تكافؤ البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر عينتين من المراهقين العمانيين والبريطانيين(١): دراسة سيكومترية عبر ثقافية

صبري عبد الفتاح* ومارك ماكللاند
جامعة المنيا، مصر جامعة برمنجهام، بريطانيا

استلم بتاريخ: ٢٠١٦/٣/٢٧ قبل بتاريخ: ٢٠١٦/٥/٣

ملخص: هدفت الدراسة إلى الكشف عن أفضل بنية عاملية تصف مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي وتتطابق مع بيانات عينتين من المراهقين العمانيين والبريطانيين، كما هدفت هذه الدراسة إلى التحقق من تكافؤ البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر هاتين العينتين. وشملت العينة العمانية ٤٥٠ (٢٣٥ ذكور و٢١٥ إناث)، بينما شملت العينة البريطانية ٤١٠ (٢١٥ ذكور و١٩٥إناث) من طلبة المرحلة الثانوية. وأظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي أن مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي ذو بنية عاملية أحادية في كلتا العينتين وأن هذه البنية العاملية كانت متكافئة بصورة تامة عند مقارنتها لنفس جنس المفحوصين عبر العينتين العمانية والبريطانية (ذكور عمانيين في مقابل ذكور بريطانيين وإناث عمانيات في مقابل إناث بريطانيات) وبين الذكور والإناث في العينة البريطانية، ولكن هذه البنية العاملية كانت متكافئة بصورة جزئية عند مقارنتها بين الذكور والإناث في العينة العمانية. وأظهرت نتائج تحليل المتوسطات الكامنة أن الإناث لديهن مستويات مرتفعة من تأجيل الإشباع الأكاديمي بصورة دالة إحصائيا مقارنة بالذكور في كلتا العينتين. وأظهرت نتائج معاملات الارتباط أن هناك علاقة موجبة دالة إحصائيا بين درجات الطلاب على مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي ودرجات تحصيلهم الدراسي في كلتا العينتين. وأظهرت النتائج أن الطلاب مرتفعي التحصيل الدراسي أظهروا مستويات مرتفعة من تأجيل الإشباع الأكاديمي بصورة دالة إحصائيا مقارنة بالطلاب منخفضي التحصيل الدراسي في كلتا العينتين.

كلمات مفتاحية: تأجيل الاشباع الأكاديمي، التحليل العاملي التوكيدي، المراهقين، التحصيل الدراسي.

The Invariance of Factorial Structure of the Academic Delay of Gratification Scale across Two Samples of Omani and British Adolescents: A Cross-Cultural Psychometric Study

Sabri Abdel Fattah* & Mark McClelland
Minia University, Egypt University of Birmingham, United Kingdom

Abstract: The present study aimed at investigating the factorial structure of the Academic Delay of Gratification Scale (ADGS) that best fit the data of two Omani and British samples, and whether this factorial structure is invariant across these two samples. The sample of the study included 450 (235 males and 215 females) and 410 (215 males and 195 females) Omani and British adolescents, respectively. The results of the multi-group confirmatory factor analysis showed that the scale had a unidimensional factorial structure in both samples and that this factorial structure was completely invariant when compared between gender across the two samples (Omani males versus British males, and Omani females versus British females) and between males and females in the British sample. However, this factorial structure was partially invariant when compared between males and females in the Omani sample. The results of the latent mean analysis showed that females had significantly higher levels of academic delay of gratification when compared with males in both samples. The results showed that there was a positive correlation between students' scores on the ADGS and their academic achievement scores in both samples. The results also showed that high achievers had significantly higher levels of academic delay of gratification than low achievers in both samples.

Keywords: Academic delay of gratification, adolescents, confirmatory factor analysis, academic achievement.

(١) يتقدم الباحث بالشكر والتقدير إلى الدكتور مارك ماكلاند بكلية علم النفس بجامعة برمنجهام بالمملكة المتحدة على توفير البيانات الخاصة بالعينة البريطانية وإجازته لأستخدامها في أغراض الدراسة الحالية. ادجباستون، برمنجهام/ ب ١٥ ٢ ت ت المملكة المتحدة تليفون 4932414121 44+ McClelland@bham.ac.uk

*sabryrahma@hotmail.com

تهدف تجربة ستانفورد لحلوى المارشملو Stanford Marshmallow Experiment إلى قياس قوة إرادة الأطفال على تأجيل الإشباع حيث يختار الطفل بين أمرين؛ إما أن ينتظر في الحجرة بمفرده حتى يعود الباحث وفي مقابل ذلك يحصل على اثنتين من حلوى المارشملو، أو أن يقوم الطفل أثناء انتظاره برن الجرس في أي وقت لكي يستدعي الباحث إلى الحجرة وحينئذ يحصل على قطعة حلوى واحدة (Mischel, 1961; Mischel, Ebbesen, & Zeiss, 1972; Mischel & Metzner, 1962). وقد وصف الباحثون الفترة الزمنية التي يمكن أن ينتظرها الطفل حتى قيامه برن الجرس لكي يستدعي الباحث إلى الحجرة بأنها مؤشر على قدرة الطفل على تأجيل الإشباع (تأجيل إشباع حاجته لحلوى المارشملو).

ويعرف ميشيل وزملاؤه (Mischel, 1961; Mischel, et al., 1972; Mischel & Metzner, 1962) تأجيل الإشباع بأنه محاولات الأفراد لتأجيل تحقيق هدف جذاب يمكن الحصول عليه على الفور (الحصول فورا على واحدة من حلوى المارشملو) وذلك لأجل تحقيق هدف بعيد المدى ولكنه أكثر أهمية وقيمة بالنسبة لهم (الانتظار لبضع دقائق والحصول على اثنتين من حلوى المارشملو). ويري ميشيل وزملاؤه أن تأجيل الإشباع العام يمثل ميل Disposition ينميه الفرد مع مرور الوقت من خلال تعلم الاستراتيجيات المرتبطة بعملية التأجيل ومنها تخيل تحقيق الهدف بعيد المدى ومخاطبة الذات والتحكم في الانتباه (Mischel, 1996; Mischel & Ayduk, 2004).

وفي مقابل الطريقة السلوكية لقياس تأجيل الاشباع الأكاديمي عند الأطفال، فقد استخدم الباحثان منهجية كيو للتصنيف Q-sort Methodology (أسلوب التصنيف الترتيبي) وطريقة الاستبيان Survey لقياس تأجيل الاشباع لدى فئات المراهقين والبالغين. وتعتمد منهجية كيو للتصنيف على أن يقوم المفحوصون بترتيب مجموعة من العبارات التي تصف ميولهم نحو تأجيل الإشباع وذلك حسب شدة الموافقة، أو الأهمية، أو الأفضلية وذلك بهدف التوصل إلى تجمعات من المفحوصين الذين يظهرون ترتيبات متماثلة ومن ثم الكشف عن العامل الذي يمكن أن يفسر أنماط هذه الترتيبات وهو ما يعرف بـ Q-Factor ومن هنا جاءت التسمية Q-Sort Methodology في إشارة إلى Q-Factor Analysis وهو نوع من التحليل العاملي يعتمد على فحص الارتباطات بين أفراد العينة عبر عدد من المتغيرات (العبارات) (تيغزة، ٢٠١٢ ؛ Henson & Roberts, 2006).

وبالنسبة للاستبيانات فإن أغلب العبارات المستخدمة فيها تصف خبرات حياتية يمكن أن يمر بها المفحوصون بحيث تكشف إجاباتهم على هذه العبارات عن مدى قدرتهم على تأجيل الإشباع Mischel, Shoda, & Peake, (1988). ومن أمثلة هذه الاستبيانات استبيان إرجاء الإشباع Deferment of Gratification Questionnaire (Ray & Najman, 1986) (**مثال:** هل أنت إنسان قادر في ادخار المال بدلا من أن تنفقه على الفور؟)، ومقياس تأجيل الإشباع متعدد الأبعاد Multidimensional Delay of Gratification (MDG) scale (Ward, Perry, Woltz, & Doolin, 1989) (**مثال:** هل تفضل أن تنفق أموالك في استئجار شقة فخمة باهظة التكلفة أثناء الدراسة أم تفضل ادخار المال لاحقا إلى ما بعد التخرج؟).

تأجيل الإشباع الأكاديمي

حاول بعض الباحثين الاستفادة من مفهوم تأجيل الاشباع العام الذي طوره ميشيل وزملاؤه (Mischel, 1981; Mischel & Metzner, 1962) في فهم وتفسير بعض السلوكيات الأكاديمية لدى الطلاب في المراحل التعليمية المختلفة. فمعظم الطلاب يحرصون على تحقيق أهدافهم الأكاديمية مثل الحصول على درجة مرتفعة في الاختبار النهائي أو الانتقال من مرحلة دراسية إلى أخرى أو التخرج بتفوق وذلك من خلال بذل الجهد والتركيز في هذه الأهداف والتمسك بها ومقاومة أي مشتتات يمكن أن تعيقهم عن تحقيق تطلعاتهم الأكاديمية ومن أمثلتها بعض الأنشطة الترفيهية كحضور حفلة مع العائلة أو المشاركة في مباراة لكرة القدم أو الخروج في نزهة مع الأصدقاء أو ممارسة العاب الكمبيوتر.

وغالبا ما تستوجب عملية الالتزام والتركيز في تحقيق الأهداف الأكاديمية على الطلاب أن يتخلوا عن بعض الأهداف الفورية الجذابة سهلة التحقيق (مثل الخروج في

نزهة مع الأصدقاء) لأجل تحقيق أهداف أكاديمية بعيدة المدى ولكنها ذات أهمية وقيمة بالنسبة لهم (مثل الحصول على درجة مرتفعة في الاختبار النهائي). وهذا الأمر يمكن ربطه بصورة مباشرة بمفهوم تأجيل الاشباع العام الذي طوره ميشيل وزملاؤه والذي ينطوي على عملية إرجاء للإشباعات الفورية ذات القيمة الأقل لأجل تحقيق أهداف بعيدة المدى ولكنها ذات أهمية وقيمة بالنسبة للفرد. واستنادا إلى هذه الفكرة فقد عرف بمبنوتي وكرابنيك (Bembenutty & Karabenick, 1998, p 329) تأجيل الاشباع الأكاديمي بأنه "إرجاء الطلاب للفرص الفورية المتاحة لإشباع الدوافع لأجل متابعة تحقيق مكافآت أو أهداف أكاديمية مختارة بعيدة زمنيا ولكن ظاهريا أكثر قيمة." وهذا هو التعريف المفاهيمي لتأجيل الإشباع الأكاديمي الذي تتبناه الدراسة الحالية.

مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي

أستند بمبنوتي وكرابنيك (Bembenutty & Karabenick, 1996) إلى نظريتي ضبط الفعل Action Control (Kuhl & Goschke, 1994) والتعلم المنظم ذاتيا Self-Regulated Learning (Bandura, 2005) في إعدادهما لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي. ووفقا لنظرية ضبط الفعل فإن تأجيل الإشباع الأكاديمي يمثل نتاج نجاح المتعلم في استخدام استراتيجيات الضبط الإرادي Volitional Control Strategies وهي مجموعة استراتيجيات يهدف من خلالها المتعلم إلى بذل الجهد ومراقبة الذات في سعيه نحو تحقيق أهداف التعلم ومقاومة مصادر التشتيت والإغراء، مع التركيز دائما على تقييم جدوى هذه الاستراتيجيات واختيار أفضل البدائل في تحقيق أهداف التعلم (بني يونس، ٢٠٠٧؛ فرج، ٢٠٠٧). وبالنسبة لنظرية التعلم المنظم ذاتيا, فيعتقد بمبنوتي وكرابنيك (Bembenutty & Karabenick, 1998) أن تأجيل الإشباع الأكاديمي يكشف عن مدى سيطرة المتعلمين وتحكمهم في عملية تعلمهم وهو في ذات الوقت يمثل نجاحا للمتعلمين في توظيف استراتيجيات التعلم المنظم ذاتيا ؛ وذلك لأن إحدى علامات نجاح التنظيم الذاتي للتعلم هو القدرة على الاستمرار في التركيز في مهام التعلم عن طريق حماية الأهداف المحددة لهذه المهام من البدائل الدخيلة التي يمكن أن تشتت جهود المتعلمين وتحيد بهم عن تحقيق أهداف تعلمهم, وهذه الحماية تتطلب بصورة أساسية كبح إشباع الدوافع المرتبطة بهذه البدائل ومن ثم التخلي عن الأهداف التي يمكن الحصول عليها فوريا - أي تتطلب تأجيل الإشباع الأكاديمي.

وقد شملت الصورة الأولية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي الذي أعده بمبنوتي وكرابنيك (Bembenutty & Karabenick, 1996) ١٦ عبارة تشير جميعها إلى مواقف افتراضية كل منها يتكون من بديلين (عبارتين)؛ البديل الأول غير أكاديمي ويقدم إشباعا فوريا، أما البديل الثاني فهو البديل الأكاديمي الذي يقدم إشباعا مؤجلا لكنه ذو أهمية وقيمة حيث يختار المفحوص أحد البديلين في كل موقف. وقد تم إعداد عبارات المقياس وفقا لثلاثة معايير أساسية:

(١) أن كل عبارة تمثل إما بديلا متاحا فوريا أو بديلا أكاديميا مؤجلا يمكن الحصول عليه بعد فترة زمنية محددة.

(٢) يرتبط كل بديل مفترض بناتج أكاديمي محتمل، فاختيار البديل الأكاديمي المؤجل يزيد احتمال تحقيق النجاح والانجاز الأكاديمي على المدى البعيد، وفي المقابل فإن اختيار البديل المنافس الفوري يؤدي إلى إشباع فوري لكنه يقلل من احتمال النجاح والانجاز الأكاديمي على المدى البعيد.

(٣) يفترض أن يكون البديل الأكاديمي المؤجل ذا أهمية وقيمة بالنسبة للطلاب عن البديل المنافس الفوري.

وتتم الاستجابة على جميع مواقف المقياس من خلال تدريج مكون من أربعة اختيارات هي: **بالتأكيد سأختار "أ"، احتمال سأختار "أ"، احتمال سأختار "ب"، بالتأكيد سأختار "ب"** وتأخذ الاستجابات السابقة الدرجات (١، ٢ ،٣، ٤) على الترتيب حيث تشير الدرجة المرتفعة إلى ارتفاع ميول المستجيب نحو تأجيل الإشباع الأكاديمي أو بمعنى أخر تفضيل بدائل الإشباع الأكاديمي المؤجل عن بدائل الإشباع الفوري.

الدراسات السابقة

أظهرت مراجعة الدراسات السابقة حول البينة العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي أن هناك أربعة نماذج عاملية تمثل أربع بنى عاملية محتملة للمقياس. وفيما يأتي عرض موجز لأهم نتائج هذه الدراسات:

(١) نموذج العامل الواحد

يفترض هذا النموذج أن جميع عبارات مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي تتشبع على عامل واحد عام هو تأجيل الإشباع الأكاديمي شكل١.

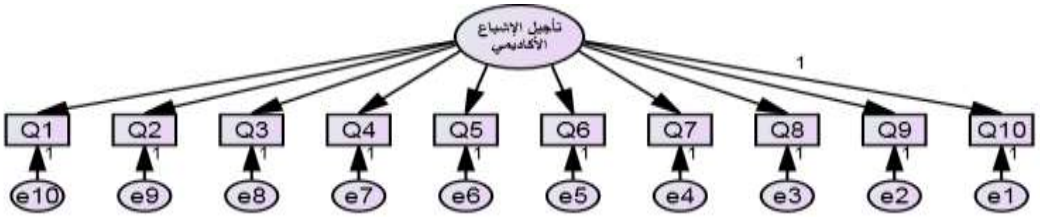
فقد وجد بمبنوتي وكرابنيك (Bembenutty & Karabenick, 1996) من خلال إجرائهما للتحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية لإجابات عينة مكونة من ١٨٠ من طلبة المرحلة الجامعية الأولى بالولايات المتحدة الأمريكية على ١٦ عبارة يفترض أنها تقيس ميول الطلاب نحو تأجيل الإشباع الأكاديمي أن هناك عاملا واحدا يفسر الارتباطات بين هذه العبارات وتتشبع عليه ١٠ عبارات فقط بنسبة تباين مفسر٦٢٪ وقيم تشبعات تتراوح ما بين ٠.٤٤ و٠.٦٦ وقد أطلق على هذا العامل تأجيل الإشباع الأكاديمي. وبهذا يكون قد تم حذف ست عبارات من الصورة الأولي للمقياس نظرا لانخفاض معاملات الارتباط بين درجات هذه العبارات والدرجة الكلية للمقياس حيث تراوحت قيم هذه الارتباطات ما بين ٠.٠٧ و٠.١٦

وتوصلت دراسة هرندون (Herndon, 2011) على مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي المكون من ١٠ عبارات إلى نفس نتائج دراسة بمبنوتي وكرابنيك (Bembenutty & Karabenick, 1996)، وذلك باستخدام عينة مكونة من ٣١٩ من طلبة المدرسة المتوسطة بالولايات المتحدة الأمريكية حيث أظهرت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية أن هناك عاملا واحدا يفسر الارتباطات بين جميع عبارات المقياس (١٠ عبارات) بنسبة تباين مفسر٦٧٪ وقيم تشبعات تتراوح ما بين ٠.٤٩ و٠.٦٩. ووجد أيبرز (Abers, 2014) من خلال استخدامه للتحليل العاملي التوكيدي في تحليل إجابات عينة مكونة من ٢٢٥ من طلبة المرحلة الثانوية في بريطانيا أن نموذجا عامليا أحادي البعد تتشبع عليه ١٠ عبارات قد حقق تطابقا مقبولا مع بيانات الدراسة حيث تراوحت قيم تشبعات العبارات في هذا النموذج ما بين٠.٤٢ و٠,٥٩.

وبالمثل، أظهرت نتائج عدة دراسات هدفت إلى فحص البنية العاملية لنسخ مترجمة من مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1996) أن المقياس يحظى ببنية عاملية أحادية. فقد أظهرت نتائج دراسة كنج وديو (King & Du, 2011) باستخدام التحليل العاملي التوكيدي لإجابات عينة مكونة من ١٨٧ من طلبة المرحلة الجامعية الأولي في الصين على النسخة الصينية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي أن نموذجا عامليا أحادي البعد قد حقق تطابقا مقبولا مع بيانات الدراسة ولكن فقط بعد تضمين الارتباط (تباين مشترك) بين العبارتين ١ و٤ في النموذج، وأن هذا النموذج العاملي كان متكافئا بين الذكور والإناث. وتوصل كل من عربزاده وكدفار وديليفار وكافأوسين (Arabzadeh, Kadivar, Delavar, & Kavousian, 2012) من خلال التحليل العاملي التوكيدي لإجابات عينة مكونة ٦٠٠ من طلبة المرحلة الثانوية على النسخة الإيرانية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي أن نموذجا عامليا أحادي البعد قد حققا تطابقا مقبولا مع بيانات الدراسة لكل من الذكور والإناث على حدة، ولكن الباحثون لم يذكروا أي معلومات بشأن تكافؤ هذا النموذج العاملي عبر جنس الطلبة. ووجد جنتوس وكنج (Ganotice & King, 2013) من خلال التحليل العاملي التوكيدي لبيانات عينة مكونة من ٤٢٥ من طلبة المرحلة الثانوية في الفلبين أن نموذجا أحادي البعد قد حقق تطابقا مع البيانات وأن هذا النموذج كان متكافئا بصورة جزئية بين الذكور والاناث باستثناء العبارة رقم ٦ في حين أن هذا النموذج حقق تكافؤا تاما عبر ثلاثة مستويات دراسية مختلفة ينتمي إليها أفراد عينة الدراسة.

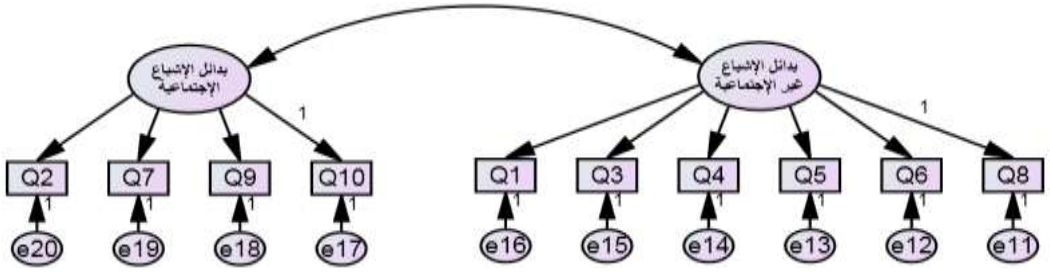
(٢) نموذج العاملين المرتبطين

يتكون هذا النموذج من عاملين مرتبطين حيث يشير العامل الأول إلى بدائل الإشباع الأكاديمي المؤجل في مقابل بدائل الإشباع غير الاجتماعية الفورية، بينما يشير



شكل ١

نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي



شكل ٢

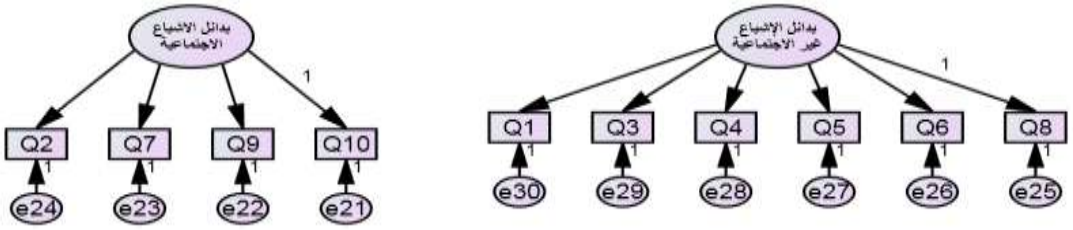
نموذج العاملين المرتبطين لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي

العامل الثاني إلى بدائل الإشباع الأكاديمي المؤجل في مقابل بدائل الإشباع الاجتماعية الفورية ٢.فقد أجري بمبنوتي وكرابنيك (1998) Bembenutty and Karabenick دراسة أخرى على عينة مكونة من ١٩٤ من طلبة المرحلة الجامعية الأولي في الولايات المتحدة الأمريكية حيث أظهرت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية والتدوير المتعامد للعوامل أن هناك عاملين يمكنهما تفسير الارتباطات بين عبارات مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (١٠ عبارات). ويشير العامل الأول إلى بدائل الإشباع الأكاديمي غير الاجتماعية ويتكون من ٦ عبارات تقيس تفضيلات الطلاب لبدائل الإشباع الأكاديمي المؤجل في مقابل بدائل الإشباع غير الاجتماعية الفورية (مثال: أتغيب عن الدراسة عندما يكون الطقس لطيفا) وهذه العبارات هي ١، ٣، ٤، ٥، ٦، ٨. ويفسر هذا العامل ٣٤٪ من التباين بين العبارات. ويشير العامل الثاني إلى بدائل الإشباع الأكاديمي الاجتماعية ويتكون من ٤ عبارات تقيس تفضيلات الطلاب لبدائل الإشباع الأكاديمي المؤجل في مقابل بدائل الإشباع الاجتماعية الفورية (مثل: الخروج في رحلة مع الأصدقاء) وهذه العبارات هي ٢، ٧، ٩، ١٠. ويفسر هذا العامل ١٣٪ من التباين بين العبارات. ويرتبط العاملين معا بمعامل ارتباط ٠.٤٧ (دال عن مستوى ٠,٠١). ولم يذكر بمبنوتي وكرابنيك قيم تشبعات العبارات على البعدين إلا أنهما حددا ٠.٤٠ على أنها تمثل الحد الأدنى لقيم التشبعات المقبولة.

وبالمثل، أظهرت نتائج عدة دراسات هدفت إلى فحص البنية العاملية لنسخ مترجمة من مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1998) أن المقياس يتكون من عاملين مرتبطين. فقد أجري بارنز ولابسلي (Barnes & Lapsley, 2007) دراسة للكشف عن البنية العاملية للنسخة الفرنسية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي وذلك على عينة مكونة من ٣٢٢ من طلبة المرحلة الثانوية في فرنسا حيث توصل الباحثان باستخدام التحليل العاملي التوكيدي إلى نفس نتائج دراسة بمبنوتي وكرابنيك (Bembenutty & Karabenick, 1998) بأن نموذجا عامليا ثنائي البعد قد حقق تطابقا مقبولا مع بيانات الدراسة وأن هذا النموذج كان متكافئا عبر جنس الطلبة. وقد بلغ معامل الارتباط بين العاملين في النموذج ٠.٥٢ (دال عن مستوى ٠.١٠).

(٣) نموذج العاملين غير المرتبطين

هذا النموذج له نفس مواصفات نموذج العاملين المرتبطين (نموذج ٢) إلا انه يختلف عنه في أن العاملين غير مرتبطين للتعبير عن استقلالية العوامل Orthogonal Factors المكونة لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي.



شكل ٣

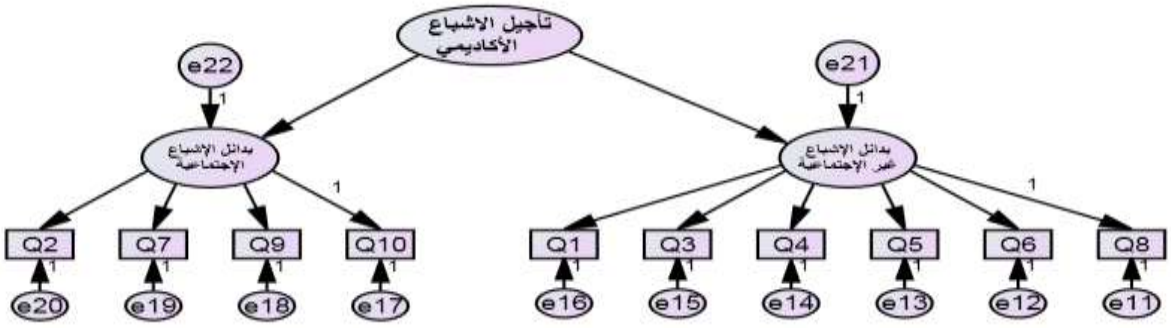
نموذج العاملين غير المرتبطين لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي

فقد أجري بريسون (Brisson, 2010) التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية والتدوير المتعامد للعوامل لإجابات عينة مكونة من ٢٩٠ من طلبة المرحلة الثانوية في استراليا على عبارات مقياس تأجيل الاشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1998) حيث أظهر التحليل أن هناك عاملين يمكنهما تفسير الارتباطات بين عبارات مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي لكن بعد حذف عبارة واحدة (عبارة ٥) حيث بلغ تشبعها على العامل الأول ٠.١٥ وبذلك يتكون العامل الأول وفقا لدراسة بريسون من ٥ عبارات ويفسر ٣٢٪ من التباين بين هذه العبارات وتتراوح قيم تشبعات العبارات على هذا العامل بين ٠.٤٤ و٠.٥٩ بينما يتكون العامل الثاني من ٤ عبارات ويفسر ٢٥٪ من التباين وتتراوح قيم تشبعات العبارات على هذا العامل بين ٠.٣٨ و٠.٥١ ولكن يلاحظ في دراسة بريسون أن العاملين الناتجين من التحليل العاملي الاستكشافي لم يرتبطا معا بصورة دالة إحصائية حيث بلغ معامل الارتباط بينهما ٠.١٢ (غير دال عند مستوى ٠.٠٥) وقد توصل برناردس (Bernards, 2008) إلى نفس نتائج دراسة بريسون وذلك من خلال التحليل العاملي التوكيدي لإجابات عينة مكونة من ٣٢٠ من طلبة المرحلة الثانوية في سنغافورة حيث بلغ معامل معامل الارتباط بين العاملين ٠.٠٨ (غير دال عند مستوى ٠.٠) وهو ما يشير بوضوح إلى احتمال استقلالية (عدم ارتباط) العوامل المكونة لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي.

(٤) النموذج الهرمي

يتكون هذا النموذج من عاملين كامنين من الدرجة الأولي (العامل الأول هو بدائل الإشباع الأكاديمي المؤجل في مقابل بدائل الإشباع غير الاجتماعية الفورية والعامل الثاني هو بدائل الإشباع الأكاديمي المؤجل في مقابل بدائل الإشباع الاجتماعية الفورية) وعامل واحد من الدرجة الثانية (تأجيل الإشباع الأكاديمي) (شكل ٤)

فقد وجد فلاررول (Villarroel, 2010) من خلال تحليل إجابات ١٦٦ من طلبة المرحلة الثانوية في اسبانيا على النسخة الأسبانية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1998) أن



شكل ٤

النموذج الهرمي لمقياس تأجيل الإشباع

نموذجا هرميا يتكون من عاملين كامنين من الدرجة الأولي (العامل الأول هو بدائل الإشباع الأكاديمي المؤجل في مقابل بدائل الإشباع غير الاجتماعية الفورية ويشمل العبارات ١ , ٣, ٤, ٥, ٦, ٨ والعامل الثاني هو بدائل الإشباع الأكاديمي المؤجل في مقابل بدائل الإشباع الاجتماعية الفورية ويشمل العبارات ٢, ٧, ٩, ١٠) وعامل واحد من الدرجة الثانية (تأجيل الإشباع الأكاديمي) قد حقق تطابقا كافيا مع بيانات الدراسة. وتتفق نتائج دراسة فلاررول مع نتائج دراسة ألمندنجر (Allmindinger, 2012) على النسخة الألمانية للمقياس والتي أجراها باستخدام التحليل العاملي التوكيدي على بيانات عينة مكونة من ٣٥٠ من طلبة المرحلة الجامعية الأولي في ألمانيا، وكذلك نتائج دراسة أرشر (Archer, 2013) على النسخة السويدية للمقياس وذلك على عينة مكونة من ٢٨٧ من طلبة المرحلة الثانوية في السويد. ولكن يلاحظ في دراسة أرشر أن النموذج الهرمي قد حقق تطابقا مع البيانات فقط بعد تضمين الارتباط (تباين مشترك) بين العبارتين ٣ و٦ المنتميتين للعامل الأول في نموذج التحليل العاملي التوكيدي الهرمي.

الفروق بين الجنسين في تأجيل الإشباع الأكاديمي

توصل كل من بمبنوتي وكرابنيك (1998 Bembenutty & Karabenick) إلى وجود فرق دال إحصائيا بين الذكور والإناث في المرحلة الجامعية في تأجيل الإشباع الأكاديمي لصالح الإناث، وهي نفس النتيجة التي توصل إليها بمبنوتي (Bembenutty, 2002) في عينة أخرى من طلبة الجامعة في الولايات المتحدة الأمريكية. وأسفرت دراسة بمبنوتي (Bembenutty, 2007) عن أن طالبات الجامعة من ذوي أصول الأقليات أظهرن مستويات أعلى في تأجيل الإشباع الأكاديمي بصورة دالة إحصائيا مقارنة بالذكور من ذوي الأصول القوقازية، وأنه لم تكن هناك فروق ذات دلالة إحصائية بين الذكور من ذوي الأصول القوقازية والذكور من ذوي أصول الأقليات أو الإناث من ذوي الأصول القوقازية في تأجيل الإشباع الأكاديمي، وأن الذكور من ذوي الأصول القوقازية كانوا الأقل في الإشباع الأكاديمي مقارنة بباقي المجموعات. وفي دراسة أخرى، وجد بمبنوتي (Bembenutty, 2009) أن متغير جنس الطلبة تنبأ بصورة دالة إحصائيا بتأجيل الإشباع الأكاديمي لدى عينة من طلبة الجامعة في الولايات المتحدة الأمريكية، وأن الإناث سجلن مستويات أعلى من الذكور في تأجيل الإشباع الأكاديمي وهي نفس النتيجة التي توصل إليها أبيرز (Abers, 2014) وفلاررول (Villarroel, 2010) في عينتين من طلبة المرحلة الثانوية في بريطانيا واسبانيا على الترتيب.

وفي المقابل، أظهرت نتائج بعض الدراسات فرقا دال إحصائيا في تأجيل الإشباع الأكاديمي لصالح الذكور ومنها دراسة بريسون (Brisson, 2010) على عينة من طلبة المرحلة الثانوية في أستراليا، ودراسة بارنز ولابسلي (Barnes & Lapsley, 2007) على عينة من طلبة المرحلة الثانوية في فرنسا، ومع ذلك فقد أظهرت نتائج دراسة بمبنوتي (Bembenutty, 2001) عدم وجود فرق دال إحصائيا بين الذكور والإناث الجامعيين في تأجيل الإشباع الأكاديمي وهي نفس النتيجة التي توصل إليها أرشر (Archer, 2013) على عينة من طلبة المرحلة الثانوية في السويد. وكذلك أظهرت دراسة بمبنوتي (Bembenutty, 2007) أنه لم تكن هناك فروق ذات دلالة إحصائية في تأجيل الإشباع الأكاديمي نتيجة التفاعل بين جنس الطلاب وأعراقهم.

تأجيل الإشباع الأكاديمي والتحصيل الأكاديمي

أظهرت نتائج دراسة بمبنوتي وكرابنيك (1998) Bembenutty and Karabenick أن هناك علاقة إيجابية دالة إحصائيا بين تأجيل الإشباع الأكاديمي وكل من الدرجة المتوقعة والدرجة النهائية التي حصل عليها الطلبة في أحد المقررات الجامعية. وأسفرت نتائج دراسة بمبنوتي (Bembenutty, 2007) عن وجود علاقة إيجابية دالة إحصائيا بين تأجيل الاشباع الأكاديمي والتحصيل الأكاديمي للطلبة الذكور والاناث الجامعيين من ذوي الأصول القوقازية. وتوصل بمبنوتي (Bembenutty, 2009) إلى أن تأجيل الإشباع الأكاديمي كان منبئ دال إحصائيا بالتحصيل الأكاديمي لطلبة الجامعة، وأن هذه العلاقة التنبؤية

ظلت قائمة حتى بعد تحييد أثر كل من تقييم الطلبة للمقرر والدرجة المتوقع الحصول عليها في المقرر ومستوى إدراك الطلبة لعوامل التشويق والأهمية والاستخدام للمقرر. وأظهرت نتائج دراسة بمبنوتي وزمرمان (Bembenutty & Zimmerman, 2003) وجود علاقة إيجابية دالة إحصائيا بين تأجيل الاشباع الأكاديمي والدرجة التي حصل عليها طلبة الجامعة في اختباري المنتصف والنهائي في أحد المقررات الجامعية وأن تأجيل الإشباع الأكاديمي كان له تأثيرا غير مباشر في التحصيل النهائي وذلك عبر التأثير المباشر في إستراتيجيات التعلم المنظم ذاتيا. وكذلك أظهرت نتائج دراسة أيبرز (Abers, 2014) ودراسة فلاررول (Villarroel, 2008) في عينتين من طلبة المرحلة الثانوية في بريطانيا واسبانيا على الترتيب أن هناك علاقة موجبة دالة إحصائيا بين تأجيل الإشباع الأكاديمي والتحصيل الدراسي حتى بعد تحييد أثر جنس الطلبة. وفي المقابل أظهرت نتائج دراستي بمبنوتي (Bembenutty, 2001, 2002) عدم وجود علاقة دالة إحصائيا بين التحصيل الأكاديمي وتأجيل الاشباع الأكاديمي في عينتين من طلبة الجامعة، وهي نفس النتيجة التي توصل إليها كل من بريسون (Brisson, 2010) في عينة من طلبة المرحلة الثانوية في أستراليا وبارنز ولابسلي (Barnes & Lapsley, 2007) في عينة من طلبة المرحلة الثانوية في فرنسا.

مشكلة الدراسة

تتضمن مشكلة الدراسة الحالية جانبين أساسيين؛ الأول يتعلق بالكشف عن طبيعة البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1996)، حيث أظهرت مراجعة الدراسات السابقة نتائج متناقضة وغير متسقة سواء الدراسات التي استخدمت النسخة الأصلية أو نسخه مترجمة للمقياس. فنتائج دراسات بمبنوتي وكرابنيك (Bembenutty & Karabenick, 1996)، وهرندون (Herndon, 2011)، وأيبرز (Abers, 2014) باستخدام النسخة الأصلية من المقياس أظهرت أنه يتكون من عامل واحد، في حين أظهرت نتائج دراسات أخرى أنه يتكون من عاملين مرتبطين (Bembenutty & Karabenick, 1998)، أو عاملين غير مرتبطين (Bernards, 2008; Brisson, 2010)، أو أنه ذو بنية عاملية هرمية (Villarroel, 2008). ونفس الأمر ينطبق على النسخة المترجمة للمقياس حيث أظهرت نتائج الدراسات السابقة أنه يتكون من عامل واحد (Arabzadeh et al., 2012; Ganotice & King; 2013; King & Du, 2011)، أو عاملين مرتبطين (Barnes & Lapsley, 2007)، أو أنه ذو بنية عاملية هرمية (Archer, 2013; Allmindinger, 2012).

وقد دفعت حالة عدم الاتساق في نتائج الدراسات السابقة حول طبيعة البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي الباحثين في الدراسة الحالية إلى استخدام استراتيجية تحليل النماذج المتنافسة Rival Models (Byrne, 2010, Brown, 2006) من خلال التحليل العاملي التوكيدي وذلك بهدف الكشف عن البنية العاملية للمقياس حيث تعتمد هذه الإستراتيجية في التحليل على مقارنة عدة بني عاملية محتملة - كشفت عنها نتائج الدراسات السابقة - بهدف الوصول إلى البنية العاملية التي تحقق أفضل تطابق مع بيانات الدراسة الحالية وهي ميزة تضاف للدراسة الحالية نظرا لأن جميع الدراسات السابقة كانت قد أكتفت بفحص بنية عامليه واحدة فقط لبيان مدى مطابقتها للبيانات دون التطرق إلى إمكانية وجود بني عاملية أخرى منافسة يمكن أن تحقق تطابقا أفضل مع نفس البيانات, ناهيك عن أن نتائج اختبار بنية عاملية واحدة قد تتأثر بخصائص عينة الدراسة (Byrne, 2010).

أما الجانب الثاني لمشكلة الدراسة الحالية فيتعلق بإمكانية تعميم البنية العاملية لمقياس تأجيل الاشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1996) عبر بيئات ثقافية مختلفة. فقد أدي اهتمام الباحثين بدراسة تأثير الأطر الثقافية والاجتماعية في مخرجات القياس النفسي والتربوي إلى ظهور مفهوم القياس عبر الثقافات Cross-Cultural Measurement (Mushquash & Bova, 2007) حيث يؤكد هذا المفهوم على أن البيئة الثقافية

والاجتماعية تلعب دورا محوريا في تشكيل وتهيئة السلوك الإنساني بصورة فريدة ومتميزة وهو ما يجعل من الصعب استخدام نفس أدوات القياس في المقارنة بين مفحوصين ينتمون إلى بيئات ثقافية واجتماعية مختلفة (Basterra, Trumbull, & Solano-Flores, 2010; Butcher, Nezami, & Exner, 1998; Tran, 2009). فمفهوم القياس عبر الثقافات لا يجيز استخدام نفس أدوات القياس لعقد مقارنات بين أفراد المجموعات الأصلية Authentic Groups التي تم استخدامهم في تطوير هذه الأدوات وأفراد المجموعات المستهدفة Targeted Groups الذين ستطبق عليهم هذه الأدوات ولاسيما إذا كان أفراد المجموعات المستهدفة ينتمون إلى بيئات ثقافية واجتماعية مغايرة لتلك التي ينتمي إليها أفراد المجموعات الأصلية. وعليه فقد بات من الضروري إجراء عمليات تكييف لغوي ونفسي وثقافي لأدوات القياس بحيث تتلاءم مع الأطر الثقافية والاجتماعية لأفراد المجموعات المستهدفة وحتى تبدو المكونات النفسية التي تقيسها هذه الأدوات عالمية - أي عابرة لحدود الثقافات (Beller, Gafni, & Hanani, 2000; Ratner & Hui, 2003).

ويبدو هذا الأمر منطقيا إذ إنه من الصعب أن نتصور أن اختبارا ما قد جري تصميمه في أطار ثقافة معينة وبلغة واحدة محددة وعلى أساس من مفاهيم تلك الثقافة التي تحدد معاني العمليات والمكونات النفسية يمكن أن يخضع لعملية "قص ولصق" في ثقافة أخرى. فعلى سبيل المثال قد يختلف مفهوم جودة الحياة من ثقافة لأخرى بحيث يتضمن هذا المفهوم في ثقافة معينة كثيرا من الأمور المادية كامتلاك سيارة أو فيلا أو مبالغ مالية كبيرة بينما قد يتضمن هذا المفهوم في ثقافة أخرى الحد الأدنى من المعيشة الكريمة التي تفي بالاحتياجات اليومية الأساسية. ويري هامبلتون ودي جونج (Hambleton & de Jong, 2003) أن هناك ثلاثة افتراضات أساسية يمكن أن تساعد الباحث في استخدام أداة القياس عبر ثقافات مختلفة: (١) أن يكون للمجال السلوكي (القدرة أو السمة) كما تعبر عنه عبارات المقياس نفس المعنى عبر كل ثقافة، (٢) أن تلعب القدرة أو السمة المقاسة نفس الدور في تنظيم السلوك في كل ثقافة، (٣) أن يكون للدرجة نفس المعنى لدى المتقدمين للاختبار (من المنظور الكمي) وعلى نحو مستقل عن خلفياتهم الثقافية.

ويبدو تأثير الأطر الثقافية والاجتماعية في تشكيل السلوك الإنساني أكثر وضوحا عند دراسة ميول الطلاب نحو تأجيل الإشباع الأكاديمي وذلك لأن بعض الثقافات قد تكون أكثر ملائمة ودعما لتأجيل الإشباع الأكاديمي من غيرها. فالمجتمعات تختلف في الفرص التعليمية التي تمنحها لطلابها، وفي توفير بدائل الإشباع الأكاديمي الجذابة الفورية والتي تمثل جزء من سياقات التعلم في هذه المجتمعات، وفي القيمة التي يشعر بها الطلاب عند التخلي عن بعض الأهداف الفورية الجذابة سهلة التحقيق لأجل تحقيق أهداف أكاديمية هامة بعيدة المدى. فعلى سبيل المثال في المجتمعات التي تدعم القيم الجمعية Collectivism (مثل المجتمع العماني) في مقابل القيم الفردية Individualism (مثل المجتمع البريطاني) نجد أن الطلاب لديهم قدر أكبر من الولاء للوالدين (Abd-El-Fattah & Fakhroo, 2012) وهو ما يمثل مصدرا قويا للضغط على الطلاب في المجتمعات الجمعية لبذل الجهد والتركيز في تحقيق الأهداف الأكاديمية والتخلي عن بدائل الإشباع الفوري الجذابة سهلة التحقيق لأجل تحقيق أهداف أكاديمية هامة بعيدة المدى بهدف الحصول على استحسان وقبول الوالدين (Ratner & Hui, 2003) - أي أن عملية تأجيل الإشباع الأكاديمي في المجتمعات التي تدعم القيم الجمعية غالبا ما تكون ذات وجهة اجتماعية تهدف إلى الحصول على رضا واستحسان الأخرين وتحقيق القبول الاجتماعي. أما في المجتمعات التي تدعم القيم الفردية – مثل المجتمع البريطاني - فإن عملية تأجيل الإشباع الأكاديمي غالبا ما تأخذ صورة الانجاز الفردي الذي يسعي من خلاله الفرد إلى تحقيق أهداف شخصية مرتبطة بتقدير وتحقيق ذاته (Hofstede, 2001; Nydell, 2005).

وفي ضوء مفهوم القياس عبر الثقافات ومع اختلاف القيم المرتبطة بتأجيل الإشباع الأكاديمي بين المجتمعات فإنه يبدو من الضروري أن نتحقق من مدى إمكانية تعميم البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر بيئات ثقافية مختلفة حيث يؤكد باسترر وآخرون (Basterra et al. 2010) أن بعض المقاييس التي جري

تطويرها في بيئات معينة قد لا تكون صالحة للاستخدام في بيئات أخرى نظرا لاختلاف الأطر الثقافية والاجتماعية بين هذه البيئات. وتتسع فكرة تعميم البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر البيئات الثقافية المختلفة لتشمل إمكانية عقد المقارنات بين الإفراد عبر هذه الثقافات أو بين المجموعات البينية داخل نفس الثقافة، حيث تتطلب عملية عقد مثل هذه المقارنات استخدام أدوات قياس تحظي بقدر كبير من التكافؤ عبر هذه البيئات وبين هذه المجموعات، فبدون أدوات قياس متكافئة فإن هذه المقارنات تفقد معناها ودلالاتها. وانطلاقا مما تقدم فإن مشكلة الدراسة الحالية تتمثل الكشف عن أفضل بنية عاملية تصف مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1996) وتتطابق مع بيانات العينتين العمانية والبريطانية وذلك من خلال مقارنة أربعة بني عامليه محتملة سبق وأن تم بحثها في الدراسات السابقة. كما تهدف الدراسة الحالية إلى التحقق من تكافؤ البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر عينتين من المراهقين العمانيين والبريطانيين وصولا إلى أداة قياس عابرة لحدود الثقافات تعمل على تيسير عقد المقارنات بين الثقافات وبين المجموعات البينة في هذه الثقافات.

المراهقين في المجتمعين العماني والبريطاني

اهتمت الدراسة الحالية بفحص تأجيل الإشباع الأكاديمي لدى فئة المراهقين؛ نظرا لأن مرحلة المراهقة تعد من أكثر مراحل النمو التي يكون فيها الأفراد عرضة للتأثير السلبي للبدائل غير الأكاديمية وهم في نفس الوقت منوط بهم مقاومة إغراءات هذه البدائل بحيث لا يستسلمون لها ويظلون متمسكين بتحقيق أهدافهم وتطلعاتهم الأكاديمية حفاظا على مسيرتهم التعليمية (Bembenutty & Karabenick, 1998). وركزت الدراسة الحالية على المجتمعين العماني والبريطاني؛ نظرا لأن الفارق الكبير في الأطر الثقافية والاجتماعية بين هذين المجتمعين يمكن أن يدعم تفعيل نموذج القياس عبر الثقافي عند قياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1998). فالمجتمع العماني يساند القيم الجمعية ومن ثم فإن عملية تأجيل الإشباع الأكاديمي غالبا ما تكون ذات صبغة اجتماعية تهدف إلى نيل رضا واستحسان الأخرين – خاصة الوالدين - وتحقيق القبول الاجتماعي. أما المجتمع البريطاني فيساند القيم الفردية ومن ثم فإن عملية تأجيل الإشباع الأكاديمي غالبا ما تكون ذات صبغة فردية وتأخذ صورة الانجاز الفردي الذي يسعي من خلاله الفرد إلى تحقيق أهدافه الشخصية المرتبطة بتقدير وتحقيق ذاته. وبالاضافة إلى أختلاف طبيعة النسق القيمي بين المجتمعين العماني والبريطاني فإن المجتمع البريطاني منفتح أمام التيارات الثقافية والاجتماعية التي تموج بها القارة الأوربية وهو الأمر الذي يلقي بتبعاته على كاهل المراهقين في مقاومة إغراءات البدائل غير الأكاديمية والاستمرار في التركيز في مهام التعلم لتحقيق الأهداف والتطلعات الأكاديمية التي ينشدونها خاصة في ضوء الغياب الملحوظ للدورالتوجيهي للوالدين نتيجة استقلال الأفراد بحياتهم في سن مبكرة. أما سلطنة عمان فتتميز بموقعها الجغرافي على الخليج العربي حيث تأثير التيارات الثقافية القبلية والبدوية المحافظة القادمة من شبه الجزيرة العربية ومن ثم لم يكن مستغربا أن يكون شكل العائلة الممتدة أو القبيلة هو أساس الهيكل الاجتماعي في سلطنة عمان وأن يظل الدور الاجتماعي للمراهقين منحصرا في إطار ما تفرضه العادات والتقاليد العمانية وأن تقابل البدائل غير الأكاديمية بمزيد من التحدي والمثابرة على العمل الأكاديمي تحت إشراف وتوجيه الوالدين (Hofstede, 2001; Nydell, 2005).

أسئلة الدراسة

يمكن أن تثير مشكلة الدراسة الحالية الأسئلة الآتية:

١. **ما البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي التي تتطابق مع بيانات العينتين العمانية والبريطانية؟**
٢. **هل تتكافأ البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي لنفس جنس المفحوصين عبر كل من العينتين العمانية والبريطانية (ذكور عمانيون في مقابل ذكور بريطانيون) و(إناث عمانيات في مقابل إناث بريطانيات)؟**

٣. **هل تتكافأ البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر جنس المفحوصين في العينتين العمانية (ذكورعمانيون في مقابل إناث عمانيات) والبريطانية (ذكور بريطانيون في مقابل إناث بريطانيات)؟**

٤. **هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠.٠٥ في المتوسط الكامن لتأجيل الإشباع الأكاديمي لنفس جنس المفحوصين عبر كل من العينتين العمانية والبريطانية (ذكور عمانيون في مقابل ذكور بريطانيون) و(إناث عمانيات في مقابل إناث بريطانيات).**

٥. **هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠.٠٥ في المتوسط الكامن لتأجيل الإشباع الأكاديمي ترجع لعامل جنس المفحوصين في العينتين العمانية (ذكور عمانيون في إناث عمانيات)، والبريطانية (ذكور بريطانيون في مقابل إناث بريطانيات)؟**

٦. **ما مؤشر صدق مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر العينتين العمانية والبريطانية؟**

٧. **ما مؤشرات ثبات مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر العينتين العمانية والبريطانية؟**

أهداف الدراسة

تهدف الدراسة الحالية إلى:

١. الكشف عن البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي التي تتطابق مع بيانات العينتين العمانية والبريطانية.

٢. فحص تكافؤ البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي لنفس جنس المفحوصين عبر كل من العينتين العمانية والبريطانية (ذكور عمانيون في مقابل ذكور بريطانيون) و(إناث عمانيات في مقابل إناث بريطانيات).

٣. فحص تكافؤ البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر جنس المفحوصين في العينتين العمانية (ذكورعمانيون في مقابل إناث عمانيات) والبريطانية (ذكور بريطانيون في مقابل إناث بريطانيات).

٤. فحص الفروق في المتوسط الكامن لتأجيل الإشباع الأكاديمي لنفس جنس المفحوصين عبر كل من العينتين العمانية والبريطانية (ذكور عمانيون في مقابل ذكور بريطانيون) و(إناث عمانيات في مقابل إناث بريطانيات).

٥. فحص الفروق في المتوسط الكامن لتأجيل الإشباع الأكاديمي عبر جنس المفحوصين في كل من العينتين العمانية (ذكور عمانيون في مقابل إناث عمانيات) والبريطانية (ذكور بريطانيون في مقابل إناث بريطانيات).

٦. فحص مؤشرات صدق (الصدق التنبؤي والصدق التمييزي) وثبات (إعادة التطبيق والاتساق الداخلي) مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر العينتين العمانية والبريطانية.

أهمية الدراسة

تبرز أهمية الدراسة الحالية من خلال:

١. تقديم أدلة علمية جديدة حول طبيعة البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي من خلال استخدام استراتيجية تحليل النماذج المتنافسة لمقارنة عدة بني عامليه محتملة للمقياس.

٢. توفير أداة قياس بسيطة وسريعة التطبيق وسهلة التصحيح تحظي بخصائص سيكومترية جيدة مما يسهل إجراء مزيد من الدراسات التربوية والنفسية حول هذا الموضوع.

٣. إثراء الأدبيات العربية في مجال القياس النفسي والتربوي حول موضوعات القياس عبر الثقافات وتكافؤ أدوات القياس وتأثير الأطر الثقافية والاجتماعية على السلوك الإنساني خاصة في ظل ندرة الدراسات العربية التي تناولت هذه الموضوعات.

التعريفات الإجرائية لمصطلحات الدراسة

تأجيل الإشباع الأكاديمي: مجموع الدرجات التي يحصل عليها الطالب على مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي الذي طوره بمبنوتي وكرابنيك (Bembenutty & Karabenick, 1998) (تعريب الباحث) حيث تدل الدرجة المرتفعة على مستوى مرتفع من الميل لتأجيل الإشباع الأكاديمي.

التحصيل الدراسي: المعدل الفصلي الذي حصل عليه الطالب في جميع المواد الدراسية في نهاية الفصل الدراسي الأول من العام الدراسي ٢٠١٤/ ٢٠١٥ حيث يدل المعدل المرتفع على مستوى مرتفع من التحصيل الدراسي.

منهجية البحث وإجراءاته

عينة الدراسة

العينة العمانية: شملت العينة العمانية ٤٥٠ من طلبة الصف الحادي عشر (الثاني الثانوي، ذكور=٢٣٥ وإناث=٢١٥) موزعين على ست مدارس حكومية في ثلاث ولايات في محافظة مسقط بسلطنة عمان بواقع مدرستين في كل ولاية، حيث تم جمع بيانات الدراسة من جميع الطلبة في الفصول المختارة عشوائيا بواقع فصلين في كل مدرسة. وقد تراوحت أعمار أفراد عينة الدراسة بين ١٦ و١٧ عاما بمتوسط ١٦.٤ وانحراف معياري ٠.٨٩ للذكور و١٦.١ وانحراف معياري ١.٢ للإناث. وأظهر تحليل البيانات الديموغرافية أن اللغة العربية هي اللغة الأم لجميع أفراد عينة الدراسة وأن ٩٧٪ منهم ينتمون إلى الطبقة الاجتماعية المتوسطة.

العينة البريطانية: شملت العينة البريطانية ٤١٠ من طلبة الصف الثاني الثانوي (ذكور = ٢٠١٥ وإناث = ١٩٥) من البريطانيين الأصليين موزعين على ست مدارس حكومية في ثلاث مدن بريطانية هي برمنجهام Birmingham وكوفنتري Coventry وولفرهامبتون Wolverhampton في وسط غرب بريطانيا بواقع مدرستين في كل مدينة حيث تم جمع بيانات الدراسة من جميع الطلبة في الفصول المختارة عشوائيا بواقع فصلين في كل مدرسة. وقد تراوحت أعمار أفراد عينة الدراسة ما بين ١٦ و١٧ عاما بمتوسط ١٦.٨ وانحراف معياري ١.٣ للذكور و١٦.٥ وانحراف معياري ٠.٨٧ للإناث. وأظهر تحليل البيانات الديموغرافية أن اللغة الانجليزية هي اللغة الأم لجميع أفراد عينة الدراسة وأن ٩٨٪ منهم ينتمون إلى الطبقة الاجتماعية المتوسطة. وقد أظهر اختبار كا٢ (χ^2) باستخدام طريقة ياتس للتصحيح Yates's Continuity Correction أن نسبة كل من الذكور والإناث لم تختلف بصورة دالة إحصائيا عبر العينتين العمانية والبريطانية $\chi 2$ (df = 1, N =860) = 0.006, p > 0.852, Phi effect size =.001

أدوات الدراسة

١. مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي: أعد بمبنوتي وكرابنيك (Bembenutty & Karabenick, 1998) مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي بحيث يتكون من ١٠ مواقف افتراضية تهدف إلى قياس ميول المفحوصين نحو تأجيل الإشباع الأكاديمي (ملحق ١). ويتكون كل موقف من بديلين (عبارتين)؛ البديل الأول غير أكاديمي ويقدم إشباعا فوريا، أما البديل الثاني فهو البديل الأكاديمي الذي يقدم إشباعا مؤجلا لكنه ذو أهمية وقيمة، وعلى المفحوص أن يختار بين أحد البديلين في كل موقف. وتعكس عبارات المقياس مدى من الخبرات الأكاديمية للطلاب مثل استخدام المكتبة والعلاقات مع الزملاء والمعلمين والتفاعل مع المقررات الدراسية. وقد تمت مزاوجة البدائل الأكاديمية مع بدائل غير أكاديمية في صورة أنشطة يمكن أن يصادفها طلاب المرحلتين الثانوية والجامعية (مثال: حضور مباراة لكرة القدم، مشاهدة فيلم في السينما أو الذهاب في رحلة، أو الخروج للتنزه مع الأصدقاء). ويجيب المفحوص على جميع مواقف المقياس من خلال تدريج مكون من أربعة اختيارات هي: **بالتأكيد سأختار "أ"، احتمال سأختار "أ"، احتمال سأختار "ب"، بالتأكيد سأختار "ب"** وتأخذ الاستجابات السابقة الدرجات (١، ٢، ٣، ٤) على الترتيب حيث يمكن أن تتراوح درجات المفحوصين على المقياس بين ١٠ و٤٠ درجة وتشير الدرجة المرتفعة إلى ارتفاع ميول المستجيب نحو تأجيل الإشباع الأكاديمي أو بمعنى أخر تفضيل بدائل الإشباع الأكاديمي المؤجل عن بدائل الإشباع الفوري.

ترجمة مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي: تم ترجمة مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1998) من اللغة الانجليزية إلى اللغة العربية باستخدام طريقة الترجمة المعكوسة (Maneersriwongul & Dixon, 2004). ووفقا لهذه الطريقة، قام ثلاثة من أعضاء هيئة التدريس المتخصصين في اللغة الانجليزية ممن لغتهم الأصلية هي اللغة العربية وبطريقة مستقلة عن بعضهم البعض بترجمة المقياس من اللغة الانجليزية إلى اللغة العربية. وتلي ذلك قيام ثلاثة أعضاء هيئة تدريس أخرين من المتخصصين في اللغة الانجليزية وممن لغتهم الأصلية هي اللغة العربية وبطريقة مستقلة عن بعضهم البعض بإعادة ترجمة المقياس من اللغة العربية إلى اللغة الانجليزية. واخيرا قام ثلاثة آخرون من أعضاء هيئة التدريس المتخصصين في اللغة الانجليزية وممن لغتهم الأصلية هي اللغة الانجليزية وبطريقة مستقلة عن بعضهم البعض بمقارنة الصورة الانجليزية الأصلية للمقياس بالصورة الانجليزية المترجمة حيث تم الحكم على مدى تطابق معاني العبارات في النسختين وذلك على تدريج من ١ إلى ٤ حيث تشير الدرجة ١ إلى أن معنى العبارة غير متطابق إطلاقا بين النسختين بينما تشير الدرجة ٤ إلى أن معنى العبارة متطابق تماما بين النسختين. وقد بلغت نسبة الاتفاق بين المحكمين على عبارات المقياس ٩٨٪ وهي نسبة مقبولة (Maneersriwongul & Dixon, 2004). وبالإضافة إلى حساب نسبة الاتفاق بين المحكمين، استخدم الباحثان معامل كرندوف الفا Krippendorff's Alpha للتحقق من ثبات تقيمات المحكمين Interrater Reliability حيث يتميز معامل كرندوف عن غيره من أساليب حساب الاتفاق بين المحكمين بأنه يمكن استخدامه مع أي عدد من المحكمين وأي عدد من الاختيارات على أي تدريج ومع أي مستوى من البيانات وسواء كانت البيانات مكتملة أم بها قيم مفقودة، كما يمكن استخدامه في حالة العينات الصغيرة والكبيرة على حد سواء. وتتراوح قيم معامل كرندوف الفا ما بين صفر و+١ حيث تشير القيمة صفر إلى عدم الاتفاق المطلق بين المحكمين بينما تشير القيمة +١ إلى الاتفاق التام بين المحكمين. وعلى الرغم من أنه لا توجد قيمة محددة متفق عليها للتأكد من الاتفاق أو الرفض بين المحكمين إلا أنه يمكن حساب حدود ثقة عند مستوى ٩٥٪ لقيمة معامل كروندوف الفا (Hayes & Krippendorff, 2007; Krippendorff, 2004). وفي الدراسة الحالية بلغت قيمة معامل كرندوف الفا ٠.٩٧ بحدود ثقة تتراوح بين ٠.٩٤ كحد أدني و٠.٩٩ كحد أعلى وذلك عند مستوى ٩٥٪ وهي قيمة تعبر عن مستوى مرتفع من الاتفاق بين المحكمين مما يؤشر على دقة ترجمة المقياس.

التحصيل الدراسي: تم قياس التحصيل الدراسي من خلال المعدل الفصلي الذي حصل عليه الطالب في جميع المواد الدراسية في نهاية الفصل الأول من العام الدراسي ٢٠١٤/ ٢٠١٥ حيث يدل المعدل المرتفع على مستوى مرتفع من التحصيل الدراسي.

إجراءات الدراسة

بعد الحصول على التسهيلات الإدارية اللازمة وبمعاونة مساعدي الباحثين وبعض المعلمين العاملين في المدارس المشاركة في الدراسة الحالية في سلطنة عمان؛ تم تطبيق الصورة العربية من مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1998) على طلاب المدارس العمانية وذلك أثناء الحصص الدراسية في بداية الفصل الأول للعام الدراسي ٢٠١٤/ ٢٠١٥، وبنفس الطريقة تم تطبيق النسخة الإنجليزية الأصلية من المقياس على طلاب المدارس البريطانية. وفي جميع مواقف التطبيق، تم توضيح الهدف من المقياس وشرح تعليماته وعرض مثال تدريبي يوضح كيفية الإجابة على عبارات المقياس، مع التأكيد على أن المشاركة طواعية وأن البيانات التي سيتم جمعها ستبقي سرية ولن تستخدم في غير أغراض البحث العلمي. وقد بدا واضحا أن عبارات النسخة الانجليزية الأصلية من المقياس وصورته العربية واضحة الصياغة وسليمة لغويا حيث لم يبد أي من المفحوصين أي صعوبة في فهم مضمون ومعنى العبارات. وقد استغرق عملية تطبيق النسخة الانجليزية الأصلية من المقياس أو صورته العربية في المتوسط قرابة ٢٠ دقيقة. وقد تم الحصول على المعدل الفصلي لأفراد عينة الدراسة في نهاية الفصل الأول للعام الدراسي ٢٠١٤/٢٠١٥ من واقع الملفات المدرسية أو ملفات المديريات التعليمية التي

تتبعها المدارس العمانية والبريطانية التي شاركت في الدراسة الحالية.

التحليل العاملي التوكيدي: تم في الدراسة الحالية استخدام التحليل العاملي التوكيدي من الدرجتين الأولي والثانية لفحص البني العاملية الأربع المحتملة لمقياس تأجيل الاشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1998)، حيث تم استخدام التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولي لفحص نماذج العامل الواحد، والعاملين المرتبطين، والعاملين غير المرتبطين، بينما تم استخدم التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية لفحص النموذج الهرمي. وقد تم استخدام العينة العمانية لتعديل النموذج النهائي، في حين تم استخدام العينة البريطانية للتحقق من صدق النموذج النهائي عبر العينات Sample Cross-Validation وذلك حتى نتجنب أن يكون النموذج النهائي متأثرا بخصائص عينة واحدة هي العينة العمانية وهو ما يعرف بمشكلة تأثر البنية العاملية بخصائص العينة Capitalization on Chance (MacCallum, Roznowski, & Necowitz, 1992).

وتم إجراء التحليل العاملي التوكيدي لكل نموذج من النماذج الأربعة باستخدام طريقة الاحتمالية القصوى Maximum Likelihood لتحليل مصفوفات التباينات والتباينات المشتركة للبيانات Variance-Covariance Matrixesوتم الحكم على مدى مطابقة النموذج للبيانات في ضوء عدد من المؤشرات الإحصائية المطلقة Absolute Fit Indices والنسبية (التزايدية) Incremental Fit Indices والتي تم اختيارها إما لأنها أقل اعتمادا على حجم العينة أو أقل تأثرا بتعقد النموذج أو كليهما معا (Byrne, 2010). ويوضح الجدول ١ هذه المؤشرات وأسباب اختيارها وحدود قيمها المقبولة. والمؤشرات الإحصائية المطلقة تعمل على التحقق من مطابقة النموذج المقترح لبيانات الدراسة دون مقارنته بأي نموذج أساسي، أما المؤشرات الإحصائية النسبية (التزايدية) فتعمل على التحقق من مطابقة النموذج المقترح لبيانات الدراسة من خلال مقارنته بالنموذج الأساسي وذلك عن طريق مقارنة قيمة مربع كاي للنموذج المقترح مع قيمة مربع كاي للنموذج الأساسي في ضوء الفرق في درجات الحرية بين النموذجين (Hoyle, 2011; Hancock & Mueller, 2006; Blunch, 2008). والنموذج الأساسي Baseline Model هو نموذج صفري Null Model؛ لأن قيم التباينات والتباينات المشتركة بين المتغيرات الكامنة في النموذج تساوي صفر، ومن ثم فالنموذج الأساسي أو الصفري يفترض أن الأبعاد المكونة للمتغير كامن غير مترابطة أو مستقلة عن بعضها البعض (Blunch, 2008, Kline, 2010).

جدول ١

المؤشرات الإحصائية المستخدمة في الحكم على مطابقة نماذج التحليل العاملي التوكيدي للبيانات

مؤشرات المطابقة	سبب اختيار المؤشر [١]	القيم المقبولة
أولا: مؤشرات المطابقة المطلقة		
١. اختبار مربع كاى النسبى χ^2/df	أقل اعتمادا على حجم العينة	بين ١ و٣
٢. الجذر التربيعى لمتوسط مربعات خطأ التقارب (RMSEA)	أقل اعتمادا على حجم العينة وأقل تأثرا بتعقد النموذج	≤ ٠.٠٦
٣. الجذر التربيعى لمتوسطات مربعات البواقي المعيارية (SRMR)	لا يتأثر بتعقد النموذج	≤ ٠,٠٨
ثانيا: مؤشرات المطابقة النسبية (التزايدية)		
١. مؤشر المطابقة المقارن (CFI)	لا يتأثر بحجم العينة	≤ ٠.٩٥
٢. مؤشر المطابقة غير المعيارية (NNFI)	لا يتأثر بتعقد النموذج	≤ ٠.٩٥

[١] ملاحظة: سبب الاختيار وحدود القيم المقبولة لكل مؤشر (انظر Byrne, 2010; Blunch 2008; Hancock & Mueller, 2006; Hu, & Bentler, 1998)

تكافؤ البنية العاملية

قام الباحثان مسبقا بوضع إطار إحصائي ينظم تحليل تكافؤ القياس لاستبيان تأجيل الإشباع الأكاديمي باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات Multigroup Confirmatory Factor Analysis وذلك وفقا لما سوف تسفر عنه نتائج التحليل العاملي التوكيدي للنماذج الأربعة المتنافسة. فإذا ما أظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي للنماذج المتنافسة أن أحد النماذج قد حقق تطابقا مع بيانات العينتين العمانية والبريطانية بصورة دالة إحصائيا أفضل من باقي النماذج المقترحة فحينئذ سوف يصبح من الممكن إجراء تحليل تكافؤ

القياس لهذا النموذج بهدف التحقق من تكافؤ استبيان تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر العينتين العمانية والبريطانية. أما إذا اختلف النموذج المطابق لبيانات العينة العمانية عن النموذج المطابق لبيانات العينة البريطانية فحينئذ لن يمكننا إجراء تحليل تكافؤ القياس وبالتالي لن نستطيع التحقق من تكافؤ استبيان تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر العينتين العمانية والبريطانية وسيتحول اهتمامنا إلى معرفة أسباب وأوجه اختلاف النماذج عبر العينتين.

ويهدف التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات في الدراسة الحالية إلى فحص تكافؤ البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر العينتين العمانية والبريطانية حيث يتم فحص تكافؤ قيم أربعة أنواع من البارامترات (المعلمات): (١) تشبعات العبارات على أبعاد المقاييس Factor Loadings، (٢) ثوابت العبارات Item Intercepts، (٣) المتوسطات الكامنة للعبارات وذلك من خلال ثلاثة مستويات من التكافؤ تزداد تباعا في مقدار القيود الإحصائية المفروضة على النموذج المختبر وهذه المستويات الثلاثة هي على الترتيب: (١) التكافؤ القياسي Metric Invariance، (٢) التكافؤ التدريجي Scalar Invariance (٣) تكافؤ المتوسطات الكامنة Latent Means Invariance. هذا بالإضافة إلى مستوى أساسي من التكافؤ يطلق عليه التكافؤ البنائي Configural Invariance. وفيما يأتي شرح لكل مستوى من هذه المستويات (Abd-El-Fattah, 2013; Blunch, 2008; Byrne, 2010; Hancock & Mueller, 2006; Kline, 2010; Steenkamp, & Baumgartner, 1998).

التكافؤ البنائي Configural Invariance: يتم في التكافؤ البنائي اختبار نموذج واحد بشكل متزامن في العينتين العمانية والبريطانية لبيان مدى مطابقة هذا النموذج لبيانات كلتا العينتين، ويطلق عليه النموذج غير المقيد Unconstrained Model لأنه يتم تقدير قيم جميع بارامترات (معلمات) النموذج بحرية دون قيود ويسمح باختلاف هذه القيم بين العينتين، كما يطلق عليه أيضا النموذج الأساسي Baseline Model أو النموذج المرجعي Reference Model لأنه يتم مقارنة نموذج التكافؤ القياسي ونموذج التكافؤ التدريجي ونموذج المتوسطات الكامنة بهذا النموذج.

التكافؤ القياسي Metric Invariance: يتم في التكافؤ القياسي تصميم نموذج مقيد Constrained Model يتم من خلاله تثبيت قيم تشبعات العبارات على البعد أو الأبعاد المكونة للنموذج. وكذلك تثبيت قيم التباينات المشتركة (الارتباطات) بين هذه الأبعاد - إن وجدت - ولا يسمح باختلافها بين العينتين العمانية والبريطانية. حيث يتم التحقق من تكافؤ قيم هذه البارامترات (المعلمات) من خلال مقارنتها بنظيراتها في النموذج الأساسي غير المقيد. فإذا ما أظهرت نتائج التكافؤ القياسي عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين النموذج المقيد والنموذج الأساسي غير المقيد فإن هذا يعني أن المفحوصين في العينتين العمانية والبريطانية يفهمون معاني العبارات على نحو متكافئ. أما لو أظهرت نتائج التكافؤ القياسي وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين النموذج المقيد والنموذج الأساسي غير المقيد فإن هذا قد يعني أن عبارة أو أكثر من عبارات المقياس قد تكون مهمة لبعد ما من أبعاد المقياس في عينة أكثر من عينة أخرى. ولكي يتمكن الباحثان من معرفة أي العبارات تختلف عبر العينتين العمانية والبريطانية فإن عليه أن يحرر تشبع عبارة واحدة فقط في النموذج المقيد في كل مرة ومن ثم يقارن بين النموذج الأساسي غير المقيد والنموذج المقيد حتى يتم التعرف على العبارة أو العبارات غير المتكافئة عبر العينتين العمانية والبريطانية وعندئذ يصل الباحثان إلى نموذج ذو تكافؤ قياسي جزئي يضم فقط العبارات التي تم التحقق من تكافؤها عبر العينتين.

التكافؤ التدريجي Scalar Invariance: يتم في التكافؤ التدريجي تصميم نموذج مقيد Constrained Model يتم من خلاله تثبيت قيم ثوابت العبارات على البعد أو الأبعاد المكونة للنموذج والتي أظهرت تكافؤا عبر العينتين العمانية والبريطانية في التكافؤ القياسي ولا يسمح باختلاف هذه الثوابت بين العينتين، حيث يتم التحقق من تكافؤ قيم هذه البارامترات (المعلمات) ويقصد بها الثوابت من خلال مقارنتها بنظيراتها في النموذج الأساسي غير المقيد. ويهدف تحليل التكافؤ

التدريجي إلى التحقق مما إذا كان أفراد العينتين العمانية والبريطانية يستخدمون تدريج الإجابة بصورة متشابهة. فعلى سبيل المثال، إذا كان لدى أحد الطلاب العمانيين وأحد الطلاب البريطانيين نفس المستوى من المتغير الكامن (تأجيل الإشباع الأكاديمي) فإنه يتوقع أن يختارا نفس الإجابة على أحد عبارات مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي طالما أن هذه العبارة تمثل المتغير الكامن (تأجيل الإشباع الأكاديمي) وطالما أن العبارة متكافئة عبر العينتين. وإذا لم تدعم نتائج التحليل وجود تكافؤ تدريجي لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر العينتين العمانية والبريطانية فإنه يمكن البحث عن مصدر عدم التكافؤ من خلال استخدام نفس الاستراتيجية التي سبق وأن تم استخدامها في حالة وجود تكافؤ قياسي جزئي.

تكافؤ المتوسطات الكامنة Latent Means Invariance: يشترط لكي يمكن اختبار تكافؤ المتوسطات الكامنة عبر العينتين العمانية والبريطانية أن يكون النموذج العاملي قد حقق تكافؤا قياسيا وتدريجيا عبر هاتين العينتين. وتؤكد بايرن (Byrne, 2010) أن تكافؤ المتوسطات الكامنة لا يزال يمكن اختباره حتى لو حقق النموذج العاملي تكافؤا قياسيا أو تدريجا بصورة جزئية عبر المجموعات المقارنة استنادا إلى افتراض مؤداه أن المتوسطات الكامنة لن تتأثر كثيرا باختلاف قيم بعض البارامترات (المعلمات) عبر مجموعات المقارنة. ويفضل استخدام مدخل مقارنة المتوسطات الكامنة عبر العينات بدلا من مدخل مقارنة المتوسطات الملاحظة التي عادة ما يتم اختبارها بواسطة أساليب إحصائية مثل اختبار (ت) أو تحليل التباين وذلك لأن اختبار (ت) وتحليل التباين لا يمكنهما عزل أثر خطأ القياس من المتغير التابع بينما يمكن ذلك من خلال مدخل مقارنة المتوسطات المقارنة وعليه فإن مدخل مقارنة المتوسطات الكامنة يعتبر أكثر قوة من الأساليب الإحصائية التقليدية التي تستخدم في مقارنة المتوسطات الملاحظة (Thompson & Green, 2006).

مؤشرات تكافؤ البنية العاملية

ينظر الإحصائيون إلى النموذج المقيد والنموذج الأساسي غير المقيد على أنهما نموذجان متداخلان Nested Models – بمعنى أنه يسهل الوصول من أحدهما إلى الأخر من خلال تقييد أو تحرير بعض البارامترات (المعلمات) - ومن ثم يري الإحصائيون أنه يمكن استخدام الفرق في مربع كاي والفرق في درجات الحرية ($\Delta\chi^2$, Δdf) للتحقق من دلالة الفروق بين هذين النموذجين (Blunch 2008; Brown, 2006; Byrne, 2010). فإذا كانت قيمة الفروق في مربع كاي نسبة إلى الفرق في درجات الحرية بين النموذجين غير دالة إحصائيا كان هذا دليلا تكافؤ النموذج المقيد عبر المجموعات المقارنة (مثلا العينة العمانية والعينة البريطانية). أما إذا كانت قيمة الفروق في مربع كاي نسبة إلى الفرق في درجات الحرية بين النموذجين دالة إحصائيا كان ذلك دليلا على عدم تكافؤ النموذج المقيد عبر المجموعات المقارنة وعلى الباحث حينئذ أن يتخذ خطوات تالية للكشف عن مصدر عدم التكافؤ وذلك من خلال تحرير القيد عن بارامتر واحد (عبارة مثلا) في كل مرة ومقارنة النموذجين حتى يتم التعرف على البارامتر أو البارامترات (المعلمات) غير المتكافئة بين المجموعات المقارنة.

وبالإضافة إلى مستوى دلالة الفرق في مربع كاي ودرجات الحرية فإنه يمكن استخدام الفرق في مؤشر المطابقة المقارن ΔCFI بين النموذج المقيد والنموذج الأساسي غير المقيد للتحقق من تكافؤ النموذج المقيد عبر المجموعات المقارنة (مثلا العينة العمانية والعينة البريطانية).. فإذا كان الفرق في قيمة الفرق في مؤشر المطابقة المقارن (ΔCFI) $\leq$ ٠.٠١ كان هذا دليلا على تكافؤ النموذج المقيد عبر المجموعات المقارنة، أما إذا كانت قيمة الفرق في مؤشر المطابقة المقارن ΔCFI $>$ ٠.٠١ كان هذا دليلا على عدم تكافؤ النموذج المقيد عبر المجموعات المقارنة وأن على الباحث أن يتخذ خطوات تالية للكشف عن مصدر عدم التكافؤ. وتجدر الاشارة إلى أنه من المحتمل أن تتعارض قيم الفروق في مربع كاي ودرجات الحرية ($\Delta\chi^2$, Δdf) بين النموذج المقيد والنموذج

الأساسي غير المقيد مع الفروق في مؤشر المطابقة المقارن (ΔCFI) بين نفس النموذجين. وعلى الرغم من أن بايرن (Byrne, 2010) توضح أن القرار راجع للباحث ذاته للأخذ بأي من المؤشرين في حالة تعارضهما, فقد توصلا شوينج ورينزفولد (Cheung & Rensvold, 2002) في دراستهما لـ ٢٠ مؤشرا للمطابقة أن اختبار الفروق في مربع كاي ودرجات الحرية مثله مثل اختبار مربع كاي يكون حساسا لحجم العينة ودرجة تعقد النموذج وهو ما يقلل من أهمية الاعتماد عليه في التحقق من تكافؤ النموذج المقيد بين المجموعات المقارنة وأن مؤشر الفروق في مؤشر المطابقة المقارن (ΔCFI) كان الأفضل بين كافة مؤشرات التكافؤ التي راجعتها الدراسة. وقد وصف وي ولي وزمبو (Wu, Li, and Zumbo 2007) نتائج دراسة شوينج ورينزفولد بأنها تحظي بالمصداقية ولها مبرراتها النظرية والعملية.

نتائج الدراسة

التحليلات الإحصائية الوصفية

تم إجراء بعض التحليلات الأولية باستخدام برنامج SPSS 22.0 بهدف التعرف على الخصائص الإحصائية لبيانات مقياس تأجيل الاشباع الأكاديمي حيث أن اختيار الطريقة المناسبة لتحليل مصفوفة التباينات والتباينات المشتركة في التحليل العاملي التوكيدي يعتمد على الخصائص الإحصائية للبيانات (Byrne, 2010; Kline, 2010). وشملت التحليلات الأولية التحقق من وجود قيم متطرفة متعددة المتغيرات Multivariate Outliers ووجود حالة من التطابق والارتباط الشديد بين بيانات بعض العبارات Multicollinearity، وكذلك اعتدالية توزيع البيانات (Brown, 2006). وأظهرت نتائج التحليلات الأولية باستخدام اختبار 'Mahalanobis Distance (MD) أنه لا توجد قيم متطرفة متعددة المتغيرات حيث كانت قيمة كا٢ (χ^2) لكل قيمة من قيم البيانات غير دالة إحصائيا عند مستوى٠.٠٥ وكذلك بلغت قيمة عامل تضخم التباين Variance Inflation Factor وقيمة عامل التحمل Tolerance Factor ٢.٢١ و٠.٧٦ على الترتيب وهو ما يشير إلى عدم وجود تطابق أو ارتباط شديد بين العبارات. فقيمة عامل تضخم التباين التي تقل عن ١٠ (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1995) وقيمة عامل التحمل التي تزيد عن ٠.١٠ (Tabachnick & Fidell, 2001). تؤشر على عدم وجود وجود تطابق أو ارتباط شديد بين المتغيرات. وتم حساب معاملي التواء وتفلطح البيانات على مستويين هما: أحادي المتغير Univariate ومتعدد المتغيرات Multivariate وذلك لأن بعض الباحثين يرون - ومنهم Kline (2010) وByrne (2010) - أن البيانات ربما تبدو غير ملتوية أو غير مفلطحة عند فحصها على مستوى أحادي المتغير بينما قد تظهر نفس البيانات مؤشرات التواء أو تفلطح عند فحصها على المستوى متعدد المتغيرات. ويؤكد دي كارلو DeCarlo (1997) أن قيم الالتواء والتفلطح أحادي المتغير التي لا تزيد عن ٢ و٧ على الترتيب تشير إلى أن البيانات تحظي بتوزيع اعتدالي. وفي البيانات الحالية لم تتعد أي من قيم الالتواء والتفلطح أحادي المتغير القيم الإرشادية التي وصفها DeCarlo حيث أن قيم معاملي التواء والتفلطح للبيانات كانت قريبة من الصفر مما يؤكد على اعتدالية توزيع هذه البيانات. أما بالنسبة لقيم معاملي التواء وتفلطح البيانات في المستوى متعدد المتغيرات فيؤكد DeCarlo على أن هذه القيم ما لم تتعدي ٣ فهي تشير إلى اعتدالية توزيع البيانات (Kline, 2010). وقد بلغت قيمة مؤشر اعتدالية التوزيع متعدد المتغيرات ٢.٢٠ مما يؤكد أن البيانات تحظي بتوزيع اعتدالي. وفي ضوء نتائج التحليلات الأولية والتي أظهرت اعتدالية توزيع البيانات فقد تم إجراء التحليل العاملي التوكيدي باستخدام طريقة الاحتمالية القصوى Maximum Likelihood لتحليل مصفوفات التباينات والتباينات المشتركة للبيانات Variance-Covariance Matrix باستخدام برنامج AMOS 22.0 (Arbuckle, 2015).

السؤال الأول

ينص السؤال الأول على: ما البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي التي تتطابق مع بيانات العينتين العمانية والبريطانية؟ وللإجابة عن هذا السؤال تم اختبار أربعة نماذج عاملية تمثل اربع بني عاملية محتملة لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1998) في العينتين العمانية والبريطانية

وهذه النماذج هي نموذج العامل الواحد، ونموذج العاملين المرتبطين، ونموذج العاملين غير المرتبطين (المستقلين)، والنموذج الهرمي. وأظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي الموضحة في جدول ٣ أن قيم المؤشرات

جدول ٢

الإحصائيات الوصفية لعبارات مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر جنس المفحوصين في كل من العينتين العمانية والبريطانية

العبارات	الجنس	المتوسط الحسابي[1]	الانحراف المعياري	الالتواء	التفلطح	معامل التمييز
العينة العمانية (الفا كرونباخ = ٠.٨٣)						
العبارة ١	ذكور	٢.٦٢	٠,٣٦	٠,٣٧-	١.٢٦	٠.٧٠
	اناث	٢.٥١	٠,٢٧	٠,٣٠	١.١٢	٠.٧٦
العبارة ٢	ذكور	٣.١٥	٠,١٦	٠,٤٧	١.٥٥	٠,٦٨
	اناث	٢.٩٣	٠,٢٢	٠,٥٥	١.٦٨	٠,٦٢
العبارة ٣	ذكور	٢.٧٥	٠,٥٩	٠,٣٤	٠,٧٧-	٠,٧٢
	اناث	٢.٦٣	٠,٦٧	٠,٤٥	٠,٥٤	٠,٧٨
العبارة ٤	ذكور	٢.٨١	٠,٤١	٠,٥٠	١.١٠	٠,٦٢
	اناث	٢.٤٥	٠,٣٤	٠,٤٤-	٠.٩٧-	٠,٥٦
العبارة ٥	ذكور	٢.٥٠	٠,٧٨	١.٢٣	٠,٧٦	٠,٥٦
	اناث	٢.٦٢	٠,٧٣	١.٣٠	٠,٧٠-	٠,٥١
العبارة ٦	ذكور	٣.٣٠	٠,٣٩	٠,٥٦	١.٤١	٠,٦٢
	اناث	٣.٤٥	٠,٣٢	٠,٦٦	١.٢٢	٠,٥٦
العبارة ٧	ذكور	٢.٢٢	٠,٤٧	١.٣٧	١.٢٢	٠,٦٣
	اناث	٢.٣٦	٠,٤٢	١.٤٤	١.٠٤-	٠,٦٠
العبارة ٨	ذكور	٢.٦٨	٠,٥٥	٠,٢٩	٠,٧٥	٠,٧٠
	اناث	٢.٨٩	٠ ,٤٦	٠,٢٢	٠,٨٠	٠,٦٤
العبارة ٩	ذكور	٣.١١	٠,٣٧	٠,٤١-	٠,٧٠	٠,٧٣
	اناث	٣.٣٥	٠,٢٤	٠,٣٥-	٠,٧٣	٠,٦٥
العبارة ١٠	ذكور	٢.٩٠	٠,٣١	٠,٥٥	١.١٥	٠,٥٥
	اناث	٢.٦٧	٠,٤٠	٠,٦٧	١.٣١	٠,٦٢
العينة البريطانية (الفا كرونباخ = ٠.٨٦)						
العبارة ١	ذكور	٢.٣٩	٠,٣٩	٠,٤٥	٠,٦٩	٠,٧٤
	اناث	٢.١٩	٠,٣١	٠,٣٩-	٠,٧٥	٠,٧٣
العبارة ٢	ذكور	٢.٦٤	٠,٢٣	١.٣٠	١.٢٣	٠,٦٥
	اناث	٢.٤٦	٠,٣٠	١.٢٥	١.٣٠	٠,٦٠
العبارة ٣	ذكور	٢.٣٣	٠,٦٤	٠,٦٠	٠,٨٥-	٠,٧٦
	اناث	٢.٥٢	٠,٥٧	٠,٥٣	٠,٩٣-	٠,٧٧
العبارة ٤	ذكور	٣.٣٦	٠,٦٦	١.٢٩	١,٤٠	٠,٦٦
	اناث	٣.٢٠	٠,٧٢	١.٢٣	١,٥٣	٠,٥٨
العبارة ٥	ذكور	٢.٥٩	٠,٣٠	٠,٥٢	٠,٥٥	٠,٥٩
	اناث	٢.٣٠	٠,٤٩	٠,٤٥	٠,٤٦	٠,٥١
العبارة ٦	ذكور	٢.٩٩	٠,٦٠	٠,٣٩	١.١٠	٠,٦٣
	اناث	٣.١٨	٠,٤٨	٠,٣٣	١.٢٢	٠,٦٩
العبارة ٧	ذكور	٣.١٤	٠,٦٥	١.٣٠	١.٥٣	٠,٦٦
	اناث	٣.٤٥	٠,٦٠	١.٣٨	١.٣٧	٠,٦٠
العبارة ٨	ذكور	٣.١١	٠,٧٦	٠,٢٤	٠,٦٤	٠,٧٧
	اناث	٣.٣٨	٠,٧٣	٠,٢٩	٠,٥٧	٠,٧١
العبارة ٩	ذكور	٢.٧٥	٠,٦٦	١.١٩	١.٥٢	٠,٦٨
	اناث	٢.٥٨	٠,٥٢	١.٢٦	١.٤٠	٠,٧٦
العبارة ١٠	ذكور	٢.٦٣	٠,٤٦	٠,٤٤	٠,٩٨	٠,٦٧
	اناث	٢.٤١	٠,٣٤	٠,٥٣	٠,٩٢	٠,٥٨

[1] ملاحظة: المتوسط الحسابي محسوبا من ٤

الإحصائية لنموذج العامل الواحد تقع في مدى القيم المقبولة بالنسبة للعينتين العمانية والبريطانية (أنظر جدول ١) في حين أن قيم المؤشرات الإحصائية للنماذج الثلاثة الباقية كانت خارج إطار القيم المقبولة. وتشير هذه النتائج إلى أن نموذج العامل الواحد والذي يفترض أن جميع العبارات تتشبع على عامل واحد عام هو تأجيل الإشباع الأكاديمي قد حقق أفضل تطابق مع بيانات العينتين العمانية والبريطانية مقارنة بباقي النماذج العاملية التي تم اختبارها. وتدعم هذه النتائج أحادية البنية العاملية Unidimensionality لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي ومن ثم فقد تم استخدام هذا النموذج أحادي البنية العاملية في التحليلات الإحصائية المبينة في جدول ٣.

ويعرض جدول ٤ قيم تشبعات عبارات المقياس على عامل تأجيل الإشباع الأكاديمي في العينتين العمانية والبريطانية والقيمة الحرجة المرتبطة بكل تشبع. وتشير القيمة الحرجة إلى إحصائية لها توزيع قيمة Z ومن ثم تكون دالة عند مستوى ٠.٠٥ إذا كانت قيمتها أكبر من ١.٩٦ وهي تساوي حصل قسمة بيتا غير المعيارية على الخطأ المعياري لتشبع العبارة على العامل (Byrne, 2010, Kline, 2010). ونلاحظ أن قيم التشبعات تراوحت ما بين ٠.٥٣ و٠.٨٢في العينة العمانية، وما بين ٠.٥٥ و٠.٨٨في العينة البريطانية وأن جميع قيم التشبعات في العينتين كانت دالة إحصائيا حيث كانت جميع القيم الحرجة اعلى من ١.٩٦ لكل التشبعات.

جدول ٣

مؤشرات حسن المطابقة لأربعة نماذج عاملية تمثل أربع بني عاملية محتملة لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر العينتين العمانية والبريطانية

النموذج	الدولة	χ^2	df	χ^2 /df	SRMR	RMSEA	CFI	NNFI
نموذج العامل الواحد	عمان	٦٣.٦٩	٣٥	١.٨١	٠.٠٤	٠.٠٤	٠.٩٧	٠.٩٨
	بريطانيا	٥٧.٢٤	٣٥	١.٦٣	٠.٠٤	٠.٠٣	٠.٩٧	٠.٩٨
نموذج العاملين المرتبطين	عمان	١١٤.٨٨	٣٤	٣.٣٧	٠.٠٩	٠.١٥	٠.٨٨	٠.٨٧
	بريطانيا	١٢٢.٨٢	٣٤	٣.٦١	٠.١٠	٠.١٤	٠.٨٩	٠.٨٩
نموذج العاملين غير	عمان	١٤٥.٦	٣٥	٤.١٥	٠.١٦	٠.٢٢	٠.٧٧	٠.٨١
المرتبطين	بريطانيا	١٣١.٧٣	٣٥	٣.٧٦	٠.١٧	٠.١٩	٠.٧٥	٠.٨٢
النموذج الهرمي	عمان	١٤٥.٣٦	٣٤	٤.٢٧	٠.١٤	٠.١٤	٠.٧٥	٠.٨٠
	بريطانيا	١٣١.٧٣	٣٤	٣.٨٧	٠.١٦	٠.١٣	٠.٧٥	٠.٧٩

ملاحظة: ن = ٤٥٠ للعينة العمانية و٤١٠ للعينة البريطانية

جدول ٤

تشبع عبارات مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي على عامل واحد والقيمة الحرجة لكل تشبع في العينتين العمانية والبريطانية

	العينة العمانية		العينة البريطانية	
العبارات	قيم التشبعات	القيمة الحرجة	قيم التشبعات	القيمة الحرجة
العبارة ١	٠.٦٨	٧.٥٠	٠.٦٧	
العبارة ٢	٠.٧٣	٦.٤٢	٠.٧٤	٨.٥٢
العبارة ٣	٠.٧٥	٩.١٠	٠.٧٧	٤.٦٢
العبارة ٤	٠.٥٦	٨.٣٥	٠.٥٤	٦.٦٦
العبارة ٥	٠.٨٢	٧.٣٢	٠.٨٠	١٠.٥٠
العبارة ٦	٠.٦٥	١٠.٢٢	٠.٦٤	٥.١٠
العبارة ٧	٠.٦٢	٦.٦٦	٠.٦٠	٥.٢٩
العبارة ٨	٠.٥٩	٧.١١	٠.٥٧	٧.٧٠
العبارة ٩	٠.٦٩	٥.٣٩	٠.٦٥	٦.٦٦
العبارة ١٠	٠.٥٣	٤.٣٥	٠.٥٥	٧.١٠

ملاحظة: ن = ٤٥٠ للعينة العمانية و٤١٠ للعينة البريطانية

السؤال الثاني ينص السؤال الثاني على: هل تتكافأ البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي لنفس جنس المفحوصين عبر كل من العينتين العمانية والبريطانية (ذكور عمانيون في مقابل ذكور بريطانيون) و(إناث عمانيات في مقابل إناث بريطانيات)؟

للإجابة عن هذا السؤال تم التحقق من تكافؤ نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1998) من خلال مقارنة النموذج بين نفس جنس المفحوصين عبر العينتين العمانية والبريطانية (مقارنة الذكور العمانيين بالذكور البريطانيين ومقارنة الإناث العمانيات بالإناث البريطانيات). وبهذه المقارنة يكون قد تم تحييد أثر جنس المفحوصين في أي فروق في بنية النموذج قد تنتج بين العينتين العمانية والبريطانية نتيجة اختلاف العامل الثقافي. وفيما يأتي عرض لنتائج أربعة أنواع من التكافؤ: (أعتقد ٣ وليس ٤).

التكافؤ البنائي: اظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات والموضحة في جدول ٥ أن النموذج العاملي الأحادي لتأجيل الإشباع الأكاديمي قد تطابق مع بيانات الدراسة عند مقارنته بين نفس جنس المفحوصين عبر العينتين العمانية والبريطانية (مقارنة الذكور العمانيين بالذكور البريطانيين ومقارنة الإناث العمانيات بالإناث البريطانيات).

التكافؤ القياسي: تم تقييد تشبعات العبارات على العامل الواحد في النموذج العاملي الأحادي لتأجيل الإشباع الأكاديمي لتكون متكافئة بين نفس جنس المفحوصين في العينتين العمانية والبريطانية (مقارنة الذكور العمانيين بالذكور البريطانيين ومقارنة الإناث العمانيات بالإناث البريطانيات) حيث أظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات والموضحة في جدول ٥ أن الفرق في قيمة كا٢($\Delta\chi2$) بين النموذج المقيد والنموذج الأساسي غير المقيد غير دال إحصائيا وأن الفرق في قيمة مؤشر المطابقة المقارن ΔCFI < ٠.٠١ وتشير هذه النتيجة إلى أن تشبعات العبارات على العامل الواحد في النموذج العاملي الأحادي لتأجيل الإشباع الأكاديمي كانت متكافئة بين نفس جنس المفحوصين عبر العينتين العمانية والبريطانية (مقارنة الذكور العمانيين بالذكور البريطانيين ومقارنة بين الإناث العمانيات والبريطانيات).

التكافؤ التدريجي: تم تقييد ثوابت العبارات على العامل الواحد في النموذج العاملي الأحادي لتأجيل الإشباع الأكاديمي لتكون متكافئة بين نفس جنس المفحوصين في العينتين العمانية والبريطانية (مقارنة الذكور العمانيين بالذكور البريطانيين ومقارنة الإناث العمانيات بالإناث البريطانيات) حيث أظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات والموضحة في جدول ٥ أن الفرق في قيمة كا٢ ($\Delta\chi2$) بين النموذج المقيد والنموذج غير الأساسي غير المقيد كان غير دال إحصائيا وأن الفرق في قيمة مؤشر المطابقة المقارن ΔCFI < ٠.٠١ وتشير هذه النتيجة إلى أن ثوابت العبارات على العامل الواحد في النموذج العاملي الأحادي لتأجيل الإشباع الأكاديمي كانت متكافئة لنفس جنس المفحوصين عبر العينتين العمانية والبريطانية (مقارنة الذكور العمانيين بالذكور البريطانيين ومقارنة بين الإناث العمانيات والبريطانيات).

جدول ٥

نتائج التكافؤ البنائي والقياسي والتدريجي للنموذج تأجيل الإشباع الأكاديمي للذكور والاناث في العينتين العمانية والبريطانية

النموذج	الجنس	X2	df	$\Delta\chi2$	Δdf	CFI	ΔCFI	RMSEA	SRMR	NNFI
التكافؤ البنائي١	ذكور	١١٠.٥٤	٧٠	–	–	٠.٩٧٧	–	٠.٠٤	٠.٠٦	٠.٩٧
	إناث	١٠٤.٢٣	٧٠		–	٠.٩٧٦	–	٠.٠٣	٠.٠٥	٠.٩٧
التكافؤ القياسي٢	ذكور	١١٦.٣٩	٧٩	+١٥.٨٥	٩	٠.٩٦٩	٠.٠٠٨	٠.٠٤	٠.٠٥	٠.٩٧
	إناث	١١٨.٩١	٧٩	+١٤.٦٨	٩	٠.٩٧١	٠.٠٠٥	٠.٠٣	٠.٠٤	٠.٩٨
التكافؤ التدريجي٣	ذكور	١٢٧.٤٨	٨٨	+٢٦.٩٤	١٨	٠.٩٧٠	٠.٠٠٧	٠.٠٤	٠.٠٦	٠.٩٨
	إناث	١٢٨.٧٠	٨٨	+٢٤.٤٧	١٨	٠.٩٧٢	٠.٠٠٤	٠.٠٣	٠.٠٥	٠.٩٦

ملاحظة: ن = ٤٥٠ للعينة العمانية (٢٣٥ ذكور و ٢١ إناث) و ٤١٠ (٢١٥ ذكور و ١٥ إناث) للعينة البريطانية, + مستوى دلالة أكبر من من ٠.٠٥

١ لا توجد أي قيود مفروضة على النموذج؛ ٢ تثبيت قيم تشبعات جميع العبارات على النموذج؛ ٣ تثبيت قيم ثوابت جميع العبارات على النموذج.

السؤال الثالث: هل تتكافأ البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر جنس المفحوصين في العينتين العمانية (ذكور عمانيون في مقابل إناث عمانيات) والبريطانية (ذكور بريطانيون في مقابل إناث بريطانيات)؟

وللإجابة عن هذا السؤال تم مقارنة نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1998) بين جنس المفحوصين داخل العينتين العمانية والبريطانية كل على حدة (مقارنة الذكور العمانيين بالإناث العمانيات ومقارنة الذكور البريطانيين بالإناث البريطانيات) وبهذه المقارنة يكون قد تم تحييد أثر اختلاف الثقافة في أي فروق في بنية النموذج قد تنتج بين العينتين العمانية والبريطانية بفعل عامل جنس الطلاب. وفيما يلي عرض لنتائج أربعة أنواع من التكافؤ لكل من العينتين العمانية والبريطانية كل على حدة:

أولا: العينة العمانية

التكافؤ البنائي: أظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات والموضحة في جدول٦ أن نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي قد تطابق مع بيانات الدراسة عند مقارنته عبر جنس المفحوصين في العينة العمانية (مقارنة الذكور العمانيون بالإناث العمانيات).

التكافؤ القياسي: تم تقييد تشبعات العبارات على نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي لتكون متكافئة بين الذكور والإناث في العينة العمانية (مقارنة الذكور العمانيون بالإناث العمانيات). ولكن نتائج التحليل الموضحة في جدول ٦ أظهرت أن الفرق في قيمة كا^{٢} ($\Delta\chi^2$) بين النموذج المقيد والنموذج الأساسي غير المقيد كان دال إحصائيا (p <.05) وكذلك كان الفرق في قيمة مؤشر المطابقة المقارن ΔCFI > ٠.٠١. وتشير هذه النتيجة إلى أن تشبعات العبارات على نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي كانت غير متكافئة بين الذكور والإناث في العينة العمانية. وبهدف التعرف على مصدر عدم التكافئ (العبارة أو العبارات التي يمكن أن تختلف بين الذكور والاناث في العينة العمانية)، فقد قام الباحثان بتحرير القيد عن تشبع عبارة واحدة في كل مرة ومقارنة النموذج المقيد والنموذج الأساسي غير المقيد مستخدمين الفروق في قيمة كا^{٢} ($\Delta\chi^2$) والفروق في درجات الحرية وكذلك الفروق في مؤشر المطابقة المقارن ΔCFI بين النموذجين. ويلاحظ أن أي عبارة يثبت من خلال التحليل الإحصائي أن تشبعها متكافئ بين الذكور والإناث في العينة العمانية تترك مقيدة ويتم فحص تشبع العبارة التالية.

وقد أظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات والموضحة في جدول ٦ أن العبارة رقم ٦ ((أ) التغيب عن هذه الحصة الدراسية عندما يكون الطقس لطيفا وتحاول الحصول على الملاحظات المدونة من زميلك فيما بعد، أو (ب) حضور الحصة الدراسية للتأكد أن شيء لم يفوتك حتى وإن كان الطقس لطيفا في الخارج) كانت غير متكافئة بين الذكور (تشبع العبارة = ٠.٧٠) والإناث (تشبع العبارة = ٠.٤١) في العينة العمانية حيث حقق نموذج التكافؤ الجزئي تطابقا مقبولا مع البيانات. وعليه فإن ٨ من أصل ٩ تشبعات للعبارات (تقريبا ٨٩٪ من تشبعات العبارات على عامل الواحد تأجيل الإشباع الأكاديمي) كانت متكافئة بين الذكور والإناث في العينة العمانية وأن عبارة واحدة فقط كانت غير متكافئة (العبارة ٦). ويجب ملاحظة أن العبارة العاشرة في مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي يكون تشبعها مثبت على قيمة ١ دائما بهدف تعريف النموذج ولا تدخل ضمن إطار التحليل الإحصائي (Byrne, 2010).

التكافؤ التدريجي: تم اختبار التكافؤ التدريجي من خلال تقييد ثوابت العبارات على نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (نموذج التكافؤ القياسي الجزئي) وذلك فقط لعدد ٨ عبارات والتي أثبتت تكافؤها بين الذكور والإناث في العينة العمانية. وقد أظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات والموضحة في جدول ٦ أن الفرق في قيمة كا^{٢} ($\Delta\chi^2$) بين النموذج المقيد جزئيا والنموذج الأساسي غير المقيد كان غير دال إحصائيا وكذلك كان الفرق في قيمة مؤشر المطابقة المقارن ΔCFI < ٠.٠١ وتشير هذه النتيجة إلى أن ثوابت العبارات في نموذج العامل الواحد

لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (نموذج التكافؤ الجزئي) كانت متكافئة بين الذكور والإناث في العينة العمانية.

ثانيا: العينة البريطانية

التكافؤ البنائي: أظهر جدول ٦ أن نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي قد تطابق مع البيانات عند مقارنته بين جنس المفحوصين في العينة البريطانية (مقارنة الذكور البريطانيين بالإناث البريطانيات).

التكافؤ القياسي: تم تقييد تشبعات العبارات على العامل الواحد في نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي لتكون متكافئة عبر الذكور والإناث في العينة البريطانية (مقارنة الذكور البريطانيين بالإناث البريطانيات). وقد أظهرت نتائج التحليل الموضحة في جدول ٦ أن الفرق في قيمة كا^{٢} ($\Delta\chi^2$) بين النموذج المقيد والنموذج الأساسي غير المقيد كان غير دال إحصائيا وكذلك كان الفرق في قيمة مؤشر المطابقة المقارن ΔCFI < ٠.٠١ وتشير هذه النتيجة إلى أن تشبعات العبارات على نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي كانت متكافئة بين الذكور والإناث في العينة البريطانية.

التكافؤ التدريجي: تم تقييد تشبعات جميع العبارات في نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي لتكون متكافئة بين الذكور والإناث في العينة البريطانية (مقارنة الذكور البريطانيين بالإناث البريطانيات). وأظهرت نتائج التحليل الموضحة في جدول ٦ أن الفرق في قيمة كا^{٢} ($\Delta\chi^2$) بين النموذج المقيد والنموذج الأساسي غير المقيد كان دال إحصائيا بصورة هامشية (مستوى الدلالة = ٠.٠٤٨) مما يشير إلى عدم تكافؤ النموذج المقيد والنموذج الأساسي غير المقيد ولكن الفرق في قيمة مؤشر المطابقة المقارن ΔCFI < ٠١.. مما يشير إلى تكافؤ النموذج المقيد والنموذج الأساسي غير المقيد. وقد سبق وأن أوضحنا أنه عندما تتعارض الفرق في قيمة كا^{٢}($\Delta\chi^2$) بين النموذج المقيد والنموذج الأساسي غير المقيد مع الفرق في مؤشر المطابقة المقارن ΔCFI بين نفس النموذجين، فإنه يفضل الأخذ بمؤشر المطابقة المقارنة (Cheung & Rensvold, 2002; Wu et al., 2007) وعليه فإن يمكن القول إن قيم تشعبات جميع العبارات في نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي كانت متكافئة بين الذكور والإناث في العينة البريطانية.

جدول ٦

نتائج التكافؤ البنائي والقياسي والتدريجي لنموذج تأجيل الإشباع الأكاديمي بين الذكور والإناث في العينة العمانية والعينة البريطانية

النموذج	$\chi2$	df	$\Delta\chi2$	Δdf	CFI	ΔCFI	RMSEA	SRMR	NNFI
العينة العمانية									
التكافؤ البنائي١	١٠٨.٢٢	٧٠	–	–	٠.٩٧٩	–	,٠٤	٠.٠٥	٠.٠٩٨
التكافؤ القياسي٢	١٢٨.٢٩	٧٩	٢٠.٠٧ *	٩	٠.٩٥٩	٠.٠٢٠	,٠٤	٠.٠٧	٠.٠٩٦
التكافؤ القياسي الجزئي٣	١٢٢.٧٠	٧٨	١٤.٤٨$^{+}$	٨	٠.٩٧٤	٠.٠٠٥	,٠٤	٠.٠٦	٠.٠٩٨
التكافؤ التدريجي٤	١٣٧.٤٧	٨٧	٢٦.٢٥$^{+}$	١٧	٠.٩٧٣	٠.٠٠٦	,٠٣	٠.٠٦	٠.٠٩٧
العينة البريطانية									
التكافؤ البنائي١	١١٠.٤١	٧٠	–	–	–	–	,٠٣	٠.٠٥	٠.٠٩٧
التكافؤ القياسي٥	١٢٦.٠٧	٧٩	١٥.٦٦$^{+}$	٩	٠.٩٦٧	٠.٠٠٧	,٠٤	٠.٠٦	٩٨ .٠
التكافؤ التدريجي٦	١٣٩.٤٤	٨٨	٢٩.٠٣$^{+}$	١٨	٠.٩٦٨	٠.٠٠٦	,٠٤	٠.٠٦	٠.٩٨

ملاحظة: ن = ٤٥٠ للعينة العمانية و٤١٠ للعينة البريطانية, * مستوى دلالة اقل من ٠,٠٥ $^{+}$مستوى دلالة أكبر من ٠,٠٥

١ لا توجد أي قيود مفروضة على النموذج؛ ٢ تثبيت قيم تشبعات جميع العبارات على النموذج؛ ٣ تحرير تقدير العبارة ٦ وقيود على تشبعات باقي العبارات في النموذج؛ ٤ تثبيت قيم ثوابت جميع العبارات على النموذج فيما عدا العبارة ٤٦ ٥ تثبيت قيم تشبعات جميع العبارات على النموذج؛ ٦ تثبيت قيم ثوابت العبارات على النموذج.

السؤال الرابع وينص على: هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠.٠٥ في المتوسط الكامن لتأجيل الإشباع الأكاديمي لنفس جنس المفحوصين عبر كل من العينتين العمانية والبريطانية (ذكور عمانيون في مقابل ذكور بريطانيون) و(إناث عمانيات في مقابل إناث بريطانيات)؟

بداية، لا يمكن تقدير قيم المتوسطات الكامنة بطريقة مباشرة في تحليل تكافؤ المتوسطات، ولكن يمكن تقدير قيمة الفرق بين المتوسطات الكامنة عبر المجموعات المقارنة من خلال تثبيت قيمة المتوسط الكامن في إحدى هذه المجموعات ليكون مساويا لصفر وتسمي هذه المجموعة بالمجموعة المرجعية Reference Group. وعليه فإن قيمة المتوسط الكامن التي يتم تقديرها في المجموعة المقارنة في مقابل المجموعة المرجعية هي في واقع الأمر تمثل الفرق بين المتوسطين الكامنين بين المجموعتين (Byrne, 2010).

