

الخصائص السيكومترية لاستبانة إدارة الوقت لدى عينة من طلاب الجامعة في مصر والسعودية: دراسة تقويمية لنظرية القياس التقليدية ونظرية الاستجابة للمفردة

د. محمد حبشي حسين

كلية التربية - جامعة الإسكندرية
جمهورية مصر العربية

الملخص

هدفت الدراسة الراهنة إلى إبراز مواطن التشابه والاختلاف بين نظريتي القياس التقليدية ونظرية الاستجابة للمفردة، وذلك من خلال دراسة الخصائص السيكومترية لاستبانة إدارة الوقت لعينة من طلاب الجامعة في مصر والسعودية، وتكونت العينة المصرية من ٤٦٦ طالباً، توزعت إلى: (١٠٧ طلاب، و٣٥٩ طالبة) بكلية الآداب جامعة المنوفية، في حين تكونت العينة السعودية ٥٥٣ طالباً، توزعت إلى: (١٦٧ طالباً، و٣٨٦ طالبة) بكلية التربية جامعة الملك خالد، وتم التحقق من البناء العاملي للمقياس في الثقافتين، وتحديد درجة التشابه في الخصائص السيكومترية للمقياس بين العينتين في إطار النظريتين، وأظهرت النتائج تماثلاً في الخصائص السيكومترية لاستبانة إدارة الوقت بين العينتين المصرية والسعودية، فمعاملات التمييز، الصعوبة والثبات للبعد الأول للاستبانة كانت أعلى من نظيرتها على البعدين الثاني والثالث، كما كشفت النتائج عن التماثل في الخصائص السيكومترية للاستبانة المشتقة من نظريتي القياس التقليدية والاستجابة للمفردة، كما كشفت النتائج أن خصائص مفردات الاستبانة المستمدة من نظرية الاستجابة للمفردة لا تتأثر بخصائص العينة المستخدمة في حساب تلك الخصائص، كما أنها تقدم معلومات حول خصائص مفردات وأبعاد استبانة إدارة الوقت لم تقدمها نظرية القياس التقليدية، ونوقشت النتائج في ضوء الإطار النظري والدراسات السابقة.

مقدمة

كانت وما زالت نظرية القياس التقليدية نموذج القياس السائد بين المتخصصين في مجال القياس النفسي لبناء الاختبارات أو تطبيقها، بالإضافة إلى تفسير الدرجات التي يحصل عليها الأفراد على تلك الاختبارات، ويرجع الحربي (2003) Al-harbi ذلك إلى سهولة تحقق الشروط المتضمنة في النظرية، وسهولة تفسير النتائج المشتقة منها، وسهولة إجراء عملياتها الحسابية، إلا أن نظرية القياس التقليدية عادة ما تثمر عن خصائص للمفردة والاختبار تعتمد على مجتمع المفحوصين المستخدمين لحساب الخصائص السيكومترية للاختبار، فترتفع درجات الأفراد إذا كانت معاملات صعوبة المفردات منخفضة، وتتنخفض كلما زادت معاملات صعوبة المفردات، كما أن الخصائص السيكومترية للمفردات تتأثر بمستوى قدرات أفراد العينة المستخدمة لحساب تلك الخصائص، فترتفع أو تنخفض معاملات الصعوبة بانخفاض مستوى قدرات الأفراد أو ارتفاعها (Al-harbi, 2003).

طُورت، في بداية الخمسينات من القرن الماضي، نماذج قياسية بديلة تسمح للاستقلالية بين أداة القياس والمفحوصين الذين تقاس قدراتهم بواسطة تلك الأداة، فقد طَوَّرَ لورد (1953) Lord، وبرنباوم (1958) Birnbaum وراش (1960) Rasch النماذج ثنائية الاستجابة Dichotomous Response Models لنظرية الاستجابة للمفردة Item Response Theory، وهي نماذج تصلح للمقاييس التي تتضمن عبارات تنحصر الدرجات عليها بين (١، صفر) مثل مقاييس القدرات، وأظهروا خاصية الاستقلالية أو الموضوعية، ويقصد بالاستقلالية أن عملية تقدير قدرة الفرد وعملية معايرة معالم المفردة عمليتان مستقلتان عن بعضهما البعض.

قدمت نظرية الاستجابة للمفردة حلاً لكثير من المشكلات العملية التي سادت مدخل نظرية القياس التقليدية. فعلى سبيل المثال، يمكن لنظرية الاستجابة للمفردة أن تطور اختبارات مُفَصَّلة بصورة مثالية تثمر تقديرات

لقدرة الأفراد على ميزان القياس نفسه، حتى عندما يطبق اختبار مختلف على كل فرد، كما تكشف نظرية الاستجابة للمفردة بصورة أفضل للمفردات المتحيزة عن نظرية القياس التقليدية، بالإضافة إلى إمكانية نماذج الاستجابة للمفردة، أن تحدد قبل عملية التطبيق، كيف أن إضافة مفردة أو حذفها من اختبار ما سيؤثر على دقة القياس عند كل مستويات القدرة؟ (Lu, 2006).

