دار نشر جامعة قطر
Qatar University Press

كلية التربية
College of Education
جامعة قطر QATAR UNIVERSITY

OPEN ACCESS

البنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس

عبدالعزيز بن حمد بن محمد العميري[1]
alomairi1983@gmail.com

ملخص

هدفت الدراسة الحالية إلى معرفة البنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس. ولتحقيق هدف الدراسة، بُني مقياسٌ للولاء التنظيمي لمهنة التدريس، وطُبّق على عينتين متساويتين، تكونت كل عينة منهما من (381) معلمًا ومعلمةً، وطُبقت النسخة المبدئية للمقياس على العينة الأولى؛ بغرض إجراء التحليل العاملي الاستكشافي، إضافة إلى تطبيق المقياس بعد استخلاص نتائج التحليل العاملي الاستكشافي على عينة أخرى؛ بغرض إجراء التحليل العاملي التوكيدي. وخلصت الدراسة إلى أن مقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس يتكون من ثلاثة عوامل، هي: الولاء العاطفي، والولاء الأخلاقي، والولاء المستمر. كما كشفت النتائج عن أن المقياس يتسم بدرجة مقبولة من الثبات؛ فقد تراوحت معاملات الثبات للعوامل ما بين (0.84-0.88)، وبلغ معامل الثبات الكلي للمقياس (0.89)، وتدل جميع هذه المؤشرات على أن المقياس يتسم بخصائص سيكومترية جيدة. وفي ضوء النتائج التي تُوصِّل إليها، قدمت الدراسة عددًا من التوصيات، أبرزها: إعادة التحقق من البنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس، باستخدام التحليل العاملي التوكيدي، وتطبيقه على عينات مختلفة، وفي دول أخرى.

الكلمات المفتاحية: البنية العاملية، التحليل العاملي، الولاء التنظيمي، مهنة التدريس

للاقتباس: العميري، عبد العزيز. «البنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس»، **مجلة العلوم التربوية**، العدد 18، 2021

1. باحث تربوي، قسم البحوث والدراسات التدريبية، المعهد التخصصي للتدريب المهني للمعلمين، سلطنة عمان.

https://doi.org/10.29117/jes.2021.0063

©2021، العميري، الجهة المرخص لها: دار نشر جامعة قطر. تم نشر هذه المقالة البحثية وفقًا لشروط Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0). تسمح هذه الرخصة بالاستخدام غير التجاري، وينبغي نسبة العمل إلى صاحبه، مع بيان أي تعديلات عليه. كما تتيح حرية نسخ، وتوزيع، ونقل العمل بأي شكل من الأشكال، أو بأية وسيلة، ومزجه وتحويله والبناء عليه، طالما يُنسب العمل الأصلي إلى المؤلف.

دار نشر جامعة قطر
Qatar University Press

كلية التربية
College of Education
QATAR UNIVERSITY جامعة قطر

OPEN ACCESS

The Factorial structure of Organizational Loyalty to Teaching Profession Scale

Abdulaziz Hamed Mohammed AL-Omairi[1]
alomairi1983@gmail.com

Abstract

The study aimed to investigate the factorial structure of the Teaching Loyalty Scale using Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. To achieve the aim of the study, a scale was constructed to measure teaching loyalty and applied to two equal samples, each of which consisted of (381) male and female teachers. The initial version of the scale was applied to the first sample to conduct the Exploratory Factor Analysis, and the other version was for Confirmatory Factor Analysis. The results of both factor analyses showed that the Teaching Loyalty Scale consists of three factors: Affective Loyalty, Normative Loyalty and Continuance Loyalty. The reliability indices of the scale were tested using Cronbach's Alpha coefficient for all its dimensions and it met the reliability which ranged between (0.84-0.88) per dimension and (0.89) for the whole scale. All of these indicators showed that Teaching Loyalty Scale has good psychometric properties and that it can be used as a measurement tool in scientific research. In light of the results, the study provided a number of recommendations, the most prominent of which is to verify the factorial structure of Teaching Loyalty Scale, using Confirmatory Factor Analysis on different samples in other countries.

Keywords: Factorial structure; Factor analysis; Organizational loyalty; Teaching profession

Cite this article as: Al-Omairi A., "The Factorial structure of Organizational Loyalty to Teaching Profession Scale", Journal of Educational Sciences, Issue 18, 2021

1. The Specialized Institute for Professional Training of Teachers, Sultanate of Oman.

https://doi.org/10.29117/jes.2021.0063

© 2021, Al-Omairi A., licensee QU Press. This article is published under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0), which permits non-commercial use of the material, appropriate credit, and indication if changes in the material were made. You can copy and redistribute the material in any medium or format as well as remix, transform, and build upon the material, provided the original work is properly cited.

المقدمة

يعد الولاء التنظيمي أحد الأهداف المهمة التي تسعى إليها أي منظمة أو مؤسسة، وعندما يتوفر لدى أفرادها فإن ذلك يزيد من تمكسهم بها، وحرصهم على تطويرها وتنميتها. ويعكس الولاء التنظيمي مدى الانسجام والترابط الإيجابيّيْن بين الفرد والمؤسسة التي ينتمي إليها؛ الأمر الذي يجعله يحرص على البقاء في خدمتها (المدهون، 2012). ويرتبط تطور الولاء التنظيمي بالعلاقة بين الموظف والجهة التي ينتمي إليها، وهذه العلاقة ينبغي أن تكون متوازنة بين ما يقدمه الموظف وبين ما تقدمه له المؤسسة (Chew, 2004). وحتى يصل الموظف إلى مستوى عالٍ من الولاء التنظيمي، لا بد أن يتوفر له ما يضمن رضاه، كالتدريب والتطوير، وبيئة عمل مناسبة، إضافة إلى العائد المادي؛ الأمر الذي يقوي ارتباطه بمؤسسته، وعندما تكون هذه العلاقة قوية يصبح الموظف أكثر تقبلًا لأهداف المؤسسة وقيمها وأكثر اندماجًا معها، ويبذل قصارى جهده في سبيل تقدمها، ويحرص على البقاء فيها (Khan et al., 2014).

ويساعد الولاء التنظيمي الفعَّال على قبول التغيير الإيجابي داخل المنظمة (Fedor et al., 2006)، وقبول أهدافها، وتبني قيمها، والعمل على تحقيقها (Laframboise & Reyes, 2005)، كما أنه يحد من المشاكل المستقبلية التي قد تواجه المؤسسة (إسماعيل، 2015). وعلى مستوى الفرد، يمنح الولاء التنظيمي الموظفَ استقرارًا نفسيًا بثباته في وظيفته، ويعزز ذلك من ثقته بنفسه، وتكون دافعيته عالية في العمل؛ الأمر الذي يسهم في تحقيق عائد وظيفي أفضل للجهة التي يعمل بها (حمدان، 2008).

وتهتم المؤسسات والمنظمات بالولاء التنظيمي؛ فتستخدم المقاييس لمعرفة مستواه؛ إذ إن قياسه يعد أسلوبًا تشخيصيًا لمعرفة المشكلات والتحديات التي تواجه العاملين في المؤسسة؛ مما يعود بالنفع على المؤسسة وينعكس على إنتاجيتها وتطورها (رضا، 2015). وفي ضوء ما سبق، تتبين الحاجة إلى معرفة البنية العاملية للولاء التنظيمي لمهنة التدريس؛ لمعرفة العوامل المؤثرة على هذه الصفة؛ بهدف التوصل إلى مقياس يتسم بخصائص سيكومترية يعبر عنها. وتسهم معرفة العوامل المكونة للولاء التنظيمي لمهنة التدريس في الاهتمام بها عند إعداد المعلم أو تدريبه في أثناء الخدمة؛ من أجل رفع مستوى الولاء التنظيمي (Schleicher, 2011)؛ فالولاء التنظيمي عامل مهم للحفاظ على الممارسات المهنية الجيدة (Christophersen et.al, 2016)، وهذا ما تنشده العملية التربوية؛ لذلك جاءت الدراسة الحالية بهدف استكشاف البنية العاملية للولاء التنظيمي لمهنة التدريس.

مشكلة الدراسة وأسئلتها

يعد الولاء التنظيمي من السمات المهمة للمعلم؛ لما له من أثر إيجابي في جودة التدريس وأداء الطلبة (Xiao & Wilkins, 2015). ولا تزال الأدبيات والدراسات السابقة قليلة التناول لموضوع الولاء التنظيمي لمهنة التدريس (Thomason, 2013) على الرغم من أهميته؛ لارتباطه بالبقاء في العمل؛ إذ إنه يعد المؤشر على مدى استدامة الفرد وأدائه التنظيمي داخل المؤسسة التي ينتمي إليها (Abid et al., 2019)؛ لذلك لابد من توفر أدوات قياس تتمتع بخصائص سيكومترية جيدة لقياسه. ونتيجة لتنوع مفاهيم الولاء التنظيمي لدى الباحثين، فإن كلًا منهم يتناوله من زاوية اختصاصه؛ لذلك تنوعت أدوات قياسه، إلا أن أكثر المقاييس شهرة هو مقياس بورتر وزملائه (Porter et al.,1979)، الذي لاقى انتشارًا واسعًا

