). *Handbook of intelligence*. NewYork, USA: Cambridge University Press.

Sternberg, R., Castejon J., Prieto M., Hautamäki, J., & Grigorenko, E. (2001). Confirmatory factor analysis of the Sternberg Triarchic Abilities Test in three international samples: an empirical test of the triarchic theory of intelligence. *European Journal of Psychological Assessment*, *17*(1), 1-16.

Sternberg, R., Conway, B., Ketron, J., & Bernstein, M. (1981). People's conception of intelligence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 41, 37– 55.

Sternberg, R., Forsythe, G., Hedlund, J., Horvath, J., Wagner, R., Williams, W., Snook, S., & Grigorenko, E. (2000). *Practical intelligence in everyday life*. New York: Cambridge University Press.

Sternberg, R., Kaufman, J. C., & Grigorenko, E. L. (2008). *Applied intelligence*. Cambridge University Press.

https://doi.org/10.1017/CBO9780511611445

Sternberg, R., Wagner, R., Williams, W., & Horvath, J. (1995). Testing common sense. *American Psychologist*, 50, 912-927.

Sternberg, R. & Wagner, R. (Eds.). (1986). *Practical intelligence: Nature and origins of competence in the everyday world*. New York: Cambridge University Press.

Storek, J., & Furnham, A. (2013). Gender, "*g*", and fixed versus growth intelligence mindsets as predictors of self-estimated domain masculine intelligence (DMIQ). *Learning and Individual Differences, 25,* 93-98.

Straub, D., Boudreau, F., & Gefen, D. (2004). Validation guidelines for IS positivist research. *Communications of the Association for Information Systems*, 13, 380–427.

Syzmanowicz, A., & Furnham, A. (2011). Gender differences in self-estimates of general, mathematical, spatial, and verbal intelligence: Four Meta analyses*. Learning and Individual Differences, 21* (5), 493-504.

Tabachnick, B. &Fidell, L. (2007). *Using multivariate statistics* (5th. Ed.). Boston, Massachusetts: Allyn& Bacon.

Tang, K. (2004). The revision of tacit knowledge inventory for managers. Chongqing: *Southwest China Normal University*, 23-28.

Taylor, T., Elison-Bowers, P., Werth, E., Bell, E., Carbajal, J., Lamm, K., & Velazquez, E. (2013). A Police Officer's Tacit Knowledge Inventory (POTKI): Establishing construct validity and exploring applications. *Police Practice and Research: An International Journal*, Copyright Taylor & Francis, 1-18, DOI:10.1080/15614263.2013.802847.

Wagner, R. (2000). *Practical intelligence*. In R. J. Sternberg (Ed.), *Handbook of human intelligence* (pp. 380-395). New York, NY: Cambridge University Press.

Wagner, R., & Sternberg, R. (1985). Practical intelligence in real-world pursuits: The role of tacit knowledge. *Journal of Personality and Social Psychology*, 49, 436-458.

Williams, B, Brown, T & Onsman, A. (2010). Exploratory factor analysis: A five-step guide for novices. *Emergency Primary Health Care*, *8*(3), Article 1.

Yang, S., & Sternberg, R. (1997). Taiwanese Chinese people's conceptions of intelligence. *Intelligence*, 25, 21–36.