وللاجابة عن هذا السؤال تم إجراء تحليل المتوسطات الكامنة حيث تم اختيار الذكور العمانيين ليمثلوا المجموعة المرجعية. وقد أظهرت النتائج عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠.٠٥ بين الذكور العمانيين والذكور البريطانيين في المتوسط الكامن لتأجيل الإشباع الأكاديمي (الذكور البريطانيون = ٠.١٠ , ت = ٠.٥٦ , حجم التأثير(ω) = ٠.٠٠٣) وبالمثل وفي تحليل أخر للمتوسطات الكامنة, تم اختيار الإناث العمانيات ليمثلن المجموعة المرجعية حيث أظهرت النتائج عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠.٠٥ بين الإناث العمانيات والإناث البريطانيات في المتوسط الكامن لتأجيل الإشباع الأكاديمي (الإناث البريطانيات = ٠.١٤ , ت = ٠.٩٧ حجم التأثير(ω) = ٠.٠٦)

السؤال الخامس وينص على: هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠.٠٥ في المتوسط الكامن لتأجيل الإشباع الأكاديمي ترجع لعامل جنس المفحوصين في العينتين العمانية (ذكور عمانيون في إناث عمانيات) والبريطانية (ذكور بريطانيون في مقابل إناث بريطانيات)؟ وللاجابة عن هذا السؤال تم إجراء تحليل المتوسطات الكامنة حيث تم اختيار الذكور العمانيين ليمثلوا المجموعة المرجعية. وقد أظهرت نتائج تحليل المتوسطات الكامنة وجود فرق دال إحصائيا عند مستوى ٠.٠٥ بين الذكور العمانيين والإناث العمانيات في المتوسط الكامن لتأجيل الإشباع الأكاديمي لصالح الاناث العمانيات (المتوسط الكامن للذكور العمانيون = ٠.٧٩ ، ت = ٤.٤٩ ، حجم التأثير(ω) = ٠.٠٨) وفي تحليل أخر للمتوسطات الكامنة, تم اختيار الذكور البريطانيين ليمثلوا المجموعة المرجعية حيث أظهرت النتائج وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠٥, بين الذكور البريطانيين والإناث البريطانيات في المتوسط الكامن لتأجيل الإشباع الأكاديمي لصالح الإناث البريطانيات (المتوسط الكامن للذكور البريطانيون = ٠.٨٦ ، ت = ٤.٢٣ ، حجم التأثير(ω) =٠.٠٧٦).

السؤال السادس: وينص على: ما مؤشرات صدق مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر العينتين العمانية والبريطانية؟ وللاجابة عن هذا السؤال تم إجاء تحليل معامل الارتباط بيرسون بين تأجيل الاشباع الأكاديمي والتحصيل الدراسي في نهاية الفصل الدراسي الأول للعام الدراسي ٢٠١٥/٢٠١٤ حيث أظهرت النتائج أن هناك علاقة موجبة دالة إحصائيا بين تأجيل الإشباع الأكاديمي والتحصيل الدراسي في العينتين العمانية (ر= ٠.٥٩ , مستوى دلالة = ٠.٠٠١) والبريطانية (ر= ٠.٥٤ , مستوى دلالة = ٠.٠٠١) وهو ما يشير إلى أن مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي يتمتع بصدق تنبؤي في العينتين.

وكذلك تم استخدام طريقة مقارنة المجموعات الطرفية Extreme Group Comprison للتحقق من الصدق التمييزي لمقياس تأجيل الاشباع الأكاديمي حيث تكشف هذه الطريقة عن قدرة أداة القياس المستهدفة على التمييز بين المجموعات الطرفية على محك خارجي وعادة ما يتم تحديد المجموعات الطرفية بأعلى ٢٧٪ وأقل ٢٧٪ من أفراد العينة على درجات المحك الخارجي (الكناني، ٢٠١١). وفي الدراسة الحالية تم استخدام التحصيل الدراسي في نهاية الفصل الدراسي الأول للعام الدراسي ٢٠١٥/٢٠١٤ في العينتين العمانية والبريطانية كما يقاس بالمعدل التراكمي ليمثل المحك الخارجي حيث أظهرت نتائج تحليل الفروق بين المتوسطات

باستخدام اختبار (ت) لمجموعتين مستقلتين والموضحة في جدول ٧ أن هناك فروقا ذات دلالة إحصائية في تأجيل الإشباع الأكاديمي بين مرتفعي ومنخفضي التحصيل الدراسي في نهاية الفصل الدراسي الأول وذلك لصالح مرتفعي التحصيل الدراسي في كلتا العينتين. وتشير هذه النتائج إلى أن مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي يمكنه أن يميز بين مرتفعي ومنخفضي التحصيل الدراسي مما يدل على أن مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي يتمتع بالصدق التمييزي.

السؤال السابع ينص السؤال السابع على: ما مؤشرات ثبات مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر العينتين العمانية والبريطانية؟

للاجابة عن هذا السؤال تم حساب ثبات الاتساق الداخلي لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1998) لبيانات العينتين العمانية والبريطانية باستخدام معامل الفا كرونباخ حيث أظهرت النتائج أن قيمة معامل الفا كرونباخ كانت ٠.٨٧ في العينة العمانية و٠.٨٥ في العينة البريطانية. وتشير هذه القيم إلى أن المقياس يتمتع بمستوى مرتفع من ثبات الاتساق الداخلي. وفي طريقة إعادة التطبيق، تم إعادة تطبيق النسخة الانجليزية الأصلية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي على عينة بريطانية فرعية (ن = ١٥٣) وإعادة تطبيق النسخة العربية للمقياس على عينة عمانية فرعية (ن = ١٧٨) وبفاصل زمني قدره ثلاثة أسابيع عن التطبيق الأول في كل عينة. وقد تم حساب معامل ارتباط بيرسون بين درجات في التطبيقين الأول والثاني وذلك لكل عينة على حدة، حيث بلغت قيمة معامل ارتباط بيرسون (معامل الأستقرار) ٠.٨٦ في العينة العمانية و٠.٨٩ في العينة البريطانية. وتشير هذه القيم إلى الصورتين العربية والانجليزية الأصلية للمقياس تتمتعان بمستوى مرتفع من الثبات إعادة التطبيق (الاستقرار) عبر الفترة الزمنية الفاصلة بين التطبيقين الأول والثاني.

مناقشة النتائج

هدفت الدراسة الحالية إلى الكشف عن أفضل بنية عاملية تصف مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1998) وتتطابق مع بيانات العينتين العمانية والبريطانية وذلك من خلال مقارنة أربع بني عامليه محتملة سبق وأن تم بحثها في الدراسات السابقة، كما هدفت الدراسة الحالية إلى التحقق من تكافؤ البنية العاملية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر عينتين من المراهقين العمانيين والبريطانيين وصولا إلى أداة قياس تعمل على تيسير عقد المقارنات بين الثقافات وبين المجموعات البينة في هذه الثقافات.

وقد أظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي باستخدام استراتيجية النماذج المتنافسة (Byrne, 2010, Kline, 2010) أن من بين أربعة نماذج عاملية (نموذج العامل الواحد, نموذج العاملين المرتبطين, نموذج العاملين غير المرتبطين, النموذج الهرمي) تصف أربع بني عاملية محتملة لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي جري مقارنتها في الدراسة الحالية فإن نموذج العامل الواحد حقق أفضل تطابق مع بيانات العينتين العمانية والبريطانية, وهوما يشير إلى أن مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي هو مقياس أحادي البنية العاملية - أي يتكون من عامل أو بعد واحد تتشبع عليه العبارات العشر المكونة للمقياس. وتوضح هذه النتائج أن النسخة العربية من مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي كما تم استخدامها مع العينة العمانية في الدراسة الحالية لا تزال تحتفظ بنفس البنية

جدول ٧

الفروق بين مرتفعي ومنخفضي التحصيل الدراسي في تأجيل الإشباع الأكاديمي في العينتين العمانية والبريطانية

	مرتفعوا التحصيل الدراسي			منخفضوا التحصيل الدراسي			درجات الحرية	قيمة ت	حجم التأثير (d) [1]
الدولة	ن	م	ع	ن	م	ع			
عمان	١٢٢	٣.٣٦	٠.٦٤	١٢٢	٢.١٧	٠.٤٩	٢٤٢	٨.٩٠	١.١٤
بريطانيا	١١١	٣.٥٢	٠.٥٦	١١١	٢.٩٤	٠.٤١	٢٢٠	٨.٨٠	١.١٨

ملاحظة: (١) يتميز حجم التأثير (d) بأنه يصف حجم التأثير للفروق بين المجموعات في صورة وحدات معيارية (Cohen, 1988).

العاملية للنسخة الأجنبية من المقياس التي طورها بمبنوتي وكرابنيك (Karabenick Bembenutty, 1996)

والتي تم استخدامها مع العينة البريطانية في الدراسة الحالية. وتتطابق هذه النتيجة مع نتيجة الدراسات التي قام بها كل من بمبنوتي وكرابنيك (Bembenutty & Karabenick, 1998) على النسخة الأصلية من مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي، وكذلك نتائج دراستي هرندون (Herndon, 2011) في الولايات المتحدة الأمريكية، وأبيرز (Abers, 2014) في بريطانيا، كما تتطابق هذه النتيجة مع نتائج عدة دراسات تم إجراؤها في الصين (King & Du, 2011)، وإيران (Arabzadeh et al., 2012) والفلبين (Ganotice & King, 2013) على نسخ مترجمة من المقياس.

وفي المقابل أظهرت نتائج الدراسة الحالية أن نموذج العاملين المرتبطين لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي لم يحقق تطابقا مقبولا مع بيانات العينتين العمانية والبريطانية وذلك على الرغم من تحقيق هذا النموذج تطابقا مع البيانات في دراسة بمبنوتي وكرابنيك (Bembenutty & Karabenick, 1998) على النسخة الأصلية من المقياس ودراسة بارنز ولابسلي (Barnes & Lapsley 2007) على النسخة الفرنسية من المقياس. وبالمثل فإن نموذج العاملين غير المرتبطين لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي لم يحقق تطابقا مقبولا مع بيانات العينتين العمانية والبريطانية وذلك على الرغم من تحقيق هذا النموذج تطابقا مع البيانات في دراسة بريسون Brisson (2010) على النسخة الأسترالية، ودراسة برناردس Bernards (2010) على النسخة السنغافورية من المقياس. وكذلك أظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي أن النموذج الهرمي لم يحقق تطابقا مقبولا مع بيانات العينتين العمانية والبريطانية وذلك على الرغم من تحقيق هذا النموذج تطابقا مع البيانات في دراسة Villarroel (2008) في اسبانيا ودراسة ألمندنجر Allmindinger (2012) على النسخة الألمانية، ودراسة أرشر Archer (2013) على النسخة السويدية. وبوجه عام تشير نتائج عدم مطابقة النموذج ذوالعاملين المرتبطين والنموذج ذو العاملين غير المرتبطين وكذلك النموذج الهرمي لبيانات العينتين العمانية والبريطانية إلى أن المفحوصين لم يهتموا بالتمييز في إجاباتهم على عبارات استبيان تأجيل الإشباع الأكاديمي بأن يكون البدائل غير الأكاديمية المتاحة اجتماعية أو غير اجتماعية، فالمفحوصون ينظرون لهذه البدائل في مجملها على أنها مثيرات ومشتتات جذابة أو إغراءات تقدم إشباعا فوريا في مقابل البديل الأكاديمي الذي يقدم إشباعا مؤجلا ولكنه ذو قيمة وأهمية.

وأظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات أن نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي قد حقق تكافؤا تاما عند مقارنته بين نفس جنس المفحوصين عبر العينتين العمانية والبريطانية (مقارنة الذكور العمانيين بالذكور البريطانيين ومقارنة الإناث العمانيات بالإناث البريطانيات)، وبالمثل فقد حقق نموذج العامل الواحد تكافؤا تاما عند مقارنته بين الذكور والإناث في العينة البريطانية (مقارنة الذكور البريطانيين بالإناث البريطانيات). وتتفق هذه النتيجة مع ما توصل إليه كينج وديو (King & Du, 2011) من أن نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي قد حقق تكافؤا تاما عبر جنس الطلبة وذلك في عينة من طلبة الصف الأول الجامعي في الصين.

وفيما يتعلق بجوانب تكافؤ نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي سواء بين نفس جنس المفحوصين عبر العينتين العمانية والبريطانية أو بين الذكور والاناث في كل من العينة العمانية والعينة البريطانية فإن تحقيق هذا النموذج للتكافؤ البنائي يعني أن المفحوصين يتبنون نفس المدلول النفسي لتأجيل الإشباع الأكاديمي إذا إنهم يعتقدون في أن نفس العبارات لها نفس القدر من الأهمية في توصيف المتغير الكامن (تأجيل الإشباع الأكاديمي). أما التكافؤ القياسي فيشير إلى أن المفحوصين يفهمون معاني العبارات على نحو متكافئ. ويشير التكافؤ التدريجي إلى أن المفحوصين يستخدمون نفس تدريج الإجابة بصورة متشابهة في الإجابة على عبارات المقياس (Byrne, Shavelson, & Muthen, 1989; Cheung & Rensvold, 2002; Meredith, 1993; Steenkamp & Baumgartner,1998). وبوجه

عام، فإن هذه النتائج تدعم ثقة الباحثين في نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي حيث أن هذه النتائج تزودنا بأدلة إضافية تتعلق بالصدق البنائي (صدق التكوين) لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي إذا ما أراد الباحثون أن يستخدموا هذا المقياس في عقد المقارنات عبر الثقافات وبين جنس المفحوصين في كل ثقافة. فبدون تحقيق مثل هذا التكافؤ يصبح من الصعب بل ومن غير المنطقي عقد مثل هذه المقارنات (Byrne et al., 1989; Cheung & Rensvold, 2002; Little, 1997).

ويلاحظ أن نموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي قد حقق تكافؤا جزئيا عند مقارنته بين الذكور والإناث في العينة العمانية (مقارنة الذكور العمانيين بالإناث العمانيات). وتحديدا أظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات أن العبارة رقم ٦ ((أ) التغيب عن هذه الحصة الدراسية عندما يكون الطقس لطيفا وتحاول الحصول على الملاحظات المدونة من زميلك فيما بعد، أو (ب) حضور الحصة الدراسية للتأكد أن شيء لم يفوتك حتى وإن كان الطقس لطيفا في الخارج) كانت غير متكافئة بين الذكور (تشبع العبارة = ٠.٧٠) والإناث (تشبع العبارة = ٠.٤١) في العينة العمانية حيث حقق نموذج ذو التكافؤ الجزئي تطابقا مقبولا مع البيانات. وتعني هذه النتيجة أن العبارة رقم ٦ لا تقيس الميل لتأجيل الاشباع الأكاديمي بصورة متكافئة بين الذكور والاناث. فإجابات المفحوصين على العبارة يفترض أن تتأثر فقط بمدي ما يمتلكونه من السمة المقاسة (Byrne, 2010)، ولكن في حالة العبارة رقم ٦ فإن إجابات المفحوصين تأثرت أيضا بكونهم ذكورا أو إناثا، ومن ثم فإن إجاباتهم لم تعكس فروقا حقيقية فعلية في تأجيل الاشباع الأكاديمي. وفي ضوء هذه النتيجة فإن ٨ من أصل ٩ تشبعات للعبارات (تقريبا ٨٩٪ من تشبعات العبارات على عامل تأجيل الإشباع الأكاديمي) كانت متكافئة بين الذكور والإناث في العينة العمانية وأن عبارة واحدة فقط كانت غير متكافئة (العبارة ٦). وتتفق هذه النتيجة مع نتائج دراسة جنتوس وكنج (Ganotice & King, 2013) والتي أظهرت أن هناك تكافؤا جزئيا لنموذج العامل الواحد لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي عبر جنس المفحوصين – باستثناء العبارة رقم ٦ - وذلك على عينة مكونة من ٤٢٥ من طلبة المرحلة الثانوية في الفلبين.

وأظهرت نتائج تحليل المتوسطات الكامنة أن الإناث أظهرن مستويات مرتفعة من تأجيل الإشباع الأكاديمي بصورة دالة إحصائيا عند مستوى ٠٥, مقارنة بالذكور وذلك في كل من العينتين العمانية والبريطانية. وتتفق هذه النتيجة مع نتائج دراسات تم إجراؤها على طلبة الجامعة في المجتمعات الغربية (e.g., Bembenutty, 2007, 2009; Bembenutty & Karabenick, 1998) والأسيوية (e.g., Ganotice & King, 2013; King & Du, 2011). ومع ذلك فهذه النتيجة تتناقض مع نتائج دراسة بيبنوتي (Bembenutty, 1999) والتي أظهرت عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث الجامعيين في تأجيل الإشباع الأكاديمي وأن التفاعل بين العرق وجنس الطلبة لم يكن دال إحصائيا. كما تختلف هذه النتيجة مع نتائج بعض الدراسات التي أظهرت فرقا دال إحصائيا في تأجيل الإشباع الأكاديمي لصالح الذكور ومنها دراسة بريسون (Brisson, 2010) على عينة من طلبة المرحلة الثانوية في أستراليا, ودراسة بارنز ولابسلي (Barnes & Lapsley, 2007) على عينة من طلبة المرحلة الثانوية في فرنسا.