في الاستخدام؛ إذ إنه يقوم على قياس الولاء التنظيمي من طريق مجموعة من المواقف والسلوكيات والمشاعر تجاه المؤسسة (Khan et al., 2014)، وهذا المقياس أكثر ملاءمة للشركات والمؤسسات بسبب بناء فقراته، وقد استخدمته العديد من الدراسات السابقة في قياس الولاء التنظيمي في الشركات والمؤسسات التجارية، ومن هذه الدراسات (Agar & Beduk, 2013; Diaz & Rodrigue, 2017)، وباطلاع الباحث على هذا المقياس، تبين أن فقراته لا تتناسب مع خصوصية مهنة التدريس، على الرغم من استخدامه في بعض الدراسات العربية التي تناولت الولاء التنظيمي لمهنة التدريس، ومن هذه الدراسات دراستا الشراري (2007) والغامدي (2013). جدير بالذكر أن هناك دراسات عربية طوّرت مقاييس لقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس، مثل دراسات الحمداني (2009)، والرقيبات (2018)، والسالم (2007)، إلا أن هذه الدراسات لم تهتم بالبنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس، بل اقتصرت في التحقق من الصدق الظاهري أو ما يعرف بصدق المحكمين، وصدق الاتساق الداخلي؛ أي إن هذه المقاييس لم تخضع لأساليب متقدمة في التحقق من خصائصها السيكومترية، كالتحليليْن العامليّيْن الاستكشافي والتوكيدي. وأوصت بعض الدراسات بضرورة بناء مقياس للولاء التنظيمي لدى المعلمين يتلاءم مع البيئة العربية، منها دراسة الزهراني (2006)، كما أوصت دراسة اليامي (Al-Yami et al., 2019) بالتحقق من البنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي. ومما سبق، تبرز الحاجة إلى وجود أداة قياس موثوقة، تتسم بخصائص سيكومترية جيدة، من شأنها أن تقدم مؤشرات عن الولاء التنظيمي لمهنة التدريس، ويمكن استخدامها في الدراسات العربية. لذلك جاءت الدراسة الحالية بهدف استكشاف البنية العاملية للولاء التنظيمي لمهنة التدريس، من طريق الإجابة عن الأسئلة الآتية:

1- ما البنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي؟

2- هل يمكن توكيد العوامل الناتجة من التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس باستخدام التحليل العاملي التوكيدي؟

3- ما مؤشرات الثبات لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس في صورته النهائية؟

أهداف الدراسة

هدفت الدراسة إلى:

1- معرفة البنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي.

2- التحقق من البنية العاملية الناتجة عن التحليل العاملي الاستكشافي باستخدام التحليل العاملي التوكيدي.

3- التحقق من مؤشرات الثبات لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس في صورته النهائية.

أهمية الدراسة

تكمن أهمية الدراسة الحالية في الجوانب الآتية:

1- التحقق من البنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس؛ مما يتيح فهمًا أعمق للولاء

التنظيمي لمهنة التدريس، من طريق معرفة أبعاده والعمل على تنميتها لدى المعلم.

2- التوجه إلى أهمية التكامل بين التحليلين العامليّيْن الاستكشافي والتوكيدي في التحقق من البنية العاملية للمقاييس النفسية، باستخدام عينتين مختلفتين للخروج بمقاييس ذات بنية عاملية مناسبة.

3- تزويد المكتبة العربية بأداة تتمتع بخصائص سيكومترية ملائمة لقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس.

حدود الدراسة

الحدود البشرية: اقتصرت الدراسة الحالية على عينة من المعلمين العمانيين العاملين بوزارة التربية والتعليم بسلطنة عمان.

الحدود المكانية: المحافظات التعليمية بسلطنة عمان، وعددها (11) محافظة.

الحدود الزمانية: طبقت هذه الدراسة خلال العام الدراسي 2019/ 2020م.

الحدود الموضوعية: اقتصرت الدراسة الحالية على استكشاف البنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس.

مصطلحات الدراسة

البنية العاملية (Factorial Structure): يقصد بها اشتقاق عوامل أو متغيرات كامنة، تعكس مساحة الدلالة المشتركة بين عدد كبير من المتغيرات التي تتمثل في فقرات المقياس (عمور، 2018).
ويعرّفها الباحث إجرائيًا: بأنها العوامل المكونة لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس، الناتجة عن التحليلين العامليين الاستكشافي والتوكيدي، باستخدام الحزمة الإحصائية (SPSS) وبرنامج (AMOS).

الولاء التنظيمي لمهنة التدريس: يعرف بأنه قوة داخلية لدى المعلم تجعله يوظف جهده وطاقته لمواصلة العمل في المدرسة (Altun, 2017).

ويعرَّف الباحث الولاء التنظيمي لمهنة التدريس إجرائيًا: بأنه قوة ارتباط المعلم بمهنة التدريس، ورغبته في البقاء بها وظيفةً له، ويقاس بالدرجة التي يحصل عليها المعلم في المقياس المستخدم في الدراسة.

الإطار النظري

الولاء التنظيمي لمهنة التدريس

ظهر مفهوم الولاء التنظيمي في النصف الثاني من القرن العشرين (Bhatnagar, 2005)، وتناول العديد من الباحثين مفهوم الولاء التنظيمي وفقًا لاختصاصاتهم؛ فهيربينك وألوتو (Hrebiniak & Alutto, 1972) يريانِ أنه اتجاه الفرد نحو الفائدة التي يحصل عليها نتيجة استمراره مع المنظمة. ويرى ماير وألن (Meyer & Allen, 1991) أنه رغبة الموظف في البقاء في المؤسسة.

ويقترب مفهوم الولاء لمهنة التدريس من المفهوم العام للولاء التنظيمي؛ إذ يرى ألتون (Altun, 2017) أن الولاء التنظيمي لمهنة التدريس هو قوة داخلية لدى المعلم تجعله يوظف جهده وطاقته لمواصلة العمل في المدرسة. ويعرفه السالم (2015) بأنه اندماجُ المعلم مع مدرسته التي يعمل بها، ورغبتُه في الاستمرار في العمل بها؛ فيتقبل أهدافها ويبذل جهده لتحقيقها. وعرفه تسوي وتشنج (Tsui & Cheng, 1999) بأنه قوة داخلية تدفع المعلم إلى إظهار أفضل ما لديه من أداء في وظيفته.

وفي ضوء ما تقدم، يتضح أن الولاء التنظيمي لمهنة التدريس صفة كامنة، ويمكن الاستدلال عليها من سلوك المعلمين وتصرفاتهم في المدرسة (حنونة، 2006)؛ فالولاء هو محصلة تفاعل عوامل إنسانية ونفسية وإدارية تنعكس داخل المدرسة (الدوسري، 2005). وحتى يتحقق الولاء التنظيمي لمهنة التدريس، لا بد من بذل جهد وخطط استراتيجية؛ فالولاء لا يتحقق بظروف وقتية، بل يحتاج إلى فترة طويلة حتى يتشكل، ويصبح قناعة تامة للمعلم وجزءًا من سلوكه (الأحمدي، 2004).

أنماط الولاء التنظيمي

من النماذج الأكثر شهرة وشيوعًا نموذج ماير وألن (Meyer & Allen, 1991)، الذي قسم الولاء التنظيمي إلى ثلاثة أنماط، هي:

- **الولاء العاطفي (Affective Loyalty):** ويشير إلى ارتباطِ الفرد العاطفي بالمنظمة أو المؤسسة التي ينتمي إليها، وتعلقِه بها، واندماج هويته معها. فالولاء الذي ينتج عن العاطفة يجعل الفرد أكثر استمتاعًا والتزامًا، وهذا أكده كانتر (Kanter, 1968)، الذي أشار إلى الولاء التنظيمي بأنه التعلق العاطفي بالمجموعة أو المؤسسة.
- **الولاء المستمر (The Continuance Loyalty):** ويقصد به الولاء الذي ينشأ عندما يكون هناك مكسب في الاستمرار بالمنظمة وخسارة نتيجة لمغادرتها.
- **الولاء الأخلاقي (Normative Loyalty)**: ويشير هذا الولاء إلى الشعور الأخلاقي لدى الفرد بضرورة استمراره مع المنظمة، بصرف النظر عن المكاسب التي يمكن أن يحققها لو تركها والتحق بمنظمة أخرى. ويتعزز هذا النوع من الولاء إذا ما تلقى الفرد الدعم الجيد من مؤسسته، وأُفسح له المجال ليشارك في وضع السياسات والأهداف العامة للمؤسسة (السالم، 2015).

ويتضح مما سبق أن أنماط الولاء التنظيمي قائمة على جانبين: الأول نفسي، ويتضمن ارتباط الفرد العاطفي بالمنظمة، بصرف النظر عن المكاسب أو الخسائر نتيجة لاستمراره بها؛ أما الجانب الثاني فهو مادي، له علاقة بالمنفعة التي تجعل الفرد يرتبط بالمنظمة أو المؤسسة التي ينتمي إليها.

التحليلين العامليّيْن الاستكشافي والتوكيدي

يعد التحليل العاملي أحد أشهر الأساليب الإحصائية التي تستخدم في بناء المقاييس وتطويرها في العلوم النفسية والتربوية، ويقوم على مبدأ اختزال عدد كبير من المتغيرات في متغير واحد يسمى العامل (دودين، 2010). والتحليل العاملي نوعان، هما: التحليل العاملي الاستكشافي (Analysis Factor Exploratory)، والتحليل العاملي التوكيدي (Analysis Factor Confirmatory). ويقوم التحليل العاملي الاستكشافي على تقصي البنية

العاملية للسمة المَقيسة، دون معرفة سابقة بالعوامل المشكلة لها؛ أما التحليل العاملي التوكيدي، فيُستخدم عندما يكون لدى الباحث تصور سابق عن العوامل للسمة المقيسة ويرغب في التحقق منها، أو التوصل إلى أفضل نموذج يمثلها، من طريق الخيارات التي يوفرها هذا النوع من التحليل (Williams et al., 2010).

ولاستخراج العوامل في أثناء إجراء التحليل العاملي الاستكشافي، ثَمّ العديد من الأساليب، أشهرها طريقة المكونات الأساسية (Principal components analysis)، التي استُخدمت في هذه الدراسة، وتعد هذه الطريقة مناسبة عندما لا يكون للباحث علم بالبنية العاملية للمقياس (Pett et al., 2003). ولتحديد عدد العوامل المستخرجة هناك محكات، منها محك كيزر (Kaiser's criteria)، الذي يعرف بقاعدة الجذر الكامن الذي يجب أن تكون قيمته أكبر من الواحد (Williams et al., 2010)، ويستخدم أيضًا محك المنحدر لكاتل (Cattell's Scree test)، وذلك برسم العوامل على المحور السيني وقيمة الجذور الكامنة على المحور الصادي، وينتج عن الرسم منحنى يبتدئ من جذر العامل الأول، ثم يأخذ في التناقص تدريجيًا، ثم يصل إلى نقطة تقابل عامل معين ينكسر بعدها، ويصبح مستويًا؛ أي يوازي محور السينات (تيغزة، 2012).

وعند استخدام التحليل العاملي التوكيدي؛ لمعرفة مدى مطابقة النموذج الذي افترضه الباحث لنموذج البيانات التي جُمعت، هناك مؤشرات يوفرها التحليل تعرف بمؤشرات حسن المطابقة (Good-ness-of-Fit Index)، وسنستعرض المؤشرات التي استُخدمت في الدراسة الحالية فقط، وهي:

1- مؤشر مربع كاي (χ^2)(Chi-Square): ويعد من أكثر مؤشرات حسن المطابقة شيوعًا، وحتى نحصل على حسن مطابقة ينبغي أن تكون قيمته غير دالة إحصائيًا، وعلى الرغم من استخدامه الواسع فإن قيمته غالبًا تكون دالة إحصائيًا؛ بسبب حساسيته في العينات الكبيرة (Chan et al., 2007).

2- نسبة مربع كاي إلى درجات الحرية ($df/\chi 2$): يفضل أن تكون قيمته أقل ما يمكن، ولا يوجد اتفاق بين الباحثين بشأن قيمته؛ إذ إن قيمته التي تكون أقل من (2) تعد مقبولة (Geffen et al., 2011)، وأشار كارمن وماك ليفر (Carmines & McIver, 1981) إلى أن قيمته تكون مقبولة ما بين (2، 3) وهذا ما أشار إليه وأكده أيضا شريبر وزملاؤه (Schreiber et al., 2006).

3- الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (Root Mean Square Error of Approximation RMSEA): يعد من أفضل المؤشرات وأكثرها دقة، ووظيفته معرفة مدى مطابقة النموذج المفترض g مصفوفة التباين والتغاير للمجتمع عند توفرها (تيغزة، 2012)؛ فالقيم التي تقل عن (06.0) تدل على مطابقة جيدة للنموذج (Hu & Bentler, 1999)، كما تعد أيضًا قيمة (0.08) مقبولة (Hair et al., 1998).

4- مؤشر حسن المطابقة (Goodness-of-Fit-Index GFI): يعبّر هذا المؤشر عن مدى قدرة النموذج

المفترض على تزويدنا بمعلومات عن النموذج المناظر في المجتمع، ولقد اختلف الباحثون في قيمته التي تدل على حسن المطابقة؛ فالبعض أشار إلى أن قيمة (0.90) وأعلى تدل على جودة المطابقة (Carmines & McIver, 1981; Hu & Bentler, 1999; Hooper et al., 2008)، وأشار آخرون إلى أن قيمة (0.95) فأعلى تدل على جودة المطابقة (Barrett, 2007)، ونظرًا لحساسية هذا المؤشر بالنسبة لحجم العينة، ينصح بعض الباحثين بعدم استعماله (Sharma et al., 2005).

5- مؤشر المطابقة المقارن (Comparative Fit Index CFI): يقارن هذا المؤشر قيمة مربع كاي للنموذج المفترض بالنموذج المستقل الذي يفترض عدم وجود ارتباطات (Kline, 2005)، ويحقق النموذج مطابقة جيدة عندما يكون أعلى من (0.90)، وتكون المطابقة تامة عندما تكون قيمته تساوي واحدًا (Carmines & McIver, 1981; Hu & Bentler, 1999).

6- مؤشر جودة المطابقة المعدل (Adjusted Goodness of Fit Index AGFI): يعمل هذا المؤشر على تعديل قيمة (GFI)، وتكون المطابقة جيدة عندما تكون قيمته (0.90) فأعلى (Hair et al., 1998; Hooper et al., 2008; Hu & Bentler, 1999).

7- مؤشر جودة التوفيق المعياري (Normed Fit Index NFI): يقارن قيمة مربع كاي للنموذج المفترض بنموذج العدم الذي يفترض عدم وجود ارتباطات (Hooper et al., 2008)، وتكون المطابقة جيدة عندما تكون قيمته (0.90) فأعلى (Bentler & Bonnet, 1980; Hair et al., 1998).مؤشر تاكر–لويس (Tucker-Lewis Index TLI): ويسمى مؤشر المطابقة غير المعياري، وتشير قيمته التي تتجاوز (0.90) إلى حسن المطابقة (Hair et al., 1998; Hu & Bentler, 1999).

وقد يصعب أن تتحقق هذه المؤشرات جميعها من المرة الأولى من إجراء التحليل؛ لذلك يتيح التحليل العاملي التوكيدي مقترحات تسمى مؤشرات التعديل Indices Modification، التي تقدم مقترحات عن رسم ارتباطات معينة بين أخطاء القياس، ينتج عنها تقليل قيمة مربع كاي، وتتحسن نتيجةً لذلك مؤشراتُ المطابقة (Byrne, 2001).

الدراسات السابقة

1- هدفت دراسة اليامي وزملائه (Al-Yami et al., 2019) إلى تقنين مقياس ماودي وزملائه (Mowday et al., 1979) للولاء التنظيمي في مهنة التمريض على البيئة العربية، ولتحقيق هدف الدراسة طُبق المقياس على عينة تكونت من (412) من العاملين في مستشفيات الرياض بالمملكة العربية السعودية. وأشارت نتائج التحليلين العامليّين الاستكشافي والتوكيدي إلى أن النسخة العربية لمقياس الولاء التنظيمي احتفظت بمكوناتها الأصلية للنسخة الإنجليزية التي تمثلت في عاملين، هما: قيمة الولاء، والالتزام بالبقاء، ويجمع العاملين عاملٌ عام، هو الولاء التنظيمي.

2- وفي دراسة أجراها هازرياتو وابراهيم (Hazriyanto & Ibrahim, 2019) كان الهدف معرفة البنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي، وتحقيقًا لهدف الدراسة طُبق مقياس للولاء التنظيمي على عينة تكونت من (179) محاضرًا من ثلاث جامعات في ولاية باتام بإندونيسيا. وخلصت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي إلى أن مقياس الولاء التنظيمي يتكون من ثلاثة عوامل، هي: الالتزام، والأداء، والارتياح.

3- وأجرى دياز ورودريجز (Diaz & Rodrigue, 2017) دراسة هدفت إلى بناء مقياس للولاء التنظيمي والتحقق من خصائصه السيكومترية، وتكونت عينة الدراسة من (298) موظفًا بسلسلة متاجر في المكسيك. ولجمع البيانات بُني مقياس للولاء التنظيمي تكون من (30) فقرة. وأظهرت النتائج أن المقياس يتكون من عاملين، هما: الولاء الأخلاقي، والالتزام بالمسؤولية، وفسر العاملان ما نسبته (45.1%) من التباين الكلي.

4- وهدفت دراسة (Khan et al., 2014) إلى التحقق من البنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي الذي أعده (Chew & Chan, 2008)، ولتحقيق هدف الدراسة طُبق على عينة تكونت من (311) موظفًا في مؤسسات صغيرة ومتوسطة في باكستان. وخلصت نتائج التحليلين العامليّين الاستكشافي والتوكيدي إلى أن المقياس يحتفظ ببنيته العاملية المكونة من عاملين.

5- أما دراسة أجار وبديوك (Agar & Beduk, 2013) في تركيا فقد استخدمت التحليلين العامليّين الاستكشافي والتوكيدي للتحقق من البنية العاملية لمقياس ماير وألن (Meyer & Allen, 1991)، ويتكون هذا المقياس من (18) فقرة، وقد طُبق على عينة تكونت من (252) عاملًا وعاملة متوزعين على (126) شركة نسيج. وأوضحت نتائج التحليل العاملي أن المقياس يحتفظ ببنته العاملية المكونة من ثلاثة عوامل، هي: الولاء العاطفي، والولاء الأخلاقي، والولاء المستمر، وحُذفت ثلاث فقرات من المقياس؛ لكونها لم تتشبع على أي عامل.

التعقيب على الدراسات السابقة

استفاد الباحث من الدراسات السابقة في كتابة الإطار النظري، وكذلك في بناء مقياس الدراسة، واختلفت الدراسة الحالية عن الدراسات السابقة في أنها تناولت البنية العاملية للولاء التنظيمي لمهنة التدريس، في حين أن الدراسات السابقة تناولت البنية العاملية للولاء التنظيمي في المؤسسات والشركات التجارية، وكانت هذه الدراسات في مجملها دراسات أجنبية، مثل دراسة (Hazriyanto & Ibrahim, 2019)، ودراسة (Diaz & Rodrigue, 2017)، ودراسة (Khan et al., 2014). أما الدراسات العربية التي اهتمت بالولاء التنظيمي لمهنة التدريس فلم تتناول البنية العاملية للمقياس؛ إذ اعتمدت أغلبها على مقياس بورتر وزملائه (Porter et al., 1979)، الذي حُوِّر لكي يلائم مهنة التدريس، ومن هذه الدراسات (ابن حفيظ، 2014؛ الشراري، 2007؛ الغامدي، 2013)؛ أما الدراسات التي بَنت مقاييس للولاء التنظيمي لمهنة التدريس فقد اكتفت بالتحقق من الخصائص السيكومترية، من طريق الصدق الظاهري ومعامل ثبات ألفا لكرونباخ، مثل (الحمداني 2009؛ الرقيبات، 2018)، واستخدمت دراسة السالم (2015) طريقة التجزئة النصفية إضافة إلى الطرق السابقة. ومما تقدم، يتضح أن الدراسات السابقة لم تتناول البنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس؛ إذ إن تلك الدراسات لم تهدف إلى بناء مقياس للولاء التنظيمي لمهنة التدريس. ونتيجة لذلك جاءت الدراسة الحالية استكمالًا لجهود الباحثين؛ من أجل توفير أداة قياس تتمتع بخصائص سيكومترية، يمكن التحقق من بنيتها العاملية باستخدام التحليلين العامليّين الاستكشافي والتوكيدي.

منهج الدراسة وإجراءاتها

منهج الدراسة

استخدمت الدراسة المنهج الوصفي الارتباطي؛ لملاءمته لطبيعة الدراسة، وهو يهدف إلى وصف الحالة الراهنة وتفسيرها، من طريق جمع البيانات المتعلقة بها ووصف العلاقات بين المتغيرات، ويستخدم هذا الأسلوب غالبًا أساليبَ إحصائيةً متقدمة، منها التحليل العاملي (أبو علام، 2014).

مجتمع الدراسة

تمثل مجتمع الدراسة في جميع المعلمين العمانيين المنتسبين إلى وزارة التربية والتعليم بسلطنة عمان في العام الدراسي 2019/ 2020م، والبالغ عددهم (48001) فردًا، منهم (13264) معلمًا و(34737) معلمة.

عينة الدراسة

عند إجراء التحليلين العامليّين الاستكشافي والتوكيدي معًا، يفضل استخدام عينة للتحليل العاملي الاستكشافي وعينة أخرى للتوكيدي (Schumacker & Lomax, 2010)، وفي ضوء ذلك طُبقت الدراسة على عينتين، حُدِّد حجمهما اعتمادًا على معادلة ستيفن ثامبسون (Thompson, 2012)، التي خلصت إلى أن حجم العينة المناسب لمجتمع يبلغ عدد أفراده (48001) فردًا عند فترة ثقة (95%)، هو (381)، منهم (105) ذكور و(276) أنثى، ونتيجة لذلك بلغ إجمالي العينتين الكلي (762) معلمًا ومعلمة، وقد جرى اختيار العينة بطريقة طبقية عشوائية، وكان متغير النوع الاجتماعي هو وحدة الاختيار، وجدول (1) يوضح خصائص عينة الدراسة.

جدول (1): توزيع أفراد عينة الدراسة وفقًا لمتغير النوع الاجتماعي.

النوع الاجتماعي	عينة التحليل العاملي الاستكشافي	عينة التحليل العاملي التوكيدي	المجموع
ذكر	105	105	210
أنثى	276	276	552
المجموع	381	381	762

أداة الدراسة

بنى الباحث أداة الدراسة اعتمادًا على الأدب النظري، بالاطلاع على الدراسات التي تناولت الولاء التنظيمي، وحُدِّدت الأبعاد التي تمثل الولاء التنظيمي لمهنة التدريس، اعتمادًا على نموذج مايـر وألـن (Meyer & Allen, 1991) للولاء التنظيمي بوجهٍ عام، وهذه الأبعاد هي: الولاء العاطفي، والولاء الأخلاقي، والولاء المستمر؛ وتكوّن المقياس في صورته النهائية من (13) فقرة، توزعت على ثلاثة عوامل، هي: الولاء العاطفي (5 فقرات)، والولاء الأخلاقي (5 فقرات)، والولاء المستمر (3) فقرات. وتكُون الاستجابة على الفقرات وفقًا لمقياس ليكرت الخماسي، وتمنح الدرجات الآتية: (5) بدرجة كبيرة جدًا، و(4) بدرجة كبيرة، و(3) بدرجة متوسطة، و(2) بدرجة قليلة، و(1) بدرجة قليلة جدًا.

صدق أداة الدراسة

للتحقق من صدق أداة الدراسة، عُرضت في صورتها الأولية – التي تكونت من (26) فقرة – على مجموعة من المحكمين ذوي الخبرة والاختصاص في مجال القياس والتقويم والعلوم التربوية، وعددهم

(10)؛ وذلك للحكم على سلامتها اللغوية والعلمية ودرجة ملاءمتها للمحور الذي أعدت من أجل قياسه. وفي ضوء الملاحظات عُدِّلت أداة الدراسة، وأُبقِيَ على الفقرات التي نالت على نسبة اتفاق (80%) فأعلى من المحكمين؛ ونتيجة لذلك أصبح المقياس مكونًا من (22) فقرة قبل إجراء التحليلين العامليين الاستكشافي والتوكيدي، متوزعة على ثلاثة عوامل؛ فوُضعت الفقرات (1-8) مبدئيًا لقياس الولاء العاطفي، والفقرات من (9-14) لقياس الولاء الأخلاقي، أما الفقرات (15-22) فقد وضعت لقياس الولاء المستمر.

ثبات أداة الدراسة

للتحقق من ثبات المقياس في صورته الأولية، طُبِّق على عينة استطلاعية تكونت من (70) معلمًا ومعلمة من مجتمع الدراسة ومن خارج العينة الأساسية، ثم استُخدمت معادلة ألفا لكرونباخ (Cronbach's Alpha Coefficient) لحساب معامل الثبات لمحاور المقياس الثلاثة: الولاء العاطفي، والولاء الأخلاقي، والولاء المستمر، التي بلغت (0.84)، (0.80)، (0.81) على الترتيب، وبلغ معامل الثبات للمقياس ككل (0.82)، وتعد هذه القيم مناسبة لتحقيق أهداف الدراسة الحالية.

الأساليب الإحصائية

استخدمت الدراسة الحالية الأساليب الإحصائية الآتية:

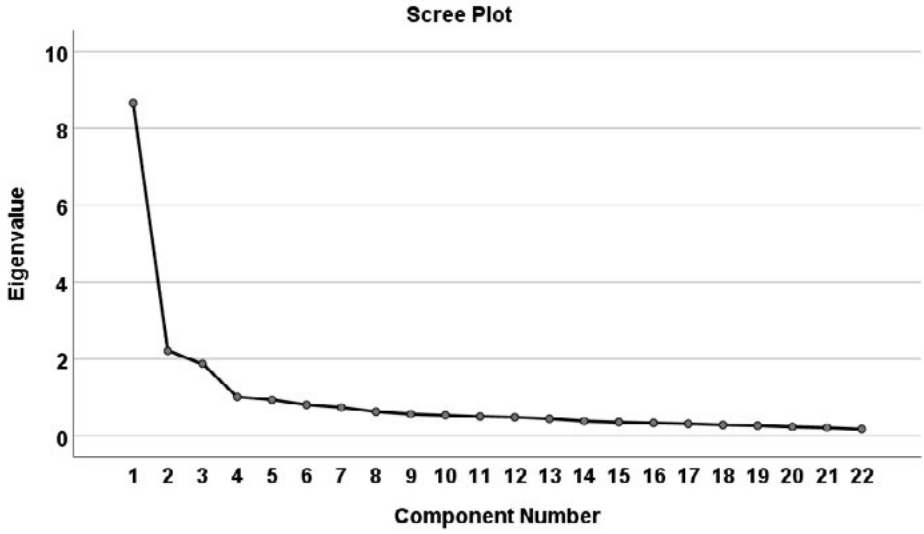
- التحليل العاملي الاستكشافي من طريق برنامج (SPSS).
- التحليل العاملي التوكيدي باستخدام برنامج (AMOS).
- معامل ثبات ألفا لكرونباخ (Cronbach's Alpha Coefficient).

نتائج الدراسة ومناقشتها

النتائج المتعلقة بالسؤال الأول: ما البنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي؟

لمعرفة البنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي، جرى التحقق من مدى ملاءمة البيانات للتحليل العاملي من حيث مناسبة العينة ومصفوفة الارتباطات؛ فقد استُخرجت قيمة محك كيزر مايـر أولكن (KMO) التي بلغت (0.92)، وهي قيمة مناسبة لكونها أكبر من المحك (0.5) الذي حدده كيزر (Williams et al., 2010)، وهذا يدل على أن بيانات العينة كافية لإجراء التحليل. وللتحقق من عدم وجود الخطية المتعددة (Multicollinearity) بين الصفوف والأعمدة؛ أي ارتباطات مرتفعة غير حقيقية، استُخرج محددُ المصفوفة (Determinant)، الذي بلغت قيمته (0.0004)؛ مما يدل على عدم وجود الخطية المتعددة، وذلك وفقًا لما أشار إليه (Yong & Pearce, 2013) من أن قيمة المحدد ينبغي أن تكون أكبر من (0.00001)، شرطًا لعدم وجود الخطية المتعددة. وبلغت قيمة مربع كاي لاختبار بارتليت (Bartlett) (4566.83)، بدلالة إحصائية عند مستوى أقل من أو يساوي (α =0.05)، وجميع هذه المؤشرات تدل على أن بيانات العينة مناسبة وأن مصفوفة الارتباط يتوفر بها الحد الأدنى من الارتباطات. وبعد أن تم التحقق من الافتراضات، استُخدم التحليل العاملي الاستكشافي وفقًا لطريقة المكونات الأساسية

(Principal component). واعتُمد محك كيزر الذي يشير إلى أن العوامل التي تبقى هي التي يكون جذرَها الكامن واحدٌ وأعلى (Williams et al., 2010)، وقد أشارت نتائج التحليل إلى وجود أربعة عوامل فسرت ما نسبته (62.45%) من التباين الكلي. وللحصول على تفسير مناسب للبيانات استُخدم التدوير المتعامد (Varimax)، وحُدّد معيار تشبع الفقرة بالعامل وفق محك جليفورد، الذي قيمته (0.3) فأعلى، وفي حال تشبعت الفقرات على أكثر من عامل فتعد الفقرة متشبعة على العامل الذي يكون تشبعها أكثر عليه (بوبو، 2014)، وأظهرت النتائج (4) عوامل تجاوز الجذرُ الكامنُ لها الواحدَ، فسرت ما نسبته (62.45%) من التباين الكلي، وقد استُبعد عامل واحد لاحتوائه على أقل من ثلاث فقرات؛ إذ يشير (Stevens, 1995) إلى أن العوامل التي تتشبع عليها أقل من ثلاث فقرات تُستبعد. كما كان الاعتماد على محك منحنى المنحدر لكاتل (Scree Plot test)، الذي أسفر عن استخلاص (3) عوامل، وهذا يدعم ما حُصل عليه من محك كيزر، بعد استبعاد ثلاثة العوامل نظرًا لتشبع أقل من ثلاث فقرات عليها، وهذا يتوافق مع ما أكده ستيفنز (Stevens, 1995) من أن اختبار كيزر واختبار منحنى المنحدر يقدمان نتائج دقيقة عندما يكون حجم العينة أكبر من (250)، كما هو الحال في الدراسة الحالية، والشكل (1) يوضح اختبار منحنى المنحدر.



شكل (1): اختبار منحنى المنحدر للعوامل المستخرجة لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس.

من الشكل(1) يتضح أن هناك انكسارًا في المنحنى بين العامل الثالث والعامل الرابع، ويأخذ المنحنى في التباطؤ ويميل ليكون موازيًا لمحور السينات، وفي ضوء ذلك أعيدَ التحليل العاملي الاستكشافي مع تحديد عدد العوامل ليصبح ثلاثة، واستُخدم التدوير المتعامد لمعرفة توزيع تشبعات الفقرات؛ ونتيجة لذلك استُخلصت ثلاثة عوامل بلغ قيمة التباين الكلي لها (57.84%)، والجدول (2) يوضح تشبعات الفقرات على عوامل مقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس.

جدول(2): نتائج التحليل العاملي الاستكشافي بعد التدوير المتعامد (Varimax)
لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس.

م	الفقرة	العامل الأول	العامل الثاني	العامل الثالث	قيم الشيوع
1	أشعر بمكانة كبيرة للمدرسة في نفسي.		0.76		0.66
2	أدافع عن المدرسة عند توجيه النقد إليها.		0.77		0.62
3	أشعر بارتباط قوي بالطلبة.		0.72		0.52
4	أحس بأن نجاح المدرسة هو نجاحي.		0.82		0.69
5	أستاء بسبب ارتباط إجازتي بمواعيد دراسة الطلبة.			0.45	0.29
6	أحقق ذاتي بعملي في المدرسة.		0.74		0.63
7	أشعر أن مشاكل المدرسة هي مشاكلي		0.72		0.57
8	أرى أني سأكون سعيدًا لو قضيت حياتي في مهنة التدريس.		0.54		0.66
9	أشعر بالتزام أخلاقي يجبرني على البقاء في مهنة التدريس.	0.56			0.62
10	أستمر في عملي بالمدرسة حتى لو كان نصاب الحصص عاليًا.	0.47			0.31
11	أرى أن مهنة التدريس تستحق ولائي لها.	0.47			0.52
12	أملك أهدافًا تجعلني أبقى في مهنة التدريس لتحقيقها.	0.54			0.60
13	أشعر بالذنب لو تركت مهنة التدريس.	0.74			0.67
14	أحرص على بقائي في مهنة التدريس حتى لو عرضت عليَّ وظيفة أخرى.	0.77			0.73
15	أستمر بعملي في مهنة التدريس لأنها مصدر دخلي.			0.68	0.47
16	أشعر أن خياراتي محدودة لو تركت عملي.			0.79	0.63
17	يصعب على التكيف في عملٍ آخر.			0.49	0.53
18	تجعلني ضغوط العمل أفكر في وظيفة أخرى.			0.32	0.63
19	ارتكبت خطأً بقبولي العمل في مهنة التدريس.			0.35	0.62
20	أرى أن استمرار المعلم في مهنة التدريس أفضل له.	0.74			0.69
21	أعتقد أن خسائري ستكون أكبر من فوائدي لو تركت مهنة التدريس.		0.65		0.50
22	أفكر في التقاعد من العمل.		0.79		0.53
23	الجذر الكامن	8.64	2.21	1.87	1.02
24	التباين المفسر	%25.58	%23.58	%8.68	

يتضح مناجدول (2) العوامل الناتجة من التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس باستخدام التحليل العاملي التوكيدي؟

وفقًا للنتائج التي تُوصِّل إليها من التحليل العاملي الاستكشافي، أُجرِي التحليل العاملي التوكيدي

باستخدام برنامج (AMOS) لبيانات العينة الفرعية الثانية (ن=381)؛ لاختبار نموذج العوامل الثلاثة الذي تُوصِّل إليه. وقد عُرِّفت المتغيرات الكامنة في البرنامج؛ لمعرفة دلالتها في الرسوم التوضيحية، كما هو موضح في جدول (3).

جدول (3): العوامل وطريقة ترميزها في برمجية (AMOS).

العوامل	الرمز	عدد الفقرات	الرمز	الأخطاء error
الولاء العاطفي	F1	7	a1-a7	e1-e7
الولاء الأخلاقي	F2	6	b8-b13	e8-e13
الولاء المستمر	F3	5	C14-c18	e14-e18

وقد اعتُمد على (8) محكات للحكم على جودة مطابقة البيانات (Hair et al., 1998; Hu & Bentler, 1999)، ويوضح جدول (4) قيم محكات جودة مطابقة البيانات.

جدول (4): مؤشرات حسن المطابقة لنموذج العوامل الثلاثة لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس

مؤشر حسن المطابقة Goodness-of-Fit-Index (GOF)	معيار تحقق المؤشر Criteria	قيمة المؤشر
مربع كاي (x2)	P-value>0>0.05	635.819
نسبة مربع كاي إلى درجات الحرية (df/χ^2)	df /(x^2 2 ≥)	4.817
الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ التقدير RMSEA	RMSEA≥0.06	0.100
مؤشر جودة الملاءمة (GFI)	GFI≥0.90	0.889
مؤشر جودة الملاءمة المعدل (AGFI)	AGFI≥0.90	0.891
مؤشر جودة التوفيق المعياري(NFI)	NFI≥0.90	0.911
مؤشر جودة التوفيق المقارن (CFI)	CFI≥0.90	0.886
مؤشر (TLI)	TLI≥0.90	0.921

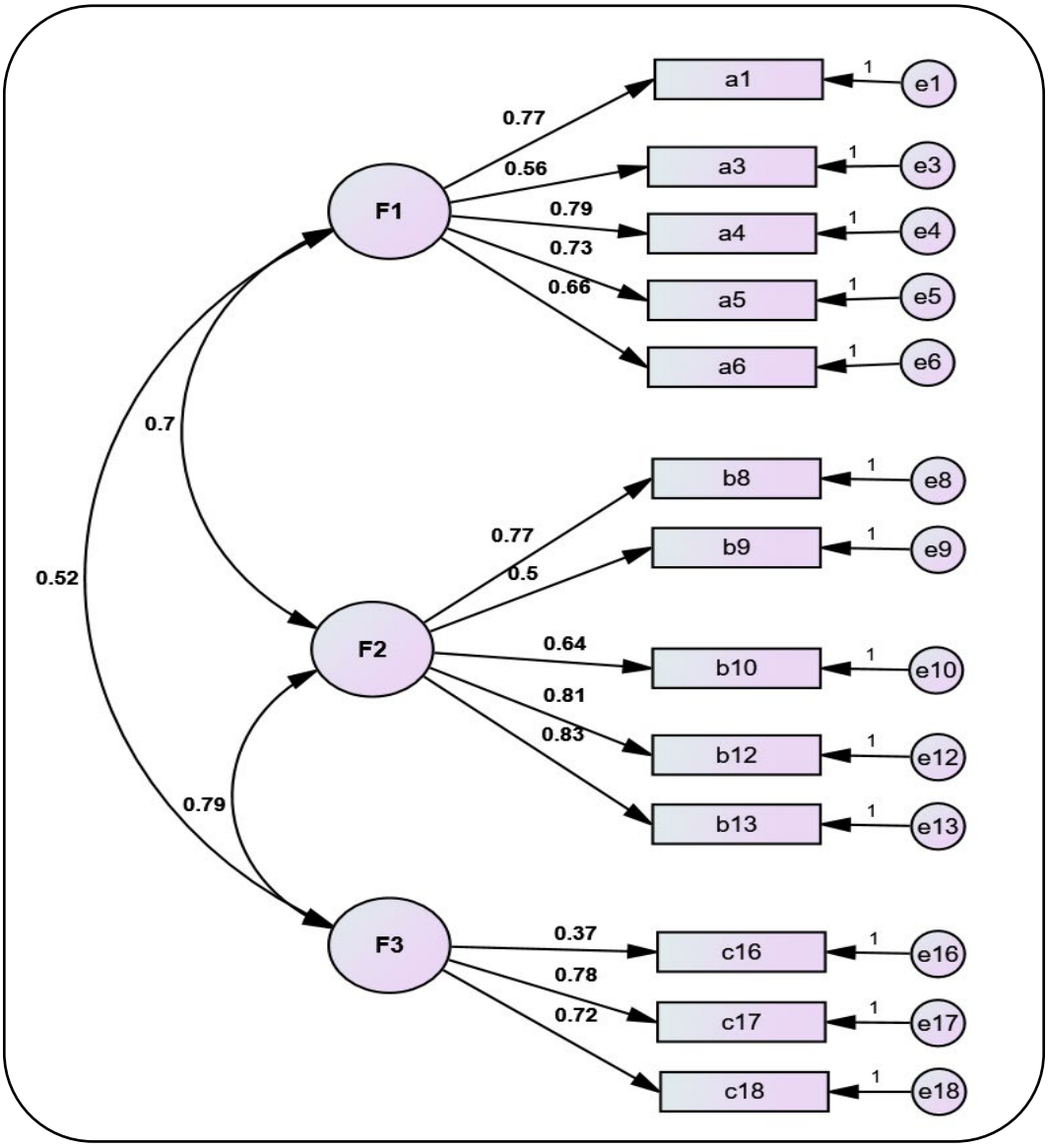
يتضح من الجدول (4) أن قيم مؤشرات المطابقة أقل من المعايير المحددة، وهذا يدل على أنه لا توجد مطابقة جيدة بين النموذج الافتراضي وبيانات العينة، وقد تعزى هذه النتيجة إلى صعوبة تحقق هذه المؤشرات من المرة الأولى، وهذا ما أكده بايرن (Byrne, 2001)، الذي أشار إلى أن مؤشرات حسن المطابقة في التحليل العاملي التوكيدي يصعب تحققها من المرة الأولى؛ لذلك يُستعان بمؤشرات التعديل. ولتحسين النموذج جرَت العودةُ إلى مؤشرات التعديل (Modification Indices) والبحث عن الارتباطات بين أخطاء القياس (error variance)، التي تعطي تباينًا مفسرًا أعلى عندما ترتبط ببعضها، وينبغي أن تكون في العامل ذاته (Civelek, 2018)، وتُعالَج برسم خطوط الارتباط وملاحظة التغير الذي يطرأ على قيمة مربع كاي. وقد أشارت النتائج إلى أن أعلى تغير في قيمة مربع كاي يمكن الحصول عليه إذا ما رُسم ارتباطٌ بين خطأ القياس (e7) وأخطاء القياس (e14، e15) للمفردتين (14، 15)، ولكون خطأ القياس(e7) في العامل الأول وأخطاء (e14، e15) في العامل الثالث، فقد حُذفت الفقرة (7) المرتبطة بالخطأ (e7) من

النمـوذج؛ للحصـول عـلى تقديـرات أفضـل، وأُعيـدَ التحليـل، وتحسـنت بعـض قيـم مـؤشرات المطابقـة، إلا أن بعضهـا لم يصـل إلى القيـم المقبولـة. ونتيجـة لذلـك، اعتُمـد عـلى مصفوفـة البواقـي المعياريـة (Standardized Residual Covariance) لتعديـل النمـوذج، التـي ينبغـي أن تكـون معظـم القيـم بهـا أقـل مـن (2) في حالـة المطابقـة الجيـدة للنمـوذج (Joreskog & Sorbom, 1996)، وقـد أشـارت النتائـج إلى أن الفقـرات (a2، b11، c14، c15) تتجـاوز قيمهـا (2) كثـيرًا؛ ممـا يـدل عـلى أن نسـبة كبـيرة مـن تبايـن هـذه الفقـرات لم تفسره العوامل التـي تنتمـي إليهـا؛ لذلـك حُذفـت، وأُعيـدَ إجـراء التحليـل، والجـدول رقـم (5) يوضـح التحسـن الكبـير في مـؤشرات حسـن المطابقـة بعـد حـذف المفـردات التـي أشـيرَ إليهـا.

جدول رقم (5): مؤشرات حسن المطابقة بعد حذف المفردات.

مؤشر حسن المطابقة Goodness-of-Fit-Index (GOF)	معيار تحقق المؤشر Criteria	قيمة المؤشر
مربع كاي (χ^2)	P-value>0>0.05	238.949
نسبة مربع كاي إلى درجات الحرية (df/χ^2)	$(df/\chi^2) 2 \geq$	3.854
الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ التقدير RMSEA	RMSEA≥0.06	0.058
مؤشر جودة الملاءمة (GFI)	GFI≥0.90	0.931
مؤشر جودة الملاءمة المعدل (AGFI)	AGFI≥0.90	0.903
مؤشر جودة التوفيق المعياري (NFI)	NFI≥0.90	0.922
مؤشر جودة التوفيق المقارن (CFI)	CFI≥0.90	0.916
مؤشر (TLI)	TLI≥0.90	0.943

يتضـح مـن جـدول (5) أن مـؤشرات حسـن المطابقـة قـد تحسـنت بعـد التعديـل، وأصبحـت مقبولـة، عـدا مـؤشر مربـع كاي الـذي ظلـت قيمتـه دالـة إحصائيًـا، وقـد يعـزى ذلـك إلى حساسـية هـذا المـؤشر؛ لكـبر حجـم العينـة (Hooper et al., 2008)، وقـد جَـرى تجـاوز هـذا المـؤشر؛ لأن بقيـة المـؤشرات أثبتـت حسـن المطابقـة، وهـذا مـا أشـار إليـه هـير وزمـلاؤه (Hair et al., 1998) في حـال أثبتـت بقيـة المـؤشرات حسـن المطابقـة للنمـوذج، كـما أنـه في حـال كان حجـم العينـة أكـبر مـن (200) يمكـن إهمـال مـؤشر مربـع كاي (Joreskog & Sorbom, 1996)، وهـذا الـشرط متحقـق نظـرًا لكـبر حجـم العينـة التـي استُخدمت في التحليل (ن=381)، ويوضـح الشـكل (2) ملخـص نتائـج التحليـل العامـلي التوكيـدي بعـد التعديـل.



شكل (2): ملخص نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس بعد حذف المفردات (a2، a7، b11، c14، c15).

يتضح من الشكل (2) أن تشبعات الفقرات على العوامل المستخرجة كانت مرتفعة؛ إذ تجاوزت (0.30)، وهذه التشبعات تعدُّ مناسبة للاحتفاظ بالمفردات؛ فهير وزملاؤه (Hair et al., 2006, 116) يشيرون إلى أن الفقرات التي تتجاوز تشبعاتها (0.30) يُحتَفظ بها في التحليل العاملي التوكيدي، عندما تتجاوز عينة الدراسة (350) فردًا. ونتيجة لِما تقدم، يتضح أن التحليل العاملي التوكيدي كان داعمًا للنتائج التي تُوصِّل إليها من التحليل العاملي الاستكشافي في نموذج ثلاثة العوامل، مع تعديلات طفيفة ترتب عليها حذف بعض الفقرات، وهي الفقرات (2، 7، 11، 14، 15)؛ ونتيجة لذلك أصبح المقياس مكونًا – في صورته النهائية – من (13) فقرة توزعت على (3) عوامل. وخلاصة ما توصلت إليه

النتائج أنه يتبين أن مقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس يتسم بالصدق البنائي، ويعود ذلك إلى أن مؤشرات المطابقة التي يعتمد عليها التحليل العاملي التوكيدي تكون أكثر موضوعية وبعيدة عن ذاتية الباحث؛ إذ يرى (Reis & Judd, 2000) أن استخدام كلا الأسلوبين يجعل النتائج أكثر منطقية.

النتائج المتعلقة بالسؤال الثالث: ما مؤشرات الثبات لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس في صورته النهائية؟

للتحقق من ثبات مقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس في صيغته النهائية، استُخدم معامل ألفا لكرونباخ (Alpha Cronbach)، وجدول (6) يوضح هذه النتائج.

جدول (6): قيم ثبات مقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس.

أبعاد المقياس	عدد الفقرات	ألفا لكرونباخ
الولاء العاطفي	5	0.85
الولاء الأخلاقي	5	0.84
الولاء المستمر	3	0.88
المقياس ككل	13	0.89

يتضح من الجدول (6) أن معاملات الثبات ألفا لكرونباخ لمحاور المقياس تراوحت بين (0.84-0.88)، أما الثبات الكلي للمقياس فقد بلغ (0.89)، وهذه المؤشرات تدل على أن مقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس يتمتع بمستوى جيد من الثبات؛ إذ يؤكد هير وزملاؤه (Hair et al., 1998) أن قيم الثبات تكون مقبولة عندما تبلغ (0.70) فأعلى.

وبصفة عامة، يمكن أن نستخلص أهمية التحليلين العامليّين الاستكشافي والتوكيدي في التحقق من البنية العاملية للمقاييس النفسية والتربوية؛ إذ إن التحليل العاملي الاستكشافي يتيح فرصة لحذف الفقرات أو تعديلها، في طور بناء المقياس قبل إجراء التحليل العاملي التوكيدي (المومني، 2017)، وهذا ما قامت به هذه الدراسة. لقد أفرز التحليل العاملي الاستكشافي ثلاثة عوامل تعبر عن البنية العاملية للولاء التنظيمي لمهنة التدريس، وهذا يدعم الصدق البنائي للمقياس؛ فقد جاءت العوامل متوافقة مع التصور الفرضي الذي وضعه الباحث، ويتوافق ذلك مع ما أشار إليه المحرزي (2014) من أن العوامل الناتجة من التحليل العاملي الاستكشافي كلما كانت متسقة مع السمة المَقيسة، دل ذلك على جودة طريقة بناء الاختبار وصدقه البنائي. كما دعمت نتائج التحليل العاملي التوكيدي مناسبة نموذج العوامل الثلاثة لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس، مع إجراء تعديلات يسيرة بحذف بعض الفقرات، وكما يتضح فإن التحليل أسهم في التوصل إلى النموذج الأفضل، من حيث العوامل وتشبع الفقرات المرتفعة عليها، وهذا ما أكده ويليامز وزملاؤه (Williams et al., 2010) من أن التحليل العاملي التوكيدي يتيح إمكانية تعديل المقياس للوصول إلى أفضل نموذج يعبر عن البنية العاملية للسمة المقيسة. وفي ضوء النتائج التي استُخلصت، يتبين أن مقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس يتمتع بخصائص سيكومترية جيدة، ويمكن استخدامه أداةً للقياس في البحوث العملية.