أشار سينار وزيكار (Sinar and Zickar (2002 إلى أن معظم تطبيقات نماذج نظرية الاستجابة للمفردة على الرغم من مميزاتها ارتبطت وقيدت بالنماذج التي تتطلب مفردات ثنائية الاستجابة Dichotomous وباختبارات التحصيل والقدرات العقلية، وفي المقابل، لاقت نماذج نظرية الاستجابة للمفردة التي طورت خصيصاً للمفردات متعددة الاستجابة Polychotomous دراسات ميدانية قليلة جداً، وتعد اختبارات وقوائم الشخصية، واستبانات الاتجاهات والميول، ومقاييس إدارة الوقت، من بين المقاييس التي تعتمد على المفردات متعددة الاستجابة. وعلى الرغم من شيوع مقاييس الشخصية والاتجاهات في البحوث النفسية والتربوية، وكذلك تعددت البحوث الأجنبية التي استخدمت نماذج الاستجابات المتعددة في قياس الاتجاهات (e.g., Madera, 2003) ومفهوم الذات (Lee, 1995) والتوافق الانفعالي (Rubio; Aguado; Hontangas & Hernandez, 2007) وتقييم الأداء في علم الرياضيات (Lane; Stone; Ankenmann & Liu, 1995)، فإنه لا يوجد - في حدود علم الباحث - دراسات عربية تطبيقية لتلك النماذج، مما يظهر الحاجة إلى هذا النوع من البحوث.

تُعد استبانات إدارة الوقت من بين المقاييس التي يمكن استخدام نماذج نظرية الاستجابة المتدرجة في معايرتها Calibration، فلكي تقوم استبانات إدارة الوقت بوظيفتها كأداة فعّالة لتوجيه دراسات إدارة الوقت، فإنه لا بد من توجيه الجهود نحو تحسين الخصائص السيكومترية لتلك الاستبانات، وأحد الطرق نحو هذا الهدف تطبيق نظرية الاستجابة للمفردة في تقويمها، مما يسهم في تقييم نتائج البرامج التدريبية التي تستخدم لتنمية سلوكيات إدارة الوقت، وبالتالي التحقق أو الرفض لنتائج الدراسات التي ربطت بين مهارات إدارة

الوقت والتحصيل الدراسي; 1996; Trueman & Hartley, 2003; eÁgÁ, Morgan, 2003; Stress (e.g., Edwards, 2006; Jex & Elacqua, 1999; Wells, 1993) والإجهاد (e.g., Linclon; Adamson & Covic, 2004; Nonis; Hudson; Logan & Ford, 1998) والرضا عن العمل والأداء الوظيفي (e.g., Nonis; Teng & Ford, 2005)

تُعَدُّ استبانة إدارة الوقت Time Management Questionnaire من إعداد بریتون وتيسر (1991) Britton and Tesser - الذي استخدم في الدراسة الحالية - من أكثر المقاييس استخداماً في تلك الدراسات، وأن المقياس يتمتع بخصائص سيكومترية جيدة، اهتمت بعض الدراسات بالتحقق من البناء العاملي لاستبانة إدارة الوقت في دراسات مستقلة وفي مجتمعات مختلفة عن المجتمع الذي أعد فيه المقياس. فقد تحقق تريممان وهارتلي Trueman & Hartely (1995) من البناء العاملي للمقياس على عينة من طلاب الجامعة في المملكة المتحدة، واستخدمه مبوبو ودي أميكو وسليجهورن Mpofu, D'Amico & Cleghorn (1996) على عينة من طلاب الجامعة في زيمبابوي وطبقه جارسيا-روز، بيريز-جونزالز وهينوجزسا Garcia-Ros, Perez_Gonzalez & Hinojosa (2004) على عينة من طلاب التعليم الثانوي في أسبانيا، ولكن لم تحاول - في حدود علم الباحث - دراسة عربية التحقق من البناء العاملي أو الخصائص السيكومترية لاستبانة إدارة الوقت في البيئة العربية.

وأخذ على تلك الدراسات أنها استخدمت نظرية القياس التقليدية في تحديد الخصائص السيكومترية لاستبانة إدارة الوقت، ولم تستند من نظرية الاستجابة للمفردة، كما لاحظ الباحث أن استخدامات البحوث العربية لنظرية الاستجابة للمفردة اقتصر على استخدام النماذج أحادية البعد والتي منها نموذج راش (مثل: وأمينة كاظم، ١٩٨٨؛ وصلاح علام، ١٩٨٥؛ وهشام جاد الرب، ٢٠٠٧)، الذي يفترض أن هناك إجابة واحدة صحيحة، وتساوي معاملات تمييز مفردات المقياس، وأنه لا أثر للتخمين في استجابة الفرد لمفردات المقياس، الأمر الذي لا يتحقق في كثير من المقاييس النفسية والتربوية.

مما سبق تظهر الحاجة إلى الدراسة الحالية التي تستخدم نموذج الاستجابة المتدرجة Graded Response Model الذي يمثل أحد نماذج نظرية الاستجابة للمفردة الذي يتعامل مع الاستجابة المتعددة، وقد أظهرت نتائج عدد من الدراسات (e.g., Dodd, 1984)، تميزه عن نماذج الاستجابات المتعددة الأخرى مثل نموذج التقدير الجزئي Partial Credit Model، خاصة وأنه لا يوجد - في حدود علم الباحث - دراسة عربية حاولت استخدام النماذج متعددة الاستجابة، بالتالي فإن البحوث العربية لم تستفد من النماذج الأخرى التي قدمتها النظرية، والتي منها نموذج الاستجابة المتدرجة الذي يمكن استخدامه في تدريج مