البنية العاملية وتكافؤ القياس لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية لدى طلاب وطالبات كلية الدراسات العليا التربوية بجامعة الملك عبدالعزيز بجدة

د. خالد بن حسن التميمي

الأستاذ المساعد بقسم علم النفس التربوي والإرشاد

بكلية الدراسات العليا التربوية بجامعة الملك عبدالعزيز

مستخلص. هدفت الدراسة الحالية إلى التعرف على البنية العاملية، وتكافؤ القياس لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية (SACQ) لدى طلاب وطالبات كلية الدراسات العليا التربوية بجامعة الملك عبدالعزيز بجدة. وقد تكونت عينة الدراسة من مائة وتسع وستون طالباً، ومائة وإحدى وخمسون طالبة من طلبة الدبلوم العام في التربية، طبق عليهم مقياس التوافق مع الحياة الجامعية خلال الفصل الدراسي الأول من العام الدراسي 1438/ 1439هـ، وللتحقق من فروض الدراسة تم استخدام الإحصاء الوصفي، ومعامل ارتباط بيرسون، ومعامل ألفا كرونباخ، ومعامل أوميغا، وأسلوب تحليل التحليل العاملي الاستكشافي (EFA)، وأسلوب التحليل العاملي التوكيدي (CFA). أظهرت نتائج الدراسة تمتع المقياس بدلالات صدق وثبات جيدة؛ وتشبعت العبارات على أربعة عوامل باستثناء عبارة واحدة، وفُسرَت العوامل الأربعة بعد التدوير مجتمعة (36,1) من التباين الكلي، كما تشبعت بعض العبارات على عوامل مغايرة للمقياس المقنن على المجتمع المصري. وأكدت مؤشرات جودة المطابقة على ملائمة النموذج الرباعي العوامل للبيانات بدرجة مقبولة على مجموعتي الطلاب والطالبات، بالإضافة إلى تمتع المقياس بتكافؤ قياس على المستويين الشكلي والمترى بين المجموعتين؛ في حين لم يتحقق تكافؤ القياس على المستويين القوي والمتشدد بين المجموعتين. وبالرغم من ذلك فإن نتائج الدراسة قدمت دليلاً على صلاحية تطبيق المقياس على طلبة الجامعات السعودية. وتوصي الدراسة بإجراء المزيد من الدراسات على المقياس تتناول البناء العاملي وتكافؤ القياس وتطبيقها على عينات من كليات أخرى وتخصصات متعددة؛ كما يقترح الباحث بناء مقياس للتوافق مع الحياة الجامعية يعتمد على بناء نظري ينبثق من الثقافة السائدة في المجتمع السعودي.

الكلمات المفتاحية: البناء العاملي؛ تكافؤ القياس؛ مقياس التوافق مع الحياة الجامعية؛ التحليل العاملي الاستكشافي؛ التحليل العاملي التوكيدي؛ التحليل العاملي التوكيدي للمجموعات المتعددة.

المقدمة

يتنقل الطالب خلال حياته الدراسية بعدة محطات جوهرية وتعد المرحلة الجامعية أهمها، وذلك بسبب تباينها عن المراحل التعليمية السابقة من حيث نظام التعليم والعلاقات الشخصية مع الأقران وهيئة التدريس والمقررات الدراسية وتنوع طرائق التدريس والبنية التحتية المتوفرة بالجامعة والشعور بالاستقلالية وتحمل المسؤولية. وفي هذا الصدد أشار (Tinto, 1996) بأن السنة الأولى في المرحلة الجامعية تعتبر أحد أهم التحديات التي يواجهها الطالب في حياته الجامعية، وأكد بأنه لكي يحقق الطالب النجاح في دراسته يتعين عليه أن يتوافق مع محيطه الاجتماعي والأكاديمي بالجامعة.

وتتعدد تعريفات التوافق مع الحياة الجامعية في الأدب التربوي وتختلف باختلاف رؤى علماء التربية وعلم النفس، حيث يعرف عباس (1984) التوافق مع الحياة الجامعية بأنه "حالة تبدو في العملية الدينامية المستمرة التي يمارسها الطلبة الجامعيين لاستيعاب المقررات الدراسية واجتيازها بنجاح، والموائمة بينهم وبين بيئة الجامعة وعناصرها الرئيسة من أعضاء هيئة التدريس، وزملاء الدراسة، والنشاطات الاجتماعية والرياضية والثقافية، والمواد الدراسية، وطرائق التدريس".

ويؤكد كلا من (Adler et al. 2008) بأن توافق الطالب مع الحياة الجامعية يفضي إلى نجاحه، في

حين سوء توافقه سينعكس سلباً على أدائه الأكاديمي وسيؤدي حتماً إلى تدني معدله الدراسي. وتشير الأطر النظرية لتوافق الطالب مع الحياة الاجتماعية بأنه يتكون من أبعاد مختلفة، ومنها ما أشار به كل من (Baker, McNeil, & Siryk, 1985) حيث قسموا التوافق مع الحياة الجامعية إلى أربعة أبعاد وهي: التوافق الشخصي - العاطفي ويهدف إلى تحديد كيفية شعور الطلبة من الناحية النفسية والجسدية، والتوافق الاجتماعي ويتعلق بالجوانب المتعددة للحاجات الشخصية - الاجتماعية الملزمة للخبرات، والتوافق الأكاديمي ويشير إلى الجوانب المختلفة لخصائص الحاجات التربوية للخبرات في الجامعة، وأخيراً الالتزام بتحقيق الأهداف وتتعلق بشعور الطلبة حيال الجامعة وجوده وصلابة علاقته بها.

ولقياس توافق الطالب مع الحياة الجامعية طور كل من (Baker & Siryk, 1989) مقياساً يتكون من (67) عبارة تقيس أبعاد التوافق مع الحياة الجامعية الأربعة، ويذكر كل من (Rodriguez, Tinajero, 2012) بأن المقياس يستخدم على مستوى واسع في الولايات المتحدة الأمريكية، ويعد أهم أداة تقيس التوافق مع الحياة الجامعية، وقد تم ترجمته إلى العديد من اللغات المختلفة. وقام علي (2002) بترجمته إلى اللغة العربية وتقنيته على المجتمع المصري، وتكونت النسخة العربية من (36) عبارة، وقد تم تطبيق

المقياس تم تطويره أو ترجمته وتقنيته لقياس سمة معينة فلا بد من التحقق من تكافؤ أداة القياس بين المجموعات المختلفة. ويقصد بتكافؤ القياس (Measurement Invariance) الكشف عن السمة المقصودة دون تأثرها بسمات أخرى للأفراد، وبمعنى آخر، الاستقصاء عن خصائص المقياس السيكمومترية سواء كانت متطابقة بين المجموعات الفرعية أم لم تكن. كما أوضح (Brown 2015) بأن تكافؤ القياس يتضمن أربعة مراحل متتالية وهي: التكافؤ الشكلي، والتكافؤ الضعيف، والتكافؤ القوي والتكافؤ المتشدد. وبناء على ما تقدم تسعى الدراسة الحالية التحقق من البنية العاملية وتكافؤ القياس لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية لدى طلاب وطالبات الدبلوم العام في التربية بجامعة الملك عبدالعزيز بجدة.

مشكلة الدراسة.

تتطلب عملية تطوير وتعريب تقنين أدوات القياس معرفة وخبرة جيدة في مجال القياس والتقييم التربوي والنفسي، لذا اوصت الجمعيات الأمريكية المتخصصة في مجال البحث والقياس في التربية وعلم النفس جملة من المعايير (Standards) لكل مرحلة من مراحل تطوير أداة القياس ينبغي على مطور أداة القياس اتباعها لضمان جودة عملية التطوير والتقنين، ومن هذه المعايير مراعاة العدالة في الاختبارات (Fairness in Testing).

وتعد عدالة الاختبار قضية أساسية في صدق أداة القياس، وتتطلب الاهتمام بها خلال جميع مراحل

المقياس بنسخته العربية في دراسات كثيرة في العالم العربي ومنها دراسة كل من (الربدي، 2012؛ الشكعة، 2013؛ السيد، 2017؛ مصطفى، 2010؛ فايد وقاسم، 2012؛ خليفة، 2013؛ جاب الله، 2014؛ الرشيد، 2015؛ الشريدة، 2016؛ الرفاعي، 2016). وكان من ضمن أهداف هذه الدراسات تحديد مستويات التوافق مع الحياة الجامعية لدى عينات البحث، ومعرفة العلاقة بين التوافق الجامعي مع متغيرات أخرى، بالإضافة إلى المقارنة بين طلبة الجامعة وفقاً لعدد مع المتغيرات الديموغرافية ومنها: النوع الاجتماعي، ونوع الكلية، والتخصص الدراسي. وبعد اطلاع الباحث على الدراسات العربية المنشورة في قواعد المعلومات الالكترونية لم يجد دراسة عربية تناولت البناء العاملي وتكافؤ القياس لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية في ضوء المجموعات الفرعية المختلفة (النوع الاجتماعي، نوع الكلية، التطبيق القبلي والبعدي، الجنسية، المجموعة ضابطة أم تجريبية، التخصص الدراسي، تطبيق الاختبار ورقي أم الكتروني، التطبيق عبر الزمن).

ويذكر كلا من (Dogan, Akar, & Ustuner, 2019؛ Basusta, & Gelbal, 2015) بأن مطوري المقاييس النفسية يفترضوا بأن أداة القياس تقيس نفس السمة في المجموعات الفرعية التي تم تطبيق المقياس عليها، وبالرغم من ذلك أكدوا بأنه من المحتمل ألا تتطابق خصائص المقياس السيكمومترية باختلاف المجموعات الفرعية، وأكدوا بأنه سواء كان

لأداة البحث وتكافؤ القياس بين المجموعات الفرعية المختلفة، ويقصد بالبناء العاملي تشبع عبارات المقياس على عدد من العوامل المحددة وفق البناء النظري والإطار المفاهيمي للمتغير محل الدراسة. ويشير (Drasgow & Kanfer, 1985) بأن تكافؤ القياس يقصد به حصول المجموعات الفرعية المتباينة، والذين يحملون ذات السمة أو القدرة ذات الدرجات المتوقعة على المقياس، ثم تعقد المقارنات بين المجموعات الفرعية للتعرف على مدى وجود الفروق أو التماثل بينها.

ويؤكد كلا من (Hulin & Mayer, 1986) بأن أهم مصدرين لعدم تكافؤ القياس بين المجموعات الفرعية هما: التباين في اللغة من خلال عملية الترجمة، والفروق الثقافية والعرقية.

وبعد مراجعة الدراسات السابقة العربية التي استخدمت مقياس التوافق مع الحياة الجامعية بنسخته العربية تبين أن هناك دراستين فقط (علي، 2002؛ الربدي، 2012) تأكدتا من البناء العاملي ضمن إجراءات صدق المقياس، وأسفرت النتائج عن تشبع العبارات على أربعة عوامل مطابقة لعدد عوامل المقياس الأساس، في حين لم تتحقق جميع الدراسات العربية السابقة من تكافؤ المقياس بين المجموعات، بالرغم من أنها تضمنت متغيرات ديموغرافية (النوع الاجتماعي والكليات والتخصص الدراسي) الأمر الذي كان يستدعي التأكد من تكافؤ المقياس قبل تطبيقه

تطوير واستخدام أداة القياس. وقد تم التأكيد ضمن معايير الاختبارات التربوية والنفسية على ضرورة تجنب أي عوامل ليس لها علاقة بمحتوى الاختبار مثل تأثير اللغة والجانب المعرفي والثقافي والجسدي أو النوع الاجتماعي أو أي خصائص أخرى. ويقصد بعدالة الاختبار المعالجات العادلة أثناء عملية الاختبار، وانعدام تحيز القياس، والمساواة بين المختبرين في الوصول للمحتوى المراد قياسه، وأن يتمتع المقياس بخاصية الصدق لتبرير تفسير درجات الاختبار. (AERA, APA, & NCME, 2014)

كما أكد كلا من (Marczyk, 2005) و (Dematteo, & Festinger) على أنه يتحتم على الباحثين أن يكونوا حذرين عندما يختاروا أدوات وتقنيات التقييم عند تطبيق أبحاثهم، ومن الضروري أن تكون هذه المقاييس وتقنيات التقييم قد تم التحقق من صدقها ثقافياً قبل الشروع في تطبيقها على المجموعات المختلفة ثقافياً.

وتتعدد أنواع صدق أداة القياس وهي: صدق المحتوى Content Validity ، وصدق المحك Criterion-related Validity، والصدق الفرضي Construct Validity. ويشير (Messick, 1989) بأن الصدق الفرضي للمقياس يعكس إلى أي مدى يختلف أداء المختبرين بسبب المحتوى المقاس وليس بسبب شيء آخر.

ويتم التحقق من صدق الاختبار الفرضي من خلال طرق وإجراءات متعددة، ومنها اختبار البناء العاملي

علي (2002)، وتتلور مشكلة الدراسة في التساؤلات التالية:

1- هل تختلف الخصائص السيكومترية لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية باختلاف أفراد عينة الدراسة (طلاب وطالبات).

2- ما طبيعة البنية العاملية لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية بعد تطبيقه على أفراد عينة الدراسة (طلاب وطالبات).

3- هل يتحقق تكافؤ القياس بأنواعه المختلفة (الشكلي، والقوي، والضعيف، والمتشدد) في مقياس التوافق مع الحياة الجامعية بين أفراد عينة الدراسة (طلاب وطالبات).
أهداف الدراسة.

1- التعرف على الخصائص السيكومترية لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية باختلاف أفراد عينة الدراسة (طلاب وطالبات).

2- تحديد الطبيعة البنية العاملية لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية بعد تطبيقه على أفراد عينة الدراسة (طلاب وطالبات)، وهل يقيس القدرة على العامل العام (g)، أم أنه يقيس بالإضافة إلى ذلك عوامل أخرى.

3- التحقق من تكافؤ القياس بأنواعه المختلفة (الشكلي، والقوي، والضعيف، والمتشدد) لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية بين أفراد عينة الدراسة (طلاب وطالبات) باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات.

على المجموعات الفرعية، وذلك للتحقق من صدق تفسير النتائج.

ومن جهة أخرى تبين أيضاً أن الدراسات الأجنبية السابقة -حسب علم الباحث- التي استخدمت مقياس التوافق مع الحياة الجامعية إعداد (Baker 1989) & Siryk اقتصر على دراسة البناء العاملي للمقياس ولم تتناول موضوع تكافؤ القياس، وأظهرت نتائج الدراسات (Rodriguez, Tinajero,) Feldt, et; Guisande, and Parmao, 2012, 2011, al., 2007, Taylor & Pasotr, 2003, Tuna; Byers & Goossens, 2002) إلى وجود تباين في تحديد البناء العاملي للمقياس، وكانت مسميات العوامل مغايرة عن المقياس الأساس، حيث تراوح عدد العوامل بين (1-16) عاملاً، كما حذفت بعض الدراسات عدد من العبارات بسبب الفروق الثقافية بين العينات، أو بسبب عدم اتفاقها مع البناء النظري الذي اعتمده مطوري المقياس.

ومما سبق يتبين أن التحقق من البناء العاملي لأداة القياس وتكافؤه بين المجموعات الفرعية المختلفة يعد أمراً مهماً لارتباطه بصدق المقياس وتفسير درجاته، ونظراً لوجود ندرة - بحسب علم الباحث - في الدراسات السابقة في البيئة العربية بصفة عامة والمجتمع السعودي بصفة خاصة نشأت مشكلة الدراسة الحالية بهدف التحقق من البناء العاملي وتكافؤ القياس لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية تعريب

أهمية الدراسة.

1- يساعد التحقق من البنية العاملية لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية بين الجنسين على التأكد من أن المقياس يقيس القدرة على العامل العام (g)، أم أنه يقيس بالإضافة إلى ذلك عوامل أخرى.

2- يساعد التحقق من تكافؤ القياس بأنواعه المختلفة لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية بين الجنسين على التأكد من عمومية البنية العاملية للمقياس بين الجنسين، مما يجعل الباحثين واثقين من أن الفروق بين الجنسين في درجات المقياس تعكس فروقاً كمية حقيقية في التوافق مع الحياة الجامعية، الأمر الذي يؤكد على عدالة المقياس عند المقارنة بين الجنسين.

3- ندرة الدراسات على المستوى المحلي - في حدود علم الباحث - التي درست البنية العاملية وتكافؤ القياس لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية بين الجنسين.

مصطلحات الدراسة.

البنية العاملية Factorial Structure

عرف كلا من أبوحطب، صادق (1991) البنية العاملية بأنها نوع من أنواع صدق الفرضي/ البناء، ويتم التحقق منه عبر استخدام التحليل العاملي.

تكافؤ القياس / Measurement Equivalence Invariance

أشار كلا من (Drasgow & Kanfer 1985) بأن تكافؤ القياس يتحقق عندما تكون العلاقة ما بين الدرجات الملاحظة والبنى الضمنية / الكامنة تكون

متطابقة عبر المجموعات ذات العلاقة، وتحديداً الأفراد الذين يحملون ذات السمة أو القدرة الكامنة.

التوافق مع الحياة الجامعية Adjustment to College Life

حالة تبدو في العملية الدينامية المستمرة التي يمارسها الطالب/الطالبة الجامعي/الجامعية لاستيعاب المقررات الدراسية واجتيازها بنجاح، والموائمة بينه وبين بيئة الجامعة وعناصرها الرئيسية: أعضاء هيئة التدريس، وزملاء الدراسة، والنشاطات الاجتماعية والرياضية والثقافية، والمواد الدراسية، وطرائق التدريس. (عباس، 1984).

وإجرائياً: الدرجة الكلية التي يحصل عليها الطالب/الطالبة على مقياس التوافق مع الحياة الجامعية (SACQ). إعداد Baker & Siryk وقننه على البيئة العربية (علي، 2002).

الإطار النظري والدراسات السابقة.

أولاً: الإطار النظري.

التحليل العاملي Factor Analysis

الهدف الأساس لأسلوب التحليل العاملي هو تحديد عدد وطبيعة المتغيرات الكامنة أو العوامل المفسرة للتباينات والتباينات المصاحبة بين مجموعة من القياسات المشاهدة والتي يطلق عليها عادة بالمؤشرات، وعلى وجه التحديد يعتبر العامل متغير ملاحظ، وهو يؤثر بصورة أكبر من القياس الملاحظ وذلك يفسر الارتباطات عبر هذه القياسات المشاهدة. (Kline, 2016)

الاختبارات (على سبيل المثال: اختبار محوسب مقابل اختبار ورقة وقلم). كما أضاف بأن عامل الاستقرار عبر الزمن يشير إلى تكافؤ القياس الطولي والذي يهتم عم إذا كانت مجموعة من المؤشرات تحمل نفس عامل البنية الداخلية للاختبار خلال أسباب مختلفة في التصميم الطولي. وأكد بأنه إذا كان الأمر كذلك عندها سيكون القياس متكافئاً عبر الزمن. وأضاف بأن التكافؤ عبر العينات يتعلق بمفهوم تحيز البنية الداخلية للاختبار والذي يدل على أن الاختبار يقيس شيء مختلف في مجموعة معينة (على سبيل المثال: الرجال) عن المجموعة الأخرى (النساء). وإذا لم يكن الأمر كذلك فإن ذلك يدل على عدم وجود دليل على تحيز البنية الداخلية للاختبار، وعليه فإن المقياس يكون حينها متكافئاً أو ثابتاً عبر المجموعات.

وتجدر الإشارة بأن هناك منحيين رئيسيين يمكن عبرها التحقق من تكافؤ القياس وهما: الأول يعتمد على نظرية الاستجابة للمفردة IRT أما الثاني فيعتمد على أسلوب نمذجة المعادلة البنائية من خلال التحليل العامل التوكيدي للمجموعات المتعددة MG-CFA والذي يستخدم بشكل واسع لاختبار الفروض المتعلقة بتكافؤ القياس عبر المجموعات، لأن المنطق الأساس لاختبار تكافؤ عبر المجموعات يشابه اختبار التكافؤ عبر الزمن أو الأنواع تطبيق الاختبارات المختلفة. (Brown, 2006; Reise et al., 1993).

كما أشار (Brown 2015) إلى أن تكافؤ القياس يتضمن أربعة مراحل متتالية وهي: التكافؤ الشكلي

التحليل العامل التوكيدي Confirmatory Factor Analysis

يعتبر هذا الأسلوب الإحصائي أحد أنواع نمذجة المعادلة البنائية SEM ، ويستخدم تحديداً مع نماذج القياس ، ويستخدم لتحديد العلاقات بين القياسات المشاهدة أو المؤشرات (على سبيل المثال: بنود الاختبار، درجات الاختبار، تقديرات ملاحظة السلوك) وبين المتغيرات الكامنة أو العوامل. (Brown, 2015).

البنية العاملية Factorial Structure

عرف كلا من أبوحطب، صادق (1991) البنية العاملية بأنها نوع من أنواع صدق البناء، يتم التحقق منه عبر استخدام التحليل العامل.

التحليل العامل التوكيدي للمجموعات المتعددة Confirmatory Factor Analysis for Multiple Groups

أشار كلا من (Xu & Tracy 2017) بأن التحليل العامل التوكيدي للمجموعات المتعددة يستخدم على وجه التحديد لمقارنة نموذج القياس بين المجموعات.

تكافؤ القياس Measurement Equivalence/Invariance

ذكر (Kline 2016) بأن تكافؤ القياس يهتم بالإجابة عن السؤال عم إذا كانت الدرجات الناتجة عن تفعيل البنية الداخلية للاختبار Test Construct أن يحمل ذات المعنى تحت شروط مختلفة. ويمكن أن تتضمن هذه الشروط المختلفة اتساق القياس باختلاف أنواع العينات، ووقت القياس، أو طرق تطبيق

التكافؤ القوي Strong/Scalar Invariance

أشار كلا من (Milfont & Fischer, 2010) بأنه في هذا النوع يتم تقييد تشبعات العامل وكذلك تقييد نقطة بداية البنود، ويقصد بذلك درجة البند عندما تكون درجة العامل تساوي صفر، ويقصد بتحقيق التكافؤ القوي بأن المفحوصين الحاصلين على نفس الدرجة على العامل الكامن يحصلون على نفس الدرجة المشاهدة بصرف النظر عن انتمائهم لمجموعة محددة، وبعد التأكد من التكافؤ القوي يليه التأكد من التكافؤ المتشدد.

التكافؤ المتشدد Strict Invariance

وذكر كلا من (Meredith & Teresi, 2006) بأن التكافؤ المتشدد يعتبر أكثر الأنواع تقييداً حيث أنه بالإضافة إلى تشبع العامل وتقييد نقطة البنود فإن بواقي التباين تكون متكافئة عبر المجموعات. وعلاوة على ذلك يتم اختبارها لتحديد التكافؤ.

التوافق مع الحياة الجامعية

حالة تبدو في العملية الدينامية المستمرة التي يمارسها الطالب/الطالبة الجامعي/الجامعية لاستيعاب المقررات الدراسية واجتيازها بنجاح، والموائمة بينه وبينها وبين بيئة الجامعة وعناصرها الرئيسة: أعضاء هيئة التدريس، وزملاء الدراسة، والنشاطات الاجتماعية والرياضية والثقافية، والمواد الدراسية، وطرائق التدريس. (عباس، 1984).

Configural Invariance، والتكافؤ الضعيف Weak/Metric Invariance، والتكافؤ القوي Strong/Scalar Invariance والتكافؤ المتشدد Scalar Invariance وهي كالتالي:

التكافؤ الشكلي Configural Invariance

ويقصد به أن تحصل العوامل الملاحظة في المجموعات التي أجريت بينها المقارنة ذات الشكل من التشبعات على البنية الكامنة، الأمر الذي يدل على أن العوامل الملاحظة تتشبع على بنية كامنة واحدة عبر نفس المجموعات. الأمر الذي يدل على توافر نفس بنية المقياس عبر مجموعتي الذكور والإناث. (Reise et al., 2001).

التكافؤ الضعيف / المتري Weak/Metric Invariance

وللتحقق من التكافؤ الضعيف يشترط أولاً توافر التكافؤ الشكلي إضافة إلى أن بنية المقياس تقاس بنفس البنود، وفي هذا النوع من التكافؤ يجب أن تتشبع البنود بدرجة متكافئة على العامل عبر التطبيقات. كما أن التشبعات العوامل واحد تلو الآخر يعكس الدرجة لأية فروق بين استجابات المفحوصين للبند نشأت من الفروق بين مستوياتهم البنية الكامنة المراد تقويمها من خلال ذلك البند. لذلك فإنه إذا تم التحقق من تكافؤ تشبعات العامل دل ذلك على أن بنية الاختبار تحمل نفس المعنى عند المفحوصين باختلاف طرق تطبيق الاختبار. (Silvana, Kelly & Tiffany, 2013)

أشارت العديد من الدراسات السابقة التي أجريت في المجتمعات الأجنبية والعربية والمحلية، والتي هدفت إلى تحديد الفروق بين الجنسين في التوافق مع الحياة الجامعية بأن هناك فروق بينهما في التوافق مع الحياة الجامعية، ولعل ذلك يعود لأسباب نمائية ونفسية واجتماعية واقتصادية وتباين في حجم الإمكانيات المتوفرة بالجامعة وما تقدمه من خدمات إرشادية ومادية وتعليمية وتربوية، كما تجدر الإشارة بأن هناك تضارب في نتائج هذه الدراسات السابقة. حيث أكدت نتائج عدد من الدراسات على وجود فروق دالة إحصائية لصالح الذكور في درجة التوافق مع الحياة الجامعية، ومنها دراسة كلا من (جمل الليل، 1993؛ دمنهوري، 1996؛ الداهري، وسفيان، 1997؛ الشكعة، 2013؛ حباب، وأبو مرق، 2009؛ Abdula, Elias, mahyuddin & Uli, 2009؛ Harris & Antone, 1985؛ 2009؛ Park, 1981؛ جاب الله، 2014)، علماً بأن معظم نتائج الدراسات أسفرت عن فروق في الدرجة الكلية للمقياس. وعلى النقيض من ذلك أكدت نتائج دراسة (الربدي، 2012) إلى وجود فروق دالة إحصائية في درجة التوافق مع الحياة الجامعية لصالح الإناث.

ثانياً: الدراسات السابقة.

تناولت العديد من الدراسات العربية والأجنبية موضوع التوافق مع الحياة الجامعية وعلاقته مع متغيرات نفسية واجتماعية وديموغرافية مختلفة، ومن تلك الدراسات استخدمت مقياس التوافق مع الحياة

كما تعرف (Shields, 2003) التوافق مع الحياة الجامعية بأنه التوافق الناجح للجوانب الرسمية وغير الرسمية لدور الطالب.

وأشار كل من (Baker, McNeil, & Siryk, 1985) بأن مقياس التوافق مع الحياة الجامعية يتكون من أربعة مقاييس فرعية وهي كالتالي:

التوافق الشخصي - العاطفي - Personal- Emotional Adjustment

ويهدف إلى تحديد كيفية شعور الطالب/الطالبة من الناحية النفسية والجسدية، وعم إذا كان/ كانت مر/مرت بخبرات نفسية محزنة وما يصاحبها من آلام جسدية.

التوافق الاجتماعي Social Adjustment

ويتعلق بالجوانب المتعددة للحاجات البينشخصية - الاجتماعية الملزمة للخبرات.

التوافق الأكاديمي Academic Adjustment

ويشير إلى الجوانب المختلفة لخصائص الحاجات التربوية لخبرات في الجامعة.

الالتزام بتحقيق الأهداف A Goal Commitment / institution attachment

وتتعلق بشعور الطالب/الطالبة حول الجامعة على وجه العموم وبحضوره للجامعة على وجه الخصوص، وخصوصاً جودة العلاقة أو صلابتها التي تأسست بينه وبين الجامعة.

الفروق بين الجنسين في التوافق مع الحياة الجامعية.

كمنبئات للتوافق مع الحياة الجامعية، وتكونت عينة البحث من 1143 طالباً وطالبة ؛ وتم تطبيق مقياس التوافق مع الحياة الجامعية، وأسفرت نتائج الدراسة عن وجود (16) عاملاً، فسرت (60,5%) من التباين الكلي للعينة التركية، في حين بلغ عدد عوامل التي تشبعت على بيانات العينة الأمريكية (12) عاملاً، فسرت (62,76%) من التباين الكلي.

ولتكيف مقياس التوافق الجامعي على الطلبة الاسبان أجرى كلا من Rodriguez, Tinajero, (2012) وGuisande, and Parmao دراسة على طلبة السنة الأولى بجامعة سانتيفو دي كومبوستيلا الاسبانية بلغ عددهم (300) طالب وطالبة، طبق عليهم مقياس التوافق مع الحياة الجامعية، هدفت الدراسة إلى التحقق من خصائص المقياس السيكمترية، ولتحديد صدق المقياس العاملي تم تحليل بنية المقياس باستخدام أسلوب التحليل العاملي التوكيدي CFA، نتج عن ذلك عدم مطابقة النماذج لجميع أبعاد المقياس باستثناء بعد التوافق الشخصي - العاطفي حيث أكدت نتائج مؤشرات مطابقة حسن الجودة مطابقة البعد جيدة.

كما هدفت دراسة كلا من Taylor & Pastor (2007) إلى التحقق من مقياس التوافق مع الحياة الجامعية يتكون من أربعة أبعاد. ولجمع البيانات تم تطبيق المقياس على عينة عشوائية من طلبة السنة الأولى في مرحلة البكالوريوس بإحدى الجامعات الامريكية، بلغ عدد أفراد العينة (861) طالباً وطالبة،

الجامعية (SACQ) الذي أعده Baker & Siryk ، وفيما يلي عرض لأهم النتائج المتعلقة بالبناء العاملي.

هدفت دراسة علي (2002) إلى تقنين مقياس التوافق مع الحياة الجامعية الذي أعده Baker & Siryk ، وذلك على عينة تكونت من المجتمع المصري، وللتحقق من صدق المقياس استخدم الباحث أسلوب صدق المحكمين والصدق العاملي ، وتم استخدام أسلوب التحليل العاملي الاستكشافي (EFA) لأبعاد المقياس الفرعية الأربعة ، وأسفرت نتائج التحليل عن تشبع الأبعاد الفرعية على عامل عام واحد فسر (78,9) من التباين الكلي.

وعلى نحو مشابه أجرى الربدي (2012) دراسة تناولت التوافق مع الحياة الجامعية لدى طلبة كلية التربية بجامعة القصيم، حيث بلغ عدد أفراد العينة (494) طالب وطالبة، ولجمع البيانات تم تطبيق مقياس التوافق مع الحياة الجامعية (SACQ) تقنين علي (2002)، وللتأكد من صدق المقياس تم استخدام التحليل العاملي الاستكشافي للتحقق من تشبع أبعاد المقياس على عامل عام كامن واحد ، وأسفرت النتائج بأن أبعاد المقياس الأربعة تشبعت على عامل عام واحد فسر حوالي 49% من التباين الكلي، مما دل على صدق المقياس.

وقامت (Tuna, 2003) بدراسة هدفت إلى التعرف على الفروق عبر الحضارية بين الطلبة من جمهورية تركيا والولايات المتحدة الأمريكية في أساليب المواجهة

التعقيب على الدراسات السابقة.

مما سبق يتبين أن الدراسات السابقة التي تناولت متغيرات الدراسة الحالية قد أجريت في مجتمعات دراسية مختلفة، وباستخدام أسلوب التحليل العاملي الاستكشافي أسفرت النتائج إلى اختلاف تشبعات العبارات على عوامل مختلفة عن المقياس الأساس، بالإضافة إلى عدم تشبع بعض العبارات على أي عامل، وكذلك تبين عدد العوامل حيث تراوحت ما بين عامل إلى ستة عشر عاملاً، في حين لم تتطابق بيانات أي دراسة سابقة على النموذج الرباعي، وللتأكد من النتائج أعلاه استخدمت بعض الدراسات أسلوب التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية، حيث أسفرت نتائج بعض الدراسات على مطابقة النموذج الرباعي الأمر الذي دل على صدق البناء العاملي للمقياس، كما تبين عدم تناول أي دراسة سابقة -على حد علم الباحث- موضوع تكافؤ بنية القياس بأنواعه المختلفة، لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية.

فروض الدراسة:

وبعد الاطلاع على نتائج الدراسات السابقة، والإطار

النظري، أمكن اشتقاق فروض الدراسة التالية:

1- يتمتع مقياس التوافق مع الحياة الجامعية بخصائص سيكومترية جيدة بعد تطبيقه على أفراد عينة الدراسة.

2- لا يوجد تتطابق بين البنية النظرية لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية وبنيتها العاملية.

وللتحقق من أفضل نماذج مطابقة للبيانات، أسفرت نتائج الدراسة عن عدم مطابقة النموذج الرباعي العوامل، في حين تمت مطابقة مقبولة فقط لبعد التوافق الشخصي - العاطفي.

ولتحديد الصدق الفرضي لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية (SACQ) أجرى كلا من Feldt, (2011) Graham & Dew دراسة هدفت إلى تحديد ثلاثة جوانب للصدق الفرضي وهي كالتالي: الحقيقي، والبنائي، والخارجي. وطبقت أداة الدراسة على طلاب السنة الأولى في المرحلة الجامعية في أمريكا، وبلغ عدد أفراد العينة (305) طالباً وطالبة، وأسفرت أهم النتائج عن وجود ستة عوامل تختلف عن العوامل الأربعة.

كما أجرى كلا من Beyers & Goossens (2002) دراسة على عينة من طلاب السنة الأولى الجامعية بجامعة ليومين في بلجيكا، هدفت الدراسة إلى التحقق من نوعي الصدق الفرضي، والتنبؤي لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية، وأسفرت أهم النتائج المتعلقة بالصدق الفرضي عن وجود علاقة ارتباطية عالية ودالة إحصائياً بين مقياس التوافق مع الجامعية وأبعاده الفرعية وبين والمتغيرات الأخرى، كما أكدت نتائج استخدام أسلوب التحليل العاملي التوكيدي بأن أبعاد المقياس الأربعة أسهمت بمشاركة مميزة في مقياس التوافق مع الحياة الجامعية، بالإضافة إلى المساهمة التي تمت من درجة المقياس ككل.

3- تتكافأ بنية القياس بأنواعه المختلفة (الشكلي، الضعيف، القوي، المتشدد) لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية بين الذكور والإناث.

الطريقة والإجراءات.

منهج الدراسة:

تم استخدام المنهج الوصفي المسحي لمناسبته لأهداف البحث.

مجتمع الدراسة:

جميع طلاب وطالبات كلية الدراسات العليا التربوية بجامعة الملك عبدالعزيز الدارسين ببرنامج الدبلوم العام في التربية في العام الدراسي 1438/ 1439هـ، والذين بلغ عددهم (410) طالب وطالبة.

عينة الدراسة:

تم اختيار عينة عشوائية من طلاب وطالبات الدبلوم العام في التربية، بلغ عددهم (320) طالباً (169) بنسبة (52.81%) وطالبة (151) بنسبة (47.19%).

أداة الدراسة.

استخدمت الدراسة مقياس التوافق مع الحياة الجامعية إعداد كلا من Baker & Siryk في عام 1984م، والمقنن على عينة من طلاب الجامعات الأمريكية، وبعد أن قننه (علي، 1992م) على المجتمع المصري، بلغ عدد عبارات المقياس (36) عبارة، توزعت على أربعة أبعاد وهي: بعد التوافق الأكاديمي، ويتكون من خمس عشرة عبارة، وبعد التوافق الاجتماعي، ويتكون من خمس عبارات، وبعد

التوافق الشخصي/العاطفي، ويتكون من ثمانية عبارات، وبعد الالتزام بتحقيق الهدف، ويتكون من ثمانية عبارات.

كما قام الباحث في الدراسة الحالية بعرض المقياس خمسة خبراء من المتخصصين في مجال علم النفس والقياس والتقويم بجامعة الملك عبدالعزيز، وجدة، بهدف تحكيم المقياس، وتحديد مدى مناسبة تطبيقه في البيئة السعودية. ولتحديد مدى اتفاق المحكمين على مناسبة ووضوح وتمثيل العبارات لأبعاد المقياس، تم حساب معامل كوبر (Cooper) والذي بلغت قيمته (95%)، إضافة لذلك تم الأخذ باقتراحات المحكمين حيال العبارات ومن ذلك اقتراحهم بتعديل صياغة عبارتين، وحذف ثلاثة عبارات بسبب عدم مناسبتهما للثقافة السائدة في البيئة السعودية، وبذلك أصبح عدد عبارات المقياس (33) عبارة تقيس الأبعاد الأربعة للتوافق مع الحياة الجامعية، وأصبح البعد الأول يتكون من خمس عشرة عبارة (من 1 إلى 15)، والبعد الثاني يتكون من خمس عبارات (من 16 إلى 20)، والبعد الثالث يتكون من ثمانية عبارات (من 21 إلى 25)، والبعد الرابع يتكون من ثمانية عبارات (من 26 إلى 33).

تصحيح المقياس:

تتم الإجابة عن عبارات المقياس من خلال مقياس ليكرت الثلاثي (تنطبق تماماً وتعطى ثلاث درجات، تنطبق إلى حد ما وتعطى درجتان، لا تنطبق وتعطى درجة واحدة)

الأساليب الإحصائية المستخدمة:

تم استخدام الإحصاء الوصفي، وأسلوب التحليل العامل الاستكشافي، وأسلوب التحليل العامل التوكيدي من الدرجة الثانية، وذلك للتحقق من ملائمة النموذج البناء العامل الرباعي للمقياس في البيئة السعودية والذي سبق تقنيه على عينة مصرية (علي، 2002م)، كما تم استخدام التحليل العامل التوكيدي متعدد المجموعات للتحقق من تكافؤ القياس بأنواعه الأربعة بين عینتي الدراسة من الذكور والإناث.

التحليل العامل الاستكشافي:

اعتمدت الدراسة على الأساس النظري لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية، والذي يتكون من أربعة أبعاد/عوامل فرعية. وللتأكد من أن بناء المقياس يتشعب على نفس العوامل الأربعة عند تطبيقه على البيئة السعودية تم إجراء التحليل العامل الاستكشافي للبيانات باستخدام برنامج Spss للتأكد من البناء العامل للمقياس وذلك وفقاً المحددات التالية:

لاستخلاص العوامل تم استخدام أسلوب المكونات الرئيسية Principal Components، وأسلوب الفارماكس Varimax لتدوير العوامل، وللحكم على دلالة العامل تم اعتماد قيمة محك الجذر الكامن Eigenvalues أكبر من العدد (1)، بالإضافة إلى أسلوب التحليل المتوازي Parallel Analysis، وتشعب البند عليه بدرجة $3 \leq$ وفقاً لمحك جيلفورد كحد

أدنى لاعتماد البعد، وفي حال تشعب البند على أكثر من بعد فيتم اعتماد القيمة الأعلى.

التحليل العامل التوكيدي:

وفقاً لما كشفت عنه نتائج التحليل العامل الاستكشافي تم التحقق من العوامل الناتج عن التحليل وما تشعب عليه من بنود باستخدام برنامج أموس Amos، حيث أجريت العديد من التحسينات على النموذج بناء على القيم الناتجة من مخرجات البرنامج، بحيث يعد النموذج مطابقاً في حال حقق عدد من مؤشرات جودة المطابقة. نتائج الدراسة.

للتحقق من صحة الفرض الأول والذي ينص على أنه " يتمتع مقياس التوافق مع الحياة الجامعية بخصائص سيكومترية جيدة عند تطبيقه على أفراد عينة الدراسة". تم مايلي:

ثبات المقياس.

ونظراً لأن المقياس متعدد الأبعاد (Multivariate) لذا تم حساب ثبات الاتساق الداخلي باستخدام معاملي ألفا كرونباخ، ومكدونالدز أوميغا (McDonald's ω) وذلك للدرجة الكلية للمقياس ولكل بعد من الأبعاد الأربعة عند تطبيقه على العينة الاستطلاعية (ن = 60) من خارج العينة الأساسية، وكذلك على العينة الرئيسية (ن = 320)، والجدول التالي يبين قيم معاملات الثبات.

جدول رقم (1) معاملات ثبات المقياس وأبعاده الأربعة وفق معاملي ألفا كرونباخ وأوميغا

العينة الرئيسية ن = 320			العينة الاستطلاعية ن = 60			البعد
عدد العبارات	أوميغا	ألفا	عدد العبارات	أوميغا	ألفا	
10	0.73	0.73	15	0.67	0.63	التوافق الأكاديمي
6	0.72	0.74	5	0.41	0.22	التوافق الاجتماعي
9	0.69	0.69	5	0.45	0.37	التوافق الشخصي / العاطفي
7	0.67	0.66	8	0.71	0.67	توافق الالتزام بتحقيق الهدف
32	0.79	0.78	33	0.82	0.80	المقياس ككل

الجدول أيضاً أن قيم معامل ثبات أوميغا كانت أعلى من معامل ألفا كرونباخ في مختلف الأبعاد. أما معامل ثبات المقياس الكلي وفق طريقتي ألفا، وأوميغا عند تطبيق المقياس على العينة الاستطلاعية فبلغت (0.80 ، 0.82) على التوالي، في حين بلغت عند تطبيق المقياس على العينة الرئيسية (0.78 ، 0.79) على التوالي وهي قيم مرتفعة تدل على أن المقياس يتمتع بثبات جيد.

صدق المقياس.

للتحقق من صدق المقياس تم حساب قيم معاملات ارتباط بيرسون بين الدرجة الكلية للمقياس وأبعاده الأربعة بعد تطبيقه على جميع أفراد العينة الاستطلاعية (ن = 60)، وعلى العينة الرئيسية (ن = 320).

يبين الجدول أعلاه أن قيم معاملات ثبات أبعاد المقياس الأربعة عند تطبيقه على العينة الاستطلاعية وفق معامل ألفا كرونباخ تراوحت بين (0.22، 0.67)، كما تراوحت أيضاً قيم معامل ثبات أوميغا بين (0.41 ، 0.71) أي أنها تراوحت بين قيم متدنية ومتوسطة، في حين بلغت قيمة معامل ثبات المقياس الكلي وفق طريقتي ألفا وأوميغا (0.80 ، 0.82) على التوالي.

كما تراوحت قيم معاملات ثبات أبعاد المقياس الأربعة عند تطبيقه على العينة الرئيسية وفق معامل ألفا كرونباخ تراوحت بين (0.66، 0.74)، أما قيم معامل ثبات أوميغا فتراوحت بين (0.67، 0.73) أي أنها تراوحت بين قيم متدنية ومتوسطة، في حين بلغت قيمة معامل ثبات المقياس الكلي وفق طريقتي ألفا وأوميغا (0.78 ، 0.79) على التوالي، وهي قيم جيدة تدل على أن المقياس يتمتع بثبات جيد. ويتبين من

جدول رقم (2) قيم معاملات ارتباط بيرسون بين الدرجة الكلية للمقياس وأبعاده الأربعة

الأبعاد	التوافق الأكاديمي	التوافق الاجتماعي	التوافق الشخصي/ العاطفي	توافق الالتزام بتحقيق الهدف
المقياس ككل (ن = 60)	** 0.89	** 0.74	** 0.57	** 0.79
المقياس ككل (ن = 320)	** 0.74	** 0.62	** 0.45	** 0.71

وبين الجدول أعلاه أن قيم معاملات ارتباط بيرسون للمجموع الكلي لأبعاد المقياس مع المجموع الكلي للمقياس (ن = 60) قد تراوحت بين (0.57 – 0.89) ، في حين تراوحت بين (0.45 – 0.74) عند تطبيقها على العينة الرئيسة، وكانت جميع القيم دالة إحصائياً عند مستوى (0.01) مما يشير إلى أن المقياس يتمتع بصدق جيد.

كما تم حساب معاملات ارتباط معامل بيرسون بين الدرجة الكلية للمقياس وجميع العبارات (33) عبارة وذلك بعد تطبيق المقياس على العينة الاستطلاعية والجدول التالي يبين ذلك.

جدول رقم (3) يبين قيم معاملات ارتباط بيرسون بين عبارات المقياس والدرجة الكلية للمقياس بعد تطبيقه على العينة الاستطلاعية ن = 60

رقم العبارة	معامل ارتباط العبارة بالدرجة الكلية	رقم العبارة	معامل ارتباط العبارة بالدرجة الكلية	رقم العبارة	معامل ارتباط العبارة بالدرجة الكلية
1	**0.44	12	**0.44	23	*0.26
2	*0.30	13	*0.28	24	**0.40
3	**0.48	14	**0.45	25	*0.29
4	0.18	15	**0.52	26	**0.53
5	0.22	16	**0.44	27	**0.43
6	**0.46	17	**0.57	28	**0.43
7	**0.54	18	**0.48	29	**0.38
8	**0.41	19	0.15	30	**0.36
9	*0.30	20	0.21	31	**0.34
10	**0.47	21	0.22	32	**0.62
11	0.024	22	**0.36	33	**0.38

** دالة عند (0.01) ، * دالة عند (0.05).

ويبين الجدول أعلاه أن قيم معاملات ارتباط بيرسون لعبارات المقياس مع المجموع الكلي قد تراوحت بين (0.02 – 0.62) وذلك للعبارتين رقم (11 ، 32) على التوالي. كما تباينت مستويات الدلالة بين (0.01 ، 0.05) في حين لم تكن ست عبارات دالة إحصائياً وهي ذوات الأرقام (4، 5، 11، 19، 20، 21).

جدول رقم (4) قيم معاملات ارتباط بيرسون بين عبارات المقياس والدرجة الكلية للمقياس

بعد تطبيقه على العينة الرئيسة $n = 320$

معامل ارتباط العبارة بالدرجة الكلية	رقم العبارة	معامل ارتباط العبارة بالدرجة الكلية	رقم العبارة	معامل ارتباط العبارة بالدرجة الكلية	رقم العبارة
**0.33	24	**0.31	12	**0.33	1
**0.35	25	**0.36	13	**0.19	2
**0.37	26	**0.38	14	**0.36	3
**0.45	27	**0.36	15	**0.16	4
**0.41	28	**0.40	16	**0.30	5
**0.33	29	**0.49	17	**0.39	6
**0.23	30	**0.49	18	**0.43	7
**0.38	31	**0.19	19	**0.42	8
**0.53	32	**0.18	21	**0.43	9
**0.49	33	**0.40	22	**0.51	10
		**0.29	23	**0.21	11

** دالة عند (0.01).

الجامعية والبنية العاملية". تم حساب بعض الإحصاءات الوصفية للمجموع الكلي لاستجابات أفراد العينة حيث بلغ المتوسط الحسابي (71.2)، والانحراف المعياري (7.98)، كما تم حساب معامل الالتواء والتقلطح لجميع العبارات وللمقياس ككل بهدف التحقق من اعتدالية توزيع البيانات، حيث تراوحت قيم معاملات الالتواء للعبارات بين (-1.399 ، 1.515) وهي ضمن المدى المحدد (-3، +3)، في حين تراوحت قيم معاملات التقلطح للعبارات بين (-1.533 ، 1.151)، كما بلغت قيمة معاملي

ويبين الجدول أعلاه أن قيم معاملات ارتباط بيرسون لعبارات المقياس مع المجموع الكلي قد تراوحت بين (0.16 – 0.53) وذلك للعبارتين رقم (4 ، 32) على التوالي. كما كانت جميع العبارات دالة عند مستوى دلالة (0.01) بخلاف نتائج معاملات الارتباطات في العينة الاستطلاعية، وتدعم هذه المؤشرات النتيجة السابقة بأن المقياس يتمتع بصدق جيد.

وللتحقق من صحة الفرض الثاني والذي ينص على أنه "لا تتطابق البنية النظرية لمقياس التوافق مع الحياة

بلغت قيمة محدد مصفوفة الارتباط (0.00) وهي أدنى من القيمة المطلقة (0.0001). كما بلغت قيمة مؤشر كايزر-ماير-أولكن KMO (0.750) وهي قيمة أكبر من (0.05) مما يدل على كفاية عينة التحليل لإجراء الدراسة، كما بلغت قيمة اختبار بارتلست Bartlett's Test of sphericity (2442.035) عند مستوى دلالة (0.001) الأمر الذي يدل على اختلاف مصفوفة الارتباط عن المصفوفة الواحدية، وأنه توجد بيانات مشتركة بين عبارات المقياس تشكل مجموعة من العوامل الخفية، وهذا ما تسعى الدراسة التحقق منه، وعليه توافر شروط تطبيق التحليل العاملي الاستكشافي. كما تظهر نتائج الجدول التالي قيم الجذور الكامنة ونسب التباين والنسب التراكمية للعوامل الأربعة قبل وبعد التدوير.

جدول (5) قيم الجذور الكامنة الأولية ونسب التباين والنسب التراكمية للعوامل الأربعة قبل وبعد التدوير

العوامل	القيم الأولية للجذور الكامنة			الجذور الكامنة قبل التدوير			الجذور الكامنة بعد التدوير		
	القيمة الكلية	نسبة التباين	النسبة التراكمية	القيمة الكلية	نسبة التباين	النسبة التراكمية	القيمة الكلية	نسبة التباين	النسبة التراكمية
1	4.961	15.034	15.034	4.961	15.034	15.034	3,307	10,020	10,020
2	2.998	9.085	24.119	2.998	9.085	24.119	3,018	9,146	19,166
3	2.389	7.241	31.360	2.389	7.241	31.360	2,995	9,075	28,241
4	1.563	4.735	36.095	1.563	4.735	36.095	2,592	7,853	36,1

ويفسر (15.034%) من نسبة التباين الكلي، والجذر الكامن للعامل الثاني (2.998) ويفسر (9.085%) من نسبة التباين الكلي، والجذر الكامن للعامل الثالث (2.389) ويفسر (7.241%) من نسبة التباين الكلي، والجذر الكامن للعامل الرابع (1.563) ويفسر

الالتواء والتفلطح للمقياس (0.155 ، 0.79) على التوالي. ثم تلى ذلك استخدام التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية مع تدوير المحاور بطريقة الفاريماكس لدرجات أفراد العينة الأساسية (320) طالب وطالبة في مقياس التوافق مع الحياة الجامعية، تبع ذلك استخدام التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية باستخدام برنامج أموس، وكانت النتائج كما يلي:

أ- التحليل العاملي الاستكشافي:

أظهرت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لاستجابات أفراد العينة الأساسية على مقياس التوافق مع الحياة الجامعية مايلي: تراوحت قيم المتوسطات الحسابية لبنود المقياس بين (1.36 ، 2.64)، في حين تراوحت قيم الانحرافات المعيارية بين (0.70 ، 0.49) وذلك للبندين السابع والأول على التوالي. كما

يتبين من الجدول أعلاه تشعب عبارات المقياس على أربعة عوامل كامنة، كما يظهر قيم الجذور الكامنة الأولية ونسب التباين والنسب التراكمية للعوامل الأربعة قبل وبعد التدوير. حيث بلغت القيمة الكلية الأولية للجذر الكامن للعامل الأول قبل التدوير (4.961)

(4,735%) من نسبة التباين الكلي. في حين اختلفت الأربعة بعد التدوير مجتمعة (36.1%) من التباين قيم الجذور الكامنة ونسبة التباين والنسب التراكمية الكلي للمصفوفة العاملية. ويبين الجدول التالي قيم للعوامل الأربعة بعد التدوير. كما فسرت العوامل تشبع العبارات على العوامل الأربعة ونسب الشيوخ.

جدول رقم (6) قيم تشبع العبارات على العوامل الأربعة ونسب الشيوخ

رقم البند	البند	الأول	الثاني	الثالث	الرابع	نسبة الشيوخ
1	أشعر بالراحة عندما أكون متواجداً بالكلية.	0.38				0.19
5	عرفت لماذا أتواجد بالكلية، وماذا أريد منها.	0.54				0.38
6	أنا متوافق مع الحياة الجامعية.	0.52				0.43
13	الحصول على الدرجة الجامعية هي أهم شيء بالنسبة لي.	0.40				0.18
17	أنا مقتنع بدور مركز الخدمات النفسية داخل الجامعة في توجيه وإرشاد طلاب الجامعة.	0.45				0.49
22	أشارك في الندوات والمؤتمرات العلمية التي تعقدها الجامعة.	0.52				0.39
29	أحاول تأهيل نفسي للعمل الذي أرغب في مزاولته بعد التخرج.	0.59				0.45
31	أتمنى الاستمرار في إكمال دراستي العليا بعد تخرجي من الجامعة.	0.50				0.28
32	تربطني علاقة ودية مع بعض أعضاء هيئة التدريس بالجامعة.	0.65				0.47
33	أختلف مع بعض زملاء الدراسة في بعض القضايا العلمية.	0.42				0.36
7	أحاول الاعتماد على نفسي في حل المشكلات التي تواجهني داخل الجامعة.		0.62			0.50
8	أنا مقتنع الآن بقرار اختياري للكلية المقيد بها.		0.71			0.55
9	أحاول تحقيق أهدافي من خلال تقوقي في دراستي الجامعية.		0.62			0.52
10	أنا غير راضي عن مستوى تحصيلي الدراسي.		0.65			0.48
23	أحافظ على تدوين مذكراتي عن الحياة الجامعية.		0.51			0.26
26	أشعر بالاختلاف عن بعض زملاء الدراسة في بعض الأفكار والأفعال التي يقومون بها.		0.60			0.45
2	أشعر أحياناً بالتوتر، واضطراب المزاج داخل الكلية.			0.43		0.41
4	أقابل كثيراً من الطلاب والطالبات، وأسعى لعمل صداقات معهم.			0.58		0.37
11	أهدافي وأمالي في الدراسة الجامعية تتسم بالوضوح.			0.38		0.16
12	أشعر بفقدان الدافعية عن استمراري في الدراسة الجامعية في الفترة الأخيرة.			0.57		0.35
19	أشعر أحياناً بالتردد في اختياري للتخصص الدراسي.			0.39		0.23
21	أجد صعوبة في قضاء وقت فراغي داخل الجامعة.			0.57		0.44
24	أشعر بعدم التركيز في ترتيب أفكارتي.			0.55		0.33
25	أجد متاعب كثيرة في عمل الواجبات الدراسية في المنزل.			0.69		0.49
30	التزم بكل إرشادات وتوجيهات أساتذة الجامعة.			0.47		0.25
3	أواظب على حضور المحاضرات بانتظام.				0.40	0.28
14	أنا راضي عن المقررات الدراسية الجامعية.				0.59	0.36
15	استمتع بتدوين المحاضرات الجامعية.				0.41	0.23
16	أنا مقتنع بممارسة الأنشطة الرياضية والثقافية والترفيهية داخل الجامعة.				0.50	0.29
18	أواظب على زيارتي للمكتبة الجامعية لتزويد معلوماتي.				0.44	0.33
27	تواجهني بعض الصعوبات في تحصيل بعض المقررات الدراسية.				0.45	0.40
28	أحب المقررات الدراسية ذات الطبيعة التطبيقية.				0.41	0.43

الأرقام (3، 14، 15، 16، 18، 27، 28) ويمكن تسميته بعامل التوافق الاجتماعي.

كما تراوحت قيم الشيوع والتي تدل على إسهام كل عبارة من العبارات بين (0.157، 0.549) وذلك للعبارتين رقم 11، 8 على التوالي.

ب- نتائج التحليل العاملي التوكيدي:

وللتأكد من صحة البناء العاملي لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية تم اختبار النموذج باستخدام التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية وذلك بناء على نتائج أسلوب التحليل العاملي الاستكشافي والتي أسفرت عن وجود أربعة عوامل، وللتحقق من ذلك تم استخدام برنامج SPSS Amos 25 حيث تم استخدام طريقة الاحتمال القصوى Maximum Likelihood كما هو موضح بالشكل التالي.

يبين الجدول أعلاه أن جميع العبارات تشبعت على أربعة عوامل باستثناء العبارة رقم (20) فلم تتشعب على أي عامل منها وربما يعود ذلك سبب غموض العبارة. وتراوحت قيم التشبعات بين (0.308، 0.707) وذلك للعبارتين (18، 8) على التالي، كما تجدر الإشارة بأن بعض العبارات تشبعت على عوامل مغايرة للمقياس المقنن على البيئة المصرية، حيث تشعب على العامل الأول عشر عبارات ذوات الأرقام (1، 5، 6، 13، 17، 22، 29، 31، 32، 33) ويمكن تسميته بعامل التوافق الالتزام بتحقيق الأهداف، في حين تشعب على العامل الثاني ست عبارات ذوات الأرقام (7، 8، 9، 10، 23، 26) ويمكن تسميته بعامل التوافق الأكاديمي، كما تشعب على العامل الثالث تسع عبارات ذوات الأرقام (2، 4، 11، 12، 19، 21، 24، 25، 30) ويمكن تسميته بعامل التوافق الشخصي/ العاطفي، وتشعب على العامل الرابع سبع عبارات ذوات

شكل رقم (1) المسار التخطيطي لنموذج التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية للمتغيرات المشاهدة

وللتحقق من صدق النموذج تم حساب مؤشرات حسن المطابقة الموضحة في الجدول التالي.

المؤشر	χ^2	Df	p-value	CMIN/DF	RMSEA	CFI	TLI	GFI
القيمة	932.51	454	0.000	2.054	0.057	0.756	0.734	0.850
المؤشر	PCLOSE	IFI	PGFI	AGFI	ECVI	RMR	AIC	SRMR
القيمة	0.01	0.761	0.731	0.826	3.387	0.035	754.49	

يتبين من الجدول أعلاه أن قيمة $\chi^2 = 932.515$ عند درجات حرية (454) وكانت دالة إحصائياً ، ويرى (Reise et al., 2001:85) بإمكانية تجاهل دلالة قيمة مربع كا، كما بلغت قيمة مؤشر RMSEA (0.057) وتعتبر قيمة أعلى من المدى المثالي للمؤشر، وبلغت مؤشر RMR (0.035) وتعتبر هذه القيمة ضمن المدى المثالي للمؤشر، في حين قاربت قيمة مؤشر AIC (1080.51) قيمة النموذج المشبع، كما وقعت قيمة مؤشري CAIC (1433.37) ومؤشر NFI (0.621) ضمن المدى المثالي للمؤشرين، وتجدر الإشارة بأنه بالرغم من تدني قيم المؤشرات التالية إلا إنها وقعت ضمن المدى المحدد لها (صفر ، 1) علماً بأنه كلما قاربت قيمة المؤشر من الواحد صحيح دل ذلك على تطابق أفضل للبيانات وهذه المؤشرات هي: مؤشر CFI (0.7) ، ومؤشر IFI (0.8) ، ومؤشر GFI (0.85) ، ومؤشر AGFI (0.83) ، ومؤشر PGFI (0.731) ، ومؤشر PCLOSE (0.01).

مما تقدم يتضح تباين قيم مؤشرات مطابقة النموذج، وعليه يمكن القول بأن نتائج التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية قدمت دليلاً مقبولاً على صدق البناء العاملي.

للتحقق من صحة الفرض الثالث والذي ينص على أنه " تتكافؤ بنية القياس بأنواعه المختلفة (الشكلي، الضعيف، القوي، المتشدد) لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية بين الذكور والإناث ". وللتحقق من ذلك استخدام أسلوب التحليل العاملي التوكيدي للمجموعات المتعدد MG-CFA باستخدام برنامج SPSS 25، ويعتمد النوع التكافؤ الشكلي على عدم وضع أي قيود على تقدير معالم النموذج (التشبعات، البواقي، تباين الخطأ) بين العينتين على النموذج، ويتم ذلك من خلال قيمة الفرق بين قيمتي χ^2 ودرجات الحرية بين العينتين، إضافة إلى قيم مؤشرات حسن المطابقة. حيث بلغت قيمة χ^2 (1317.7) بدرجة حرية (906) وكانت دالة إحصائياً، كما بلغت قيمة مؤشر CMIN/DF (1.454) وتعد قيمة جيدة، ومؤشر RMSEA (0.038) وهي أقل من درجة القطع (0.05) مما يشير إلى مطابقة النموذج، كما بلغت قيمة مؤشري CFI ، TLI (0.8 ، 0.76) على التوالي، الأمر الذي يدعم مطابقة النموذج.

وبعد التحقق من التكافؤ الشكلي (Configural) تم التحقق من التكافؤ المترى (Metric) والذي يقصد به تساوي تشبعات العوامل المشاهدة على المتغيرات الكامنة عبر مجموعتي الذكور والإناث، وللتحقق من

والمتري، حيث بلغت قيمة الفارق بينهما (74.1) عند مستوى دلالة (0.508) وهي قيمة غير دالة إحصائياً مما يشير إلى عدم تحقق التكافؤ القوي بين مجموعتي الذكور والإناث.

مناقشة النتائج.

هدفت الدراسة الحالية إلى التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية، والتعرف على البناء العاملي للمقياس بعد تطبيقه على عينة عشوائية في البيئة السعودية، كما سعت الدراسة أيضاً إلى معرفة تكافؤ القياس بأنواعه المختلفة باختلاف النوع الاجتماعي (ذكور-إناث).

وفيما يتعلق بثبات المقياس بعد تطبيقه على عينة عشوائية (ن = 60) من خارج العينة الأساسية فقد أسفرت نتائج معامل ثبات ألفا كرونباخ لأبعاد المقياس الأربعة بأنها تراوحت بين (0.22، 0.67)، في حين تراوحت قيمة معامل ثبات أوميغا بين (0.41، 0.71) مما يشير إلى أن قيم معامل ثبات الأبعاد تراوحت بين قيم متدنية ومتوسطة، ويعزو الباحث ذلك إلى وجود خلل في تمثيل العبارات لأبعاد المقياس المقنن على البيئة المصرية (علي، 2002) الأمر الذي تؤكد نتائجه التطبيق على العينة الأساسية في الدراسة الحالية وذلك بعد إعادة تمثيل العبارات لأبعاد المقياس بناء على نتائج أسلوب التحليل العاملي الاستكشافي، حيث تراوحت قيم معامل ثبات ألفا كرونباخ لأبعاد المقياس الأربعة بعد تطبيقه على العينة الأساسية (ن = 320) تراوحت بين (0.66،

ذلك تم وضع قيود على معالم النموذج وهما تساوي الأوزان الانحدارية والبواقي. حيث بلغت قيمة χ^2 (1341.5) بدرجة حرية (938) وكانت دالة إحصائياً، كما بلغت قيمة مؤشر CMIN/DF (1.43) وتعد قيمة جيدة، ومؤشر RMSEA (0.037) وهي أقل من درجة القطع (0.05) مما يشير إلى مطابقة النموذج، كما بلغت قيمة مؤشري CFI ، TLI (0.78 ، 0.77) على التوالي، الأمر الذي يدعم مطابقة النموذج، كما بلغت قيمة GFI ، AGFI ، RMR (0.80، 0.78، 0.04 >) على التوالي مما يدعم أيضاً مطابقة النموذج ، كما تم أيضاً حساب الفرق بين قيم χ^2 ودرجة الحرية بين النموذج المتري الذي وضع عليه قيود بالتساوي بالأوزان الانحدارية والبواقي وبين النموذج الشكلي، حيث بلغت قيمة الفارق بين قيمتي χ^2 (23.8) بدرجة حرية (32) وعند مستوى دلالة (0.852) وهي قيمة غير دالة إحصائياً مما يشير إلى تحقق التكافؤ المتري.