التوصيات

في ضوء النتائج التي تُوصِّل إليها، توصي الدراسة الحالية بما يلي:

1- التحقق من البنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس باستخدام التحليل العاملي التوكيدي، بتطبيقه على عينات مختلفة وفي دول أخرى.

2- تطبيق المقياس لدراسة مستوى الولاء التنظيمي لمهنة التدريس لدى المعلم العماني.

3- إجراء دراسات عن علاقة الولاء التنظيمي لمهنة التدريس ومتغيرات أخرى، مثل الاتجاه نحو مهنة التدريس والرضا الوظيفي.

المراجع

أولًا: المراجع العربية

ابـن حفيـظ، شـافية. (2014). مسـتوى الـولاء التنظيمـي في المؤسسـات التربويـة: دراسـة ميدانيـة بمدينـة ورقلـة. **مجلـة العلـوم الإنسـانية والاجتماعيـة، 17**، 193–204.

أبو علام، رجاء محمود. (2014). **مناهج البحث في العلوم النفسية والتربوية(ط7)**. القاهرة: دار النشر للجامعات.

الأحمـدي، طـلال. (2004). الـولاء التنظيمـي وعلاقتـه بالخصائـص والرغبـة في تـرك المنظمـة والمهنـة. **المجلـة العربيـة لـلإدارة، 24**(1)، 19–59.

إسـماعيل، صـلاح محمـد سـامي. (2015). الـولاء التنظيمـي لأعضـاء هيئـة تدريـس الخدمـة الاجتماعيـة في مـصر والسـعودية. **مجلـة الخدمـة الاجتماعيـة، 13**، 369–428.

بوبـو، منـذر. (2014). البنـاء العامـلي لمقيـاس القلـق الإحصائـي. **مجلـة جامعـة تشريـن للبحـوث والدراسـات العلميـة، 36**(6)، 137–150.

تيغزة، أحمد بو زيان. (2012). **التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي**. عمّان: دار المسيرة.

حمـدان، دانـا لطفـي. (2008). **العلاقـة بـين الحريـة الأكاديميـة والـولاء التنظيمـي لـدى أعضـاء الهيئـة التدريسـية الفلسـطينية**. (رسـالة ماجسـتير غـير منشـورة)، جامعـة النجـاح الوطنيـة، فلسـطين.

الحمـداني، مريـم بنـت سـالم. (2009). **الـولاء التنظيمـي لأعضـاء الهيئـة التدريسـية في الجامعـات الخاصـة بسـلطنة عـمان**. (رسـالة ماجسـتير غـير منشـورة)، جامعـة مؤتـة، الأردن.

حنونـة، سـامي. (2006). **قيـاس مسـتوى الـولاء التنظيمـي لـدى العاملـين بالجامعـات الفلسـطينية في قطـاع غـزة**. (رسـالة ماجسـتير غـير منشـورة)، الجامعـة الإسـلامية، غـزة، فلسـطين.

دودين، حمزة محمد. (2013). **التحليل الإحصائي المتقدم للبيانات باستخدام SPSS**. عمّان: دار المسيرة.

الـدوسري، سـعد. (2005). **ضغـوط العمـل وعلاقتهـا بالـولاء التنظيمـي في الأجهـزة الأمنيـة**. (رسـالة ماجسـتير غـير منشـورة)، جامعـة نايـف العربيـة، المملكـة العربيـة السـعودية.

رضـا، محـاذ. (2015). المنـاخ التنظيمـي وعلاقتـه بالـولاء لـدى العاملـين دراسـة ميدانيـة بالمؤسسـة العموميـة الاستشـفائية بمدينة الجلفـة. **مجلة الحكمـة للدراسـات الاجتماعيـة، 30**، 168–187.

الرقيبـات، رائـد محمـد مفـضي. (2018). مسـتوى رضـا معلمـي المـدارس الحكومـة عـن المنـاخ التنظيمـي في محافظـة المفـرق بـالأردن وعلاقتهـا بالـولاء التنظيمـي للمعلمـين في تلـك المـدارس. **المركـز القومـي للبحـوث، 2**(25)، 145–165.

الزهـراني، عبـد الواحـد سـعود. (2006). الـولاء التنظيمـي لمعلمـي المرحلـة الثانويـة بمنطقـة الباحـة التعليميـة، **مجلـة المعرفـة، 130**، 66–71.

السـالم، ماهـر عـلي الصالـح. (2015). **الـولاء التنظيمـي لـدى مـدرسي التعليـم الثانـوي العـام وعلاقتـه بالمشـاركة في اتخـاذ القـرار**. (رسـالة ماجسـتير غـير منشـورة)، كليـة التربيـة، جامعـة دمشـق.

الـشراري، مفـضي رطيـان السـنيد. (2007). **الـولاء التنظيمـي لـدى معلمـي المـدارس الثانويـة في محافظـة القريـات في المملكـة العربيـة السـعودية**. (رسـالة ماجسـتير غـير منشـورة)، الجامعـة الأردنيـة.

عـلي، كريـم نـاصر. (2017). الـولاء التنظيمـي لـدى تدريسـيي الجامعـة المسـتنصرية. **مجلـة كليـة التربيـة الأساسـية: الجامعـة المسـتنصرية، 97، 783–816.**

عمـور، جميلـة. (2018). البنيـة العامليـة لمقيـاس تقديـر الـذات لـدى المراهقـين، **مجلـة الأكاديميـة للدراسـات الاجتماعيـة والإنسـانية، 19، 47–55.**

الغامـدي، رحمـة محمـد العيفـان. (2013). الـولاء التنظيمـي لـدى معلـمات المرحلـة الثانويـة بمنطقـة الباحـة التعليميـة في ضـوء بعـض المتغـيرات، **مجلـة البحـث العلمـي في التربيـة، 14(3)، 39–75.**

قمـر، محمـد أحمـد. (2015). الـولاء التنظيمـي وعلاقتـه بالرضـا الوظيفـي لـدى أعضـاء هيئـة التدريـس بجامعـة دنقـلا: دراسـة ميدانيـة عـلى عينـة مـن أعضـاء هيئـة التدريـس بجامعـة دنقـلا. **مجلـة رؤى اقتصاديـة، 9، 213–232.**

المحـرزي، راشـد بـن سـيف. (2014). صـدق البنـاء الداخـلي لاختبـار القـدرة اللفظيـة ومقارنـة مجموعـة نـماذج بديلـة: التكامـل بـين التحليـل العامـلي الاستكشـافي والتوكيـدي. **مجلـة دراسـات العلـوم التربويـة، 41(1)، 84–100.**

المدهـون، إيـاد. (2012). **العلاقـة بـين المنـاخ التنظيمـي والـصراع التنظيمـي لـدى الموظفـين الإداريـين في جامعـة غـزة**. (رسـالة ماجسـتير غـير منشـورة)، جامعـة الأزهـر.

المومنـي، رنـا ثـاني ضامـن. (2017). التكامـل بـين التحليـل العامـلي الاستكشـافي والتوكيـدي كطريقتـين للتحقـق مـن البنيـة العامليـة لمقيـاس مكنـزي للـذكاءات المتعـددة (الصـورة السـعودية). **مجلـة العلـوم التربويـة والنفسـية، 17(4)، 503–542.**

ثانيًا: المراجع الأجنبية

Abid, G., Contreras, F., Ahmed, S., & Qazi, T. (2019). Contextual factors and organizational commitment: Examining the mediating role of thriving at work. *Sustainability Journal, 11(17),* 1—18.

Agar, C. C., & Beduk, A. (2013). Experimental analysis of organizational commitment within the scope of downsizing threat and empowerment opportunity. *Knowledge and Learning International Conference 2013*. (pp. 159—168). ToKnowPress.

- Integration between Exploratory and Confirmatory Factor Analysis as methods to verify the Factor Structure of Mckenzie's Multiple Intelligence Inventory: Saudi Version. *Journal of Educational and Psychological Sciences, 17(4),* 503—542.
- Altun, M. (2017). The effects of teacher commitment on student achievement: A case study in Iraq. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences, 7(11),* 417—426.

AL-Yami M., Galdas P., & Watson R. (2019). Factor analysis and Mokken scaling of the Organizational Commitment Questionnaire in nurses. *International Nursing Review, 66,* 52—60.

Amour, J. (2018). Factorial Composition of Self-Esteem Measure of Adolescents (in Arabic). *Academic Journal for Social and Human Studies, 19,* 47—55.

Barrett, P. (2007). Structural equation modelling: Adjudging model fit. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 815—82.

Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *PsychologicalBulletin, 88(3),*588—606.

Bhatnagar, J. (2005). The power of psychological empowerment as an antecedent to organizational commitment in Indian managers. *Human Resource Development International, 8(4),* 419—433.

Byrne, B. M. (2001). Structural equation modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative approaches to testing for the factorial validity of a measuring instrument. *InternationalJjournal of Testing, 1(1),* 55—86.

Carmines, E. G., & McIver, J. P. (1981). *Analyzing models with unobserved variables in social measurement*. Social measurement: Current issues. Beverly Hills: Sage publications.

Chan, F., Lee, G. K., Lee, E. J., Kubota, C., & Allen, C. A. (2007). Structural equation modeling in rehabilitation counseling research. *Rehabilitation Counseling Bulletin, 51(1),* 44—57.

Chew, J. C. L. (2004). The influence of human resource management practices on the retention of core employees of Australian organizations: An empirical study. (Unpublished Doctoral dissertation), Murdoch University.