وتوضح هذه النتيجة أن الإناث كن أكثر ميلا لاختيار البديل الأكاديمي الذي يقدم إشباعا مؤجلا لكنه ذو أهمية وقيمة من اختيار البديل غير الأكاديمي الذي يقدم إشباعا فوريا وذلك مقارنة بالذكور. وتشير هذه النتيجة أن الإناث يتفوقن على الذكور فيما يتعلق بالقدرة على بذل الجهد ومراقبة الذات والتركيز في أداء المهام وكذلك في التمسك بتحقيق الأهداف والتطلعات الأكاديمية ومقاومة مصادر التشتيت والإغراء والمتمثلة في البدائل غير الأكاديمية والتي يمكن أن تمنعهن من إنجاز المهام الأكاديمية الموكلة لهن. فتفوق الإناث على الذكور في تأجيل الاشباع الأكاديمي يكشف عن مدى سيطرتهن كمتعلمات وتحكمهن في عملية تعلمهن وهو في ذات الوقت يمثل نجاحا لهن في توظيف استراتيجيات التعلم المنظم ذاتيا (Ganotice & King, 2013).

وعلى الرغم من الدلالة النفسية والتربوية لتفوق الإناث على الذكور في تأجيل الإشباع الأكاديمي إلا أنه لا يجب النظر إلى هذه النتيجة على أنها تصف فروقا وراثية بحته بين الذكور والاناث في تأجيل الإشباع الأكاديمي أو أن هذه الفروق الوراثية ربما تكون هي المسئولة عن الاختلافات بين الإناث والذكور في نواتج عملية التعلم. فالاختلاف بين الذكور والإناث في تأجيل الإشباع الأكاديمي يمكن فهمه في ضوء اختلاف أسلوب التنشئة الاجتماعية والدور الاجتماعي الموكل لكل من الذكور والإناث وكذلك اختلاف خصائص البيئة الصفية لكل جنس وما تشمله البيئة الصفية من مهام أكاديمية نظام للتعزيز والحوافز وطرق التدريس وسلوك المعلم (أبو علام، ٢٠٠٤).

وفيما يتعلق بالصدق التنبؤي لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي فقد أظهرت نتائج تحليل معامل ارتباط بيرسون أن هناك علاقة موجبة دالة إحصائيا بين تأجيل الإشباع الأكاديمي والتحصيل الدراسي في نهاية الفصل الدراسي الأول للعام الدراسي ٢٠١٤/٢٠١٥ في العينتين العمانية والبريطانية وهو ما يشير إلى أن مقياس تأجيل الاشباع الأكاديمي يحظى بالصدق التنبؤي. وبالنسبة للصدق التميزي لمقياس تأجيل الاشباع الأكاديمي فإن نتائج مقارنة متوسطات المجموعة الطرفية أظهرت أن الطلاب مرتفعي التحصيل الدراسي أظهروا مستويات مرتفعة من تأجيل الإشباع الأكاديمي بصورة دالة إحصائيا مقارنة بالطلاب منخفضي التحصيل الدراسي وذلك ايضا في العينتين العمانية والبريطانية وهو ما يؤشر على مقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي يحظى بالصدق التمييزي.

ويمكن تفسير هذه النتائج بأن تأجيل الإشباع الأكاديمي – وفقا لنظرية ضبط الفعل Action Control - يمثل نتاج نجاح المتعلم في استخدام إستراتيجيات الضبط الإرادي Volitional Control Strategies وهي مجموعة إستراتيجيات يهدف من خلالها المتعلم إلى بذل الجهد ومراقبة الذات في سعيه نحو تحقيق أهداف التعلم ومقاومة مصادر التشتيت والإغراء مع التركيز دائما على تقييم جدوى هذه الاستراتيجيات واختيار أفضل البدائل في تحقيق أهداف التعلم وهو ما ينعكس ايجابيا على تحصيله الدراسي (Khul, 1987, 1994). وكذلك فإن تأجيل الإشباع الأكاديمي يمثل أحد مكونات نظام التنظيم الذاتي Self-Regulatory System (Michael, 1996) حيث أن تأجيل الإشباع الأكاديمي يكشف عن مدى سيطرة المتعلمين وتحكمهم في عملية تعلمهم وهو في ذات الوقت يمثل نجاحا للمتعلمين في توظيف استراتيجيات التعلم المنظم ذاتيا (Bandura, 2005; Bembenutty & Karabenick, 1998) من خلال استمرارهم في التركيز في مهام التعلم وحمايتهم للأهداف المحددة لهذه المهام من البدائل الدخيلة التي يمكن أن تشتت جهودهم وتحيد بهم عن تحقيق أهداف تعلمهم وهو أمر له مردوده الايجابي أيضا على التحصيل الدراسي. وتتفق هذه النتيجة مع نتائج دراسات بمبنوتي وكرابنيك (Bembenutty & Karabenick, 1998)، وبمبنوتي وزمرمان (Bembenutty & Zimmerman, 2003) وبمبنوتي (Bembenutty, 2007, 2009). ولكن هذه النتيجة تختلف مع نتائج دراسات بمبنوتي (Bembenutty, 2001, 2002)، ودراسة بارنز ولابسلي Barnes and Lapsley (2007) مع عينة من طلبة المرحلة الثانوية في فرنسا والتي أظهرت نتائجها عدم وجود علاقة دالة إحصائيا بين تأجيل الإشباع الأكاديمي والتحصيل الدراسي.

ومجمل القول فإن الكشف عن الخصائص السيكومترية لمقياس تأجيل الإشباع الأكاديمي (Bembenutty & Karabenick, 1991) وفحص تكافؤ بنيته العاملية عبر عينتين من المراهقين العمانيين والبريطانيين يمثل إضافة هامة إلى أدبيات القياس النفسي والتربوي في المكتبة العربية خاصة ما يتعلق منها بفكرة القياس عبر الثقافات وأثر الأطر الثقافية والاجتماعية على السلوك الإنساني وطرق قياسه. وقد أظهرت نتائج الدراسة الحالية أن مقياس تأجيل الاشباع الأكاديمي يتمتع ببنية عاملية أحادية في العينتين العمانية والبريطانية وأن هذه البنية العاملية حققت تكافئ تام بين الذكور والاناث في كل عينة وتكافئ جزئي لنفس جنس المفحوصين عبر كلتا العينتين، ومع ذلك فهناك ما زالت حاجة إلى إجراء مزيد من الدراسات بهدف التحقق من

امكانية تكرار نتائج الدراسة الحالية ومن ثم تعميمها في سياقات وأطر ثقافية مختلفة.

المراجع
References

أبو علام، رجاء محمود. (٢٠٠٤). **علم النفس التربوي (ط٤).** عمان. الأردن: دار المسيرة

تيغزة، امحمد بوزيان (٢٠١٢). التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي: مفاهيمهما ومنهجيتهما بتوظيف حزمة SPSS وليزرل LISREL. عمان. الأردن: دار المسيرة.

بني يونس، محمد محمود (٢٠٠٧). **الدافعية والانفعالات**. عمان. الأردن: دار المسيرة

فرج، عبد اللطيف حسين (٢٠٠٧). **تحفيز التعلم**. عمان. الأردن: دار الحامد.

الكناني، ممدوح عبد المنعم؛ جابر، عيسى عبد الله (٢٠١١). **القياس والتقويم النفسي والتربوي**. القاهرة - مصر: مكتبة الفلاح للنشر والتوزيع.

Abd-El-Fattah, S. M. (2013). A cross-cultural examination of the Aggression Questionnaire-Short Form among Egyptian and Omani adolescents. *Journal of personality Assessment, 95*, 539-548.

Abd-El-Fattah, S. M. & Fakhroo, H. A. (2012). The relationship among paternal psychological control and adolescents' perfectionism and self-esteem: A partial least squares path analysis. *Psych*, 3, 428-439.

Abers, S. T. (2014). The relationship of academic delay of gratification to academic motivation and achievement. *Current Research in Psychology*, 12, 36-49.

Allmindinger, S.E. (2012). Academic delay of Gratification, thinking styles, and studying habits: A path analysis. *Advances in Psychological Sciences*, 7, 44-58.

Arabzadeh, M., Kadivar, P., Delavar, A., & Kavousian, j. (2012). Reliability, validity, and factor analysis of the Persian Academic Delay of Gratification Scale. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business, 4*, 571-579.

Arbuckle, J. L. (2010). AMOS (Version 17.0) [Computer program]. Chicago, IL: SPSS.

Archer, A. H. (2013). Psychometric properties of the Academic Delay of Gratification within a Sweden context. *Advanced Human Psychology*, 11, 98-111.

Bandura, A. (2005). Evolution of social cognitive theory. In G. Smith & M. A. Hitt (Eds.), *Great minds in management* (pp. 9-35). Oxford: Oxford University Press.

Barnes, D. Y. & Lapsley, S. U. (2007). Psychometric properties of the Academic delay of

Basterra, M. R., Trumbull, E., & Solano-Flores. (2010). *Cultural validity in assessment: Addressing linguistic and cultural diversity*. New York: Routledge.

Beller M., Gafni N., & Hanani, P. (2005) Constructing, adapting, and validating admissions tests in multiple languages: The

Israeli case. In: Hambleton, R. K., Merenda, P. F., Spielberger, C.D. (Eds.). *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3-38). Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.

Bembenutty, H. (2001, April). *Self-regulation of learning in the 21st century: Understanding the role of academic delay of gratification*. Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, Seattle, WA.

Bembenutty, H. (2002, April). *Academic delay of gratification and self-efficacy enhance academic achievement among minority college students.* Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, New Orleans, LA.

Bembenutty, H. (2007). Self-regulation of learning and academic delay of gratification: Gender and ethnic differences among college students. *Journal of Advanced Academics, 18*, 586-616.

Bembenutty, H. (2009). Academic delay of gratification, self-regulation of learning, gender differences, and expectancy value. *Personality and Individual Differences, 347-352*, 46.

Bembenutty, H., & Karabenick, S. A. (1996). *Academic Delay of Gratification Scale: A new of measurement of delay of gratification*. Paper presented at the Eastern Psychological Association, Philadelphia, Pennsylvania.

Bembenutty, H., & Karabenick, S. A. (1998). Academic delay of gratification. *Learning and Individual Differences, 10*, 329-346.

Bembenutty, H., & Zimmerman, B. J. (2003, April). *Relation of motivational beliefs and self-regulatory processes to homework completion and academic achievement.* Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, Chicago, IL.

Bernards, C.F. (2008). An examination of the factorial structure of the Academic Delay of Gratification in a sample of Singaporean high school students. *Journal of South Pacific Psychology*, 4, 22-35.

Blunch (2008). *Introduction to structural equation modelling using SPSS and AMOS*. New York: Sage Publications

Brisson, J. K. (2010). The relationship among academic delay of gratification, self-efficacy, and academic achievement. *Journal of Australian Adolescents*, 3, 66-78.

Brown, T.A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research.* New York: Guilford Press.

Butcher, J.N., Nezami, E., & Exner, J. (1998). Psychological assessment of people in diverse cultures. In S.S. Kazarian & D.R. Evans (Eds.), *Cultural clinical psychology: Theory, research, and practice* (pp. 61-105). New York: Oxford University Press

Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2 ed.). New York, NY: Routledge.

Byrne, B. M., Shavelson, R. J., & Muthen, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin, 105*, 456-466.

Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 9*, 233-255.

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Edition. Hillsdale, NJ Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.

DeCarlo, L. (1997). On the meaning and use of kurtosis. *Psychological Methods, 2*, 292-307.

Fukunaka, K. (2007). Latent structured mean analysis for multi-group. In H. Toyoda (Ed.), *Covariance structure analysis: AMOS* (pp. 67-99). Tokyo, Japan TokyoTosho.

Ganotice, F. A., & King, R. B. (2013). Blessed are Those Who Wait: Validating the Filipino Version of the Academic Delay of Gratification Scale (ADOGS). *The Asia-Pacific Education Researcher*, 4. 35-49.

Hair, J. F. Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L. & Black, W. C. (1995). *Multivariate Data Analysis* (3rd ed). New York: Macmillan.

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

Hancock, G.R. & Mueller, R.O. (2006).

Structural equation modeling: A second course. Greenwich, CT: Information Age Publishing.

Hayes, A. F., & Krippendorff, K. (2007). Answering the call for a standard reliability measure for coding data. *Communication Methods and Measures, 1*, 77-89.

Henson, R. K., & Roberts, J. K. (2006). Use of exploratory factor analysis in published research. *Educational and Psychological Measurement*, 66, 393-416.

Herndon, J. S. (2011). *The effects of delay of gratification on the academic achievement, substance abuse, and violent behavior of middle school students in alternative learning settings.* Unpublished doctoral dissertation, University of Central Florida, Orlando: Florida.

Hofstede, G. (2001). *Culture's consequences: Comparing values, behaviors, institutions and organizations across nations*. Thousand Oaks, CA: Sage.

Hoyle, R. H. (2011). *Structural equation modeling for social and personality psychology*. New York: Guilford Press.

Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods, 3*, 424-453.

King, R. B. & Du, H. (2011). All good things come to those who wait: Validating the Chinese version of the Academic Delay of Gratification Scale (ADOGS). *The International Journal of Educational and Psychological Assessment, 7*, 64-80.

Kline, R. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling (3rd ed.)*. New York: Guilford Press.

Krippendorff, K. (2004). *Content Analysis: An introduction to its methodology* (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

Kuhl, J. (1987). Action control: The maintenance of motivational states. In F. Halish & J. Kuhl (Eds.), *Motivation, intention, and volition* (pp. 279-291). Berlin: Springer.

Kuhl, J. (1994). A theory of action and state orientations. In J. Kuhl & J. Beckmann (Eds.), *Volition and personality: Action versus state orientation* (pp. 9-45). Seattle, WA: Hogrefe & Huber.

Kuhl, J. & Goschke, T. (1994). A theory of action control: Mental subsystems, modes of control, and volitional conflict-resolution strategies. In J. Kuhl& J. Beckmann (Eds.), *Volition and personality: Action versus state orientation* (pp. 93-124). Seattle, WA: Hogrefe & Huber.

Little, T. D. (1997). Mean and covariance structures (MACS) analysis of cross-cultural data: Practical and theoretical issues. *Multivariate Behavioral Research*, 32, 53–76.

MacCallum, R. C., Roznowski, M., & Necowitz, L. B. (1992). Model modification in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin, 111*, 490-504.

Maneesriwongul, W., & Dixon, J. K. (2004). Instrument translation process: A methods review. *Journal of Advanced Nursing Research, 48*, 175-186.

Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis, and factorial invariance. *Psychometrika, 58*, 525-543.

Mischel, W. (1961). Preference for delayed reinforcement and social responsibility. *Journal of Abnormal and Social Psychology, 62*, 1-7.

Mischel, W. (1981). Metacognition and the rules of delay. In J. H. Flavell & L. Ross (Eds.), *Social cognitive development: Frontiers and possible futures* (pp. 240- 271). Cambridge, England: Cambridge University Press.

Mischel, W. (1996). From good intentions to willpower. In P. M. Gollwitzer & J. A. Bargh (Eds.), *The psychology of action: Linking cognitions and motivation to behavior* (pp. 197-218). New York: Guilford Press.

Mischel, W., & Ayduk, O. (2004). Willpower in a cognitive-affective processing system: The dynamics of delay of gratification. In R. F. Baumeister & K. D. Vohs (Eds.), *Handbook of self-regulation: Research, theory, and applications* (ppp.99-129). New York: Guildford Press.

Mischel, W., Ebbesen, E. B., & Zeiss, A. R. (1972). Cognitive and attentional

mechanisms in delay of gratification. *Journal of Personality and Social Psychology, 21*, 204-218.

Mischel, W., & Metzner, R. (1962). Preference for delayed reward as a function of age, intelligence, and length of delay interval. *Journal of Abnormal and Social Psychology, 64*, 425-431.

Mischel, W., Shoda, Y., & Peake, P. K. (1988). The nature of adolescent competencies predicted by preschool delay of gratification. *Journal of Personality and Social Psychology, 54*, 687-696.

Mushquash, C. J.& Bova, D. L. (2007). Cross-cultural assessment and measurement issues. *Journal of Developmental Disability*, 13, 53-64.

Nydell, M. K. (2005). *Understanding Arabs: A guide for modern times* (4 ed.). London, England: Nicholas Brealey.

Pintrich, P. R. (2000). The role of goal orientation in self- regulated learning. In M. Boekaerts, P. R. Pintrich & M. Zeidner (Eds.), *Handbook of self-regulation* (pp. 451-502). San Diego, CA: Academic Press.

Pintrich, P. R. (2004). A conceptual framework for assessing motivation and self-regulated learning in college students. *Educational Psychology Review*, 16, 385-407.

Ratner, C., & Hui, L. (2003). Theoretical and methodological problems in cross-cultural psychology. *Journal for the Theory of Social Behavior, 33*, 67-94.

Ray, J. J., & Najman, J. M. (1986). The generalizability of deferment of gratification. *Journal of Social Psychology, 126*, 117-119.

Steenkamp, J., & Baumgartner, H. (1998). Assessing measurement invariance in cross-national consumer research. *Journal of Consumer Research, 25*, 78-90.

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using Multivariate Statistics* (4th ed.). Boston, MA: Allyn and Bacon.

Thompson, M. S., & Green, S. B. (2006). Evaluating between-group differences in latent variable means. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *A second course in structural equation modeling* (pp. 119–169). Greenwich, CT: Information Age.

Tran, T. V. (2009). *Developing cross-culture measurement*. London. Oxford University Press.

Villarroel, J. R. (2008). An examination of the psychometric properties of the Spanish version of the Academic Delay of Gratification Scale. *Advances in Applied Developmental Psychology, 2*, 156-167.

Ward, W. E., Perry, T. B., Woltz, J., & Doolin, E. (1989). Delay of gratification among Black college student leaders. *Journal of Black Psychology, 15*, 111-118.

Wu, A. D., Li, Z., & Zumbo, B. D. (2007). Decoding the meaning of factorial invariance and updating the practice of multi-group confirmatory factor analysis: A demonstration with TIMSS data. *Practical Assessment Research and Evaluation, 12*, 1-26.

Wulfert, E., Block, J. A., Santa Ana, E., Rodriguez, M. L., & Colsman, M. (2002). Delay of gratification: Impulsive choices and problem behaviors in early and late adolescence. *Journal of Personality*, 70, 533-552.

Zimmerman, B. J. (2000). Attaining self-regulation: A social-cognitive perspective. In M. Boekaerts, P. R. Pintrich & M. Zeidner (Eds.), *Handbook of self-regulation*, (pp. 13-39). San Diego: Academic Press.