وبعد ذلك تم التحقق من التكافؤ القوي (Scalar) والذي يقصد به تساوي تشبعات العوامل المشاهدة على المتغيرات الكامنة، وتساوي البواقي عبر مجموعتي الذكور والإناث، وللتحقق من ذلك تم وضع قيود تساوي الأوزان الانحدارية وقيم البواقي وتثبيت متوسط المتغير الكامن لمجموعتي الذكور والإناث. وبلغت قيمة χ^2 (1415.6) بدرجة حرية (1013) وكانت دالة إحصائياً، وتم حساب الفرق بين قيم χ^2 ودرجة الحرية وتوزيع مربع χ^2 بين النموذجين المتشدد

الثقافية بين المجتمعين المصري والسعودي، وبالرغم من فإن هذه النتيجة تدعم المؤشرات السابقة بأن المقياس يتمتع بصدق جيد. وتتفق هذه النتائج مع نتائج دراسة كلا من (Byers & Goossens, 2002; Rodriguez, et al., 2003; Tuna, 2003; Rodriguez, et al., 2012).

وللتحقق من البناء العاملي للمقياس أسفرت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية مع تدوير المحاور بطريقة الفارماكس لدرجات أفراد العينة الرئيسة (ن = 320 طالب وطالبة)، وأسفرت النتائج عن نسبة التباين الكلي بلغت (36.095%)، في حين تراوحت القيم الكلية للجذور الكامنة بعد التدوير بين (2.592 - 3.307)، كما تراوحت قيم نسب التباين بعد التدوير بين (7.853 - 10.020). كما تشبعت عبارات المقياس على أربعة عوامل كامنة باستثناء العبارة رقم (20) فلم تشبعت على أي عامل منها وربما يعود ذلك سبب غموض العبارة، كما تراوحت قيم التشبعات بين (0.308 ، 0.707) وتجدر الإشارة بأن بعض العبارات تشبعت على عوامل مغايرة للمقياس المقنن على البيئة المصرية، حيث تشبعت على العامل الأول عشر عبارات ويمكن تسميته بعامل التوافق بالالتزام بتحقيق الأهداف، في حين تشبعت على العامل الثاني ست عبارات ويمكن تسميته بعامل التوافق الأكاديمي، كما تشبعت على العامل الثالث تسع عبارات ويمكن تسميته بعامل التوافق الشخصي/العاطفي، وتشبعت على العامل الرابع

(0.74)، في حين تراوحت قيمة معامل ثبات أوميغا بين (0.41 ، 0.71). كما تشير النتائج أيضاً أن قيم معامل ثبات أوميغا للمقياس ككل كانت أعلى من معامل ألفا كرونباخ في مختلف الأبعاد. أما قيمة معامل ثبات المقياس ككل بعد تطبيق المقياس على العينة الاستطلاعية وفق طريقتي ألفا وأوميغا فبلغت (0.82 ، 80) على التوالي، في حين بلغت بعد تطبيق المقياس على العينة الأساسية (0.82 ، 78) على التوالي، وتعد هاتين القيمتين مرتفعتين وتدل على تمتع المقياس بثبات جيد. وتتسق النتائج قيم الثبات الأخيرة مع نتائج دراسة كلا من (الربدي، 2012؛ السيد، 2017؛ الشكعة، 2003؛ Tuna، 2003) في حين حققت معاملات الثبات قيم أعلى في بحوث ودراسات أخرى (علي، 2002؛ Rodriguez, et al., 2012; 2014, Baker & Siryk ; 1984, Roszkowsk ;

وللتحقق من صدق الفرضي للمقياس تم حساب معاملات ارتباط بيرسون بين الدرجة الكلية للمقياس وأبعاده الأربعة حيث تراوحت القيم بين (0.57 - 0.89) وكانت جميعها دالة إحصائياً عند مستوى (0.01) مما يؤكد بأن المقياس يتمتع بصدق جيد، كما بلغت معاملات ارتباط معامل بيرسون بين الدرجة الكلية للمقياس وجميع العبارات حيث تراوحت القيم بين (0.02 - 0.62) وتباينت مستويات دلالتها بين (0.01 ، 0.05) باستثناء ستة عبارات تراوحت فلم تكن دالة إحصائياً، ويعزو الباحث ذلك إلى الفروق

(Tuna) حيث أشارت إلى تباين عدد العوامل والتي تراوحت بين (1 - 16) عاملاً، في حين لم تتطابق بيانات أي منها النموذج الرباعي.

ولمعرفة تكافؤ بنية القياس (Measurement Invariance) بأنواعه المختلفة (الشكلي، الضعيف، القوي، المتشدد) للمقياس باختلاف عينة الدراسة (الذكور والإناث) تم استخدام أسلوب التحليل العاملي التوكيدي للمجموعات المتعدد MG-CFA أسفرت نتائج مؤشرات جودة مطابقة النموذج إلى تحقق التكافؤ الشكلي (Configural) بين العينتين. وبعد ذلك تم التحقق من التكافؤ المتري (Metric) وأكدت نتائج مؤشرات جودة مطابقة النموذج إلى تحقق التكافؤ المتري.

وفي المرحلة الثالثة تم التحقق من التكافؤ القوي (Scalar) حيث لم تدعم نتائج مؤشرات جودة مطابقة النموذج تحقق التكافؤ القوي بين مجموعتي الذكور والإناث. ولربما يعزى ذلك لعدم وجود ضمانات للتكافؤ بين الذكور والإناث، واختلاف الثقافة في الحياة الجامعية بين الجنسين، وبالرغم من ذلك فإن هذه النتيجة قدمت دليلاً صلاحية تطبيق المقياس على طلاب وطالبات الجامعات في السعودية.

ومع هذه النتائج؛ لعل هذه الدراسة يكتنفها بعض القيود التي لم تستطع تداركها بدرجة كافية. ومن ذلك أن الدراسة اقتصر على التطبيق على طلبة الدبلوم العام في التربية ولم تطبق الدراسة على طلبة السنة التحضيرية بمرحلة البكالوريوس، كما لم تختبر الدراسة

سبع عبارات ويمكن تسميته بعامل التوافق الاجتماعي، وربما يعود سبب ذلك إلى أخطاء القياس العشوائي أو المنتظمة أو بسبب وجود قصور في البناء النظري في مفهوم التوافق الجامعي. وتتفق هذه النتائج مع ما توصلت إليه دراسة (Feldt, et al., 2011؛ 2007، Taylor & Pasotr؛ 2003، Byers & Goossens, 2002) حيث اختلفت تشبعات العبارات على عوامل مختلفة عن المقياس الأساس (Baker & Siryk, 1999) كما لم تتشبع بعض العبارات على أي عامل، كما أشارت نتائج الدراسات أيضاً إلى تباين عدد العوامل حيث تراوحت بين (1 - 16) عاملاً، في حين لم تتطابق بيانات أي منها النموذج الرباعي.

ولإجراء مزيد من التأكيد على ما توصلت إليه نتائج التحليل العاملي تم اختبار النموذج باستخدام التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية حيث قدمت قيم مؤشرات مطابقة النموذج الرباعي دليلاً مقبولاً على صدق البناء العاملي للمقياس يدعم البناء النظري القائم على النموذج الرباعي للتوافق مع الحياة الجامعية مقارنة بالأبنية الأخرى، وقدمت هذه النتيجة أيضاً دليلاً على صلاحية ومناسبة المقياس لاستخدامه في البيئة السعودية. وهذا ما أكدته نتائج دراسة (علي، 2002؛ الشكعة، 2003؛ الربدي، 2012؛ Byers & Goossens, 2002) في حين اختلفت هذه النتيجة مع دراسة (Feldt, et al., 2011؛ 2007، Taylor & Pasotr؛ 2003،

المراجع

أولاً: المراجع العربية

أبوخطب، فؤاد، وصادق، آمال (1991). مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائي في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية. القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية.

جاء الله، عبدالله (2014). التنبؤ بالتوافق الجامعي من الذكاء الوجداني والقدرات الابداعية وبعض المتغيرات الديموغرافية كالجنس والتخصص الدراسي. دراسات عربية في التربية وعلم النفس، (53)، ص. 227: 262.

جمال الليل، محمد (1993). دراسة لبعض المتغيرات المرتبطة بالتوافق مع المجتمع الجامعي لطلاب وطالبات جامعة الملك فيصل. المجلة العربية للبحوث التربوية، المنظمة العربية للتربية والثقافة والعلوم. العدد 1 (13)، 188-220.

حبايب، علي، وأبو مرق، جمال (2009). التوافق الجامعي لدى طلبة جامعة النجاح الوطنية في ضوء بعض المتغيرات. مجلة جامعة النجاح للأبحاث والعلوم الإنسانية، فلسطين. العدد 3 (23)، 858-879.

خليفة، عمرو (2013). الدافعية للإنجاز وعلاقتها بالتوافق مع الحياة الجامعية لدى طلبة الجامعة بليبيا. مجلة عالم التربية، 14 (42)، 15: 79.

الداهري، صالح، وسفيان، نبيل (1997). الذكاء الاجتماعي والقيم الاجتماعية وعلاقتها بالتوافق

الحالية الفروق بين الطلبة في ضوء متغيرات ديموغرافية أخرى على سبيل المثال: نوع الكلية والتخصص الدراسي، والمعدل التراكمي، كما لم تمتد الدراسة على بقية الجامعات في منطقة مكة المكرمة؛ ولربما لو امتدت الدراسة لأعطت نتائج أكثر دقة.

التوصيات والمقترحات:

في ضوء ما أسفرت عنه نتائج الدراسة، يمكن أن تقديم التوصيات والمقترحات التالية:

1- مراجعة نسخة المقياس المقننة على البيئة المصرية والتي يبدو أنها لا تعكس بدرجة كبيرة الفهم الحالي للتوافق مع الحياة الجامعية في البيئة السعودية.

2- إجراء المزيد من الدراسات على مقياس التوافق مع الحياة الجامعية تتناول البناء العاملي وتكافؤ القياس من خلال تطبيقه على عينات من كليات أخرى وتخصصات متعددة.

3- إجراء دراسات حول الخصائص السيكومترية لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية لاطمئنان على صلاحية استخدامه.

4- بناء مقياس للتوافق مع الحياة الجامعية يعتمد على بناء نظري يتوافق مع البيئة العربية السعودية.

5- إجراء دراسات الاستطلاعية في الجامعات السعودية للتعرف على مستوى توافق الطلبة مع الحياة الجامعية.

6- إجراء برامج ارشادية في الجامعات السعودية لمساعدة الطلاب الذين يعانون من سوء التوافق مع الحياة الجامعية.

طالبات كلية التربية جامعة القصيم. مجلة دراسات عربية في التربية وعلم النفس، (76)، 302: 381. الشكعة، علي (2013). تأثير نظام الدراسة والجنس على التوافق الجامعي لدى طلبة جامعتي النجاح الوطنية وجامعة القدس المفتوحة. مجلة دراسات العلوم التربوية، 40، 2، 533-547.

عباس، عوض (1984). الموجز في الصحة النفسية. الإسكندرية: دار المعرفة الجامعية. علي، عبدالسلام (2002). دليل تطبيق مقياس التوافق مع الحياة الجامعية. القاهرة: مكتبة النهضة المصرية.

فايد، فريد، وقاسم، عبد المريد (2002). التوافق مع الحياة الجامعية وعلاقته باحتمالية التسرب الدراسي لدي عينة من طلاب الجامعة. مجلة الارشاد النفسي، (32)، ص 228: 273.

مصطفى، عنايات (2010). الفروق في التوافق مع الحياة الجامعية باختلاف طبيعة الشعب الدراسية بكلية التربية النوعية. ورقة عمل، المؤتمر العلمي السنوي العربي الخامس - الدولي الثاني (الاتجاهات الحديثة في تطوير الاداء المؤسسي والأكاديمي في مؤسسات التعليم العالي النوعي في مصر والعالم العربي)، كلية التربية النوعية: المنصورة، (1)، 336: 358.

النفسي والاجتماعي لدى طلبة علم النفس في جامعة تعز. مركز دراسات وبحوث المعوقين، مركز أطفال الخليج.

دمنهوري، رشاد (1996). بعض العوامل النفسية والاجتماعية ذات الصلة بالتوافق الدراسي. مجلة علم النفس، الهيئة المصرية للكتاب، مجلد (38)، 82-89.

الربدي، سفيان (2012). التوافق مع الحياة الجامعية لدى طلبة كلية التربية بجامعة القصيم. مجلة كلية العلوم العربية والإنسانية، جامعة القصيم، المجلد (6)، العدد (1)، 429-471.

الرشيد، لولوة (2015). التوافق مع الحياة الجامعية وعلاقته بالصلابة النفسية وإدارة الذات لدى طالبات جامعة القصيم. مجلة العلوم التربوية، 23 (1)، ص 201-246.

الرفاعي، ايمان (2016). التوافق مع الحياة الجامعية لطالبات قسم السكن وإدارة المنزل وعلاقة ذلك بمستوى الطموح لديهن. مجلة القراءة والمعرفة، (177)، 133-156.

السيد، هاجر (2017). تأثير تدريبات الزومبا على التوافق مع الحياة الجامعية لدى الطالبات. القاهرة، المجلة العلمية لعلوم وفنون الرياضة، عدد أكتوبر، 149-171.

الشريدة، أمل (2016). الثقة بالنفس والتوافق مع الحياة الجامعية كمنبئات بالرضا عن الحياة لدى

ثانيًا: المراجع العربية

- Abdullah, M., Elias, H., Mahyuddin, R. & Uli, J. (2009). Adjustment amongst first year student in a Malaysian university. *European journal of social sciences*, 8 (3), 496-505.
- Adler, J., Raju, S., Beveridge, A. S., Wang, S. Zhu, J. & Zimmermann, E. M. (2008). College Adjustment in University of Michigan Students with Crohn's and Colitis. *Inflammatory Bowel Diseases*, 14 (9), 1281-1286.
- American Educational Research Association, American Psychological Association, National Council on Measurement (2014). *Standards for Educational and Psychological Testing*. Washington, DC: Author.
- Baker, R., & Siryk, B. (1984). Measuring Adaptation to College. *Journal of Counseling Psychology*, vol. 31, No. 2, 179-189.
- Baker, R., McNeil, O. & Siryk, B. (1985). Expectation and Reality Freshman Adjustment to College. *Journal of counseling Psychology*, vol.32 (1), 94-103.
- Baker, R., & Siryk, B. (1989). *Student Adaptation to College Questionnaire (SACQ)*. Los Angeles, CA: Western Psychological Services.
- Basusta, N. B., & Gelbal, S. (2015). Examination of measurement invariance at groups' comparisons: a study on Pisa student questionnaire [in Turkish]. *Hacettepe University Journal of Education*, 30(4), 80-90.
- Beyers, W. & Goossens, L. (2002). Concurrent and Predictive Validation of the student Adaptation to College Questionnaire in A Sample of European freshman students. *Educational and Psychological Measurement*, 62 (3), 527-538.
- Brown, T. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. NY: The Guilford Press.
- Brown, T. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2nd ed.). NY: The Guilford Press.
- Dogan, Y., Akar, H., and Ustuner, M. (2019). Examining the measurement invariance of the teachers' sense of self-efficacy scale in terms of gender. *International journal of evaluation and research in education*, 8 (2), 213-220.
- Drasgow, F., & Kanfer, R. (1985). Equivalence of psychological measurement in heterogeneous population. *Journal of applied psychology*, 70, 662-680.
- Feldt, R., Graham, M. & Dew, D. (2011). Measuring Adjustment to College: Construct Validity of the Student Adaptation to College Questionnaire. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 44 (2), 92-104.
- Harris, H. & Antone, R. (1985). The importance of assessing needs of male & female College freshmen. *Higher Education*, 2 (3), 1-17.
- Hulin, C. & Mayer, L. (1986). Psychometric equivalence of a translation of the job Descriptive index into Hebrew. *Journal of applied psychology*, 71 (1), 83-94.
- Kline, K. (2016). *Principles & Practice of structure equation modeling*. (4th edition). The Guilford Press. New York.
- Marczyk, G., Dematteo, D. & Festinger, D. (2005). *Essentials of Research Design and Methodology*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Meredith, W., & Teresi, J. A. (2006). An essay on measurement and factorial invariance. *Medical Care*, 44(11), S69-S77.
- Messick, S. (1989). Validity. In R. L. Linn (Ed.), *Educational measurement* (3rd ed., pp. 13-103). New Yourk, NY: American Council on Education and Macmillan.
- Milfont, T.L and Fischer, R., (2010). *Testing Measurement Invariance Across Groups: Applications in cross-cultural research*.

- International Journal of Psychological Research, 3(1), 111-121.
- Park, C. (1982). Ethnic identifications socio cultural Adjustment & school Achievement of Korean-American youth in los Anglos. Unpublished doctoral Dissertation, university of southern California.
- Reise, S.P., Widaman, K. F., & Pugh, R. H. (1993). Confirmatory Factor Analysis and item response theory: Tow approaches for exploring measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 114, 522-566.
- Reise, s.p., Smith, L., & Furr, R. M. (2001). Invariance on the NEO PI-R Neuroticism Scale. *Multivariate Behavioral Research*, 36 (1), 83-110.
- Rodriguez, G., Tinajero, V., Guisande, C., and Parmao, F. (2012). The Student Adaptation to College Questionnaire (SACQ) For Use With Spanish Student. *Psychological Reports: Measures & Statistics*, 111, 2,624-640.
- Roszkowsk, M. (2014). An Investigation of the Correctness of item assignment on the subscales of the student adaptation to college questionnaire and its temporal stability. *College student retention*, 15(4) 463-488.
- Taylor, M. & Pastor, D. (2007). A Confirmatory Factor Analysis of the Student Adaptation to College Questionnaire. *Educational and Psychological Measurement*, 67, 1002-1018.
- Tinto, V. (1996). Reconstructing the first year of college. *Planning for Higher Education*, 25 (1), 1-6.
- Tuna, M. E. (2003). Cross-Cultural Differences in Coping strategies as predictors of university adjustment of Turkish and U. S. student (doctoral dissertation), the Graduate school of social sciences of middle east technical university.
- Silvana, B., Kelly, M. & Tiffany, B. (2013). An Introduction to Measurement Invariance Testing: Resource Packet for Participant. Claremont Evaluation Center.
- Shields, N. (2003). Anticipatory Socialization, Adjustment to university life, and perceived stress: generational and sibling effects. *Social psychology of Education*, 5: 365-392.
- Xu, H. & Tracy, T. (2017). Use of Multi-Group Confirmatory Factor Analysis in Examining Measurement Invariance in Counseling Psychology Research. *The European Journal of Counselling Psychology*, vol.6 (1), 75-82.

Factorial Analysis and Measurement Invariance of the Adjustment to College Questionnaire Among Students of Faculty of Educational Graduate Studies at King Abdulaziz University

Dr. Khalid Hassan Altamimi

*Assistant professor at Department of Educational Psychology and
Counseling, Faculty of Educational Graduate Studies,
King Abdulaziz University, Saudi Arabia*

Abstract. this study aims to assess the factorial structure and the measurement invariance of the Arabic version of the Student Adjustment to College Questionnaire (SACQ). The scale consists of 4 subscales and a total of 36 items. The study sample consisted of 320 students studying at the Pre-service Teacher Educational Diploma at Faculty of Educational Graduate Studies at King Abdulaziz University. Of the total sample, 169 were males and 151 were females, and both were enrolled in the first semester of the academic year of 1438/1439/AH. The study hypotheses were tested using Exploratory Factor Analysis (EFA), Confirmatory Factor Analysis (CFA), Multiple Group Confirmatory Factor Analysis (MG-CFA), Pearson correlation, Cronbach-alpha Coefficient, and McDonald' Omega Coefficient. The scale demonstrated satisfactory internal reliability and construct validity. With respect to the factorial structure, EFA and CFA analyses showed that, all items loaded on four factors except for one item. Which load equally on different factors from the ones originally proposed by the Arabic version. Goodness of Fit indices indicated that the four-factor model has a better fit for the current data among both males and females. Furthermore, the MG-CFA results showed that the scale provided measurement invariance across the gender groups in terms of configural and metric invariance; however, strong and strict invariance were not met. The study generally suggests the appropriateness of the SACQ for use among Students in Saudi Arabian Universities. Further research is needed to assess the scale factorial validity and the measurement invariance among different samples from other colleges and fields of study. Future researchers might also seek to develop a scale that is theoretically driven and based on the dominant Saudi culture.

Keywords: Factorial analysis; Measurement invariance; Student Adjustment to College Questionnaire; Exploratory Factor Analysis; confirmatory Factor Analysis; confirmatory Factor Analysis for Multiple Groups.