Chew, J., & Chan, C. C. (2008). Human resource practices, organizational commitment and intention to stay. *International Journal of Manpower, 29(6),* 503—522.

Christophersen, K. A., Elstad, E., Solhaug, T., & Turmo, A. (2016). Antecedents of student teachers' affective commitment to the teaching profession and turnover intention. *European Journal of Teacher Education, 39(3),* 270—286.

Civelek, M. E. (2018). *Essentials of structural equation modeling*. University of Nebraska — Lincoln. Zea E-Books.

Diaz, N. B., & Rodriguez, F. P. (2017). Development and validation of a questionnaire on normative organizational commitment: A pilot study in Mexicans workers. *Anales de Psicologia, 33(2),* 393—402.

Dodin, H. M. (2013). Advanced statistical analysis of data using SPSS (in Arabic). Amman: Dār Al-massirah.

Fedor, D. B., Caldwell, S., & Herold, D. M. (2006). The effects of organizational changes on employee commitment: A multi-level investigation. *Personnel Psychology, 59(1),* 1—29.

Gamer, M. A. (2015). The relationship between organizational loyalty and job satisfaction.

Geffen, D., Rigdon, E. E., & Straub, D. (2011). An update and extension to SEM guidelines for administrative and social science research. *MIS Quarterly, (35)2,* 3—14.

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (1998). *Multivariate data*

analysis. Upper Saddle River, NJ: Prentice hall.

Hazriyanto, H., & Ibrahim, B. (2019). The factor analysis of organizational commitment, job satisfaction, and performance among lecturers in Batam. Journal of Technical Education and Training, 11(1),151–158.

Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, *6(1),* 53–60.

Hrebiniak, L. G., & Alutto, J. A. (1972). Personal and role-related factors in the development of organizational commitment. *Administrative Science Quarterly*, 555–573.

Hu, L. T. and Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6(1),* 1–55.

Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1996). LISREL 8: User's reference guide. Scientific Software International.

Kanter, R. M. (1968). Commitment and social organization: A study of commitment mechanisms in utopian communities. *American Sociological Review,* 499–517.

Khan, N. R., Awang, M., & Ghouri, A. M. (2014). Organizational commitment construct: Validity measure using SEM. *Science International, 26(2),* 897–902.

Khumalo, S. S. (2018). Promoting teacher commitment through the culture of teaching through strategic leadership practices. *Gender and Behavior, 16(3),* 12167–12177.

Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. NewYork: The Guilford Press.

Laframboise, K., & Reyes, F. (2005). Gaining competitive advantage from integrating enterprise resource planning and total quality management. *Journal of Supply Chain Management, 41(3),* 49–64.

Meyer, J. P., & Allen, N. J. (1991). A three-component conceptualization of organizational commitment. *Human Resource Management Review, 1(1),* 61–89.

Mowday, R. T., Porter, L. W., & Steers, R. M. (1982). *Employee-organization linkages: The psychology of commitment, absenteeism, and turnover*. New York, NY: Academic Press.

Pett, M. A., Lackey, N. R., & Sullivan, J. J. (2003). *Making sense of factor analysis: The use of factor analysis for instrument development in health care research*. Sage.

Porter, L. W., Steers, R. M. &. Mowday, R. T. (1979). The measurement of organizational commitment. *Journal of Vocational Behavior, 14(2),* 224–247.

Qamar, M. A. Organizational loyalty and its relation to job satisfaction among staff members at Dongola University: A field study on a sample of faculty members at the University of Dongola. *Economic Visions Journal, 9,* 213–232.

Reis, H. T., & Judd, C. M. (2000**(.** *Handbook of Research Methods in Social and Personality Psychology*. New York: Cambridge University Press.

Schleicher, A. (2011). Lessons from the world on effective teaching and learning environments. *Journal of Teacher Education, 62(2),* 202—221.

Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research, 99(6),* 323—338.

Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2010). *A beginner's guide to structural equation modeling (3rd ed.).* New York: Routledge.

Sharma, S., Mukherjee, S., Kumar, A., and Dillon, W. R. (2005), A simulation study to investigate the use of cutoff values for assessing model fit in covariance structure models, *Journal of Business Research, 58(1),* 935—43.

Stevens, J. (1995). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.

Thomason, A. C., & La Paro, K. M. (2013). Teachers' commitment to the field and teacher—child interactions in center-based childcare for toddlers and three-year-olds. *Early Childhood Education Journal, 41(3),* 227—234.

Thompson, S. K. (2012). *Sampling Third Edition.* John Wiley & Sons publication.

Tsui, K. T., & Cheng, Y. C. (1999). School organizational health and teacher commitment: A contingency study with multi-level analysis. *Educational Research and Evaluation, 5,* 249—268.

Xiao, J., & Wilkins, S. (2015). The effects of lecturer commitment on student perceptions of teaching quality and student satisfaction in Chinese higher education. *Journal of Higher Education Policy and Management, 37(1),* 98—110.

Yong, A. G., & Pearce, S. (2013). A beginner's guide to factor analysis: Focusing on exploratory factor analysis. *Tutorials in Quantitative Methods for Psychology,* 9(2), 79—94.

References

Abū alām, R. M.*tarbawiyyah* (in Arabic). al-qāhirah: dār al-nashr lil-jami'aāt.

Al-ghāmidiyyah, R. M.Al-wala' al-tanḍimi laḍá Mu'allimāt al-marhalah althānawiyyah be-mintaqat al-bāha fī daw' baḍ al-mutaghayyirāt. (in Arabic). *Journal of Scientific Research in Education, 14(3),* 39—75.

Work-Related stress and their relation to organizational commitment among police officers (in Arabic) [Unpublished Master's Thesis].

S.. (in Arabic). [Unpublished Master's Thesis].

Organizational commitment among Al-Mustansiriya University teachers (in Arabic). *Journal of the College of Basic Education: Al-Mustansiriya University, 97,* 783—816.

(in Arabic). [Unpublished Master's Thesis].

. (2014). Internal structure of the Verbal Ability Test with comparison among various alternative structural models: Integration between Exploratory and Confirmatory Factor Analysis (in Arabic). *Journal of Educational Sciences Studies, 41(1),* 84–101.

M. M. (2018). The level of satisfaction among the teachers in governmental schools at the organizational climate in Mafraq and its relation to organizational loyalty of teachers in their schools (in Arabic). *National Research Center, 2(25),* 145–165.

A. A.*Organizational commitment of teachers in Public Secondary schools and its relationship to participating in decision making* (in Arabic) [Unpublished Master's Thesis].

R. *Organizational commitment among secondary school teachers at Al-Qurayat governorate in the Kingdom of Saudi Arabia* (in Arabic) [Unpublished Master's Thesis].

Factors associated with organizational loyalty among secondary stage teachers in Al-Baha region (in Arabic). *Knowledge Journal, 130,* 66–71.

Psychometric properties of a statistical anxiety scale (in Arabic). *Tishreen University Journal for Research and Scientific Studies, 36(6),* 137–150.

Relationship between academic freedom and institutional commitment as perceived by faculty members at Palestinian universities (in Arabic) [Unpublished Master's Thesis].

staff (in Arabic) [Unpublished Master's Thesis].

A field study in Urgla (in Arabic). *Journal of Human and Social Sciences, 17,* 193– 204.

M. (2015). Organizational commitment of social services faculty members in Egypt and Saudi Arabia (in Arabic). *Journal of Social Service, 13,* 369–428.

The organizational climate and its relationship to loyalty among employees: A field study in the public hospital institution in the city of Jaflah (in Arabic). *Al-Hikma Journal for Social Studies, 30,* 168–187.

ملحق (ا)

مقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس في صورته النهائية

أخي المعلم/ أختي المعلمة

الباحث يعدّ دراسة بعنوان: «**البنية العاملية لمقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس**»، ويتشرف بأن يضع بين أيديكم أداة الدراسة المتمثلة في مقياس الولاء التنظيمي لمهنة التدريس. نرجو منكم قراءة جميع الفقرات والإجابة عنها بشفافية، وللعلم سيكون التعامل مع آرائكم بسرية تامة ولن تستخدم إلا لغرض البحث العلمي.

يرجى وضع علامة (×) أمام الاستجابة التي تعبر عن رأيك بشفافية.

م	الفقرة	بدرجة كبيرة جدًا	بدرجة كبيرة	بدرجة متوسطة	بدرجة ضعيفة	بدرجة ضعيفة جدًا
المحور الأول: الولاء العاطفي						
1	أشعر بمكانة كبيرة للمدرسة في نفسي.					
2	أشعر بارتباط قوي بالطلبة.					
3	أحس بأن نجاح المدرسة هو نجاحي.					
4	أحقق ذاتي بعملي في المدرسة.					
5	أشعر أن مشاكل المدرسة هي مشاكلي.					
المحور الثاني: الولاء الأخلاقي						
6	أشعر بالتزام أخلاقي يجبرني على البقاء في مهنة التدريس.					
7	أستمر في عملي بالمدرسة حتى لو كان نصاب الحصص عاليًا.					
8	أرى أن مهنة التدريس تستحق ولائي لها.					
9	أملك أهدافًا تجعلني أبقى في مهنة التدريس لتحقيقها.					
10	أحرص على بقائي في مهنة التدريس حتى لو عرضت عليَّ وظيفة أخرى.					
المحور الثالث: الولاء المستمر						
11	يصعب على التكيف في عملٍ آخر.					
12	تجعلني ضغوط العمل أفكر في وظيفة أخرى.					
13	ارتكبت خطأً بقبولي العمل في مهنة التدريس.					

«نهاية المقياس»

تاريخ التسليم: 23 /2020/7

تاريخ استلام النسخة المعدلة: 2020/10/22

تاريخ القبول: 2020/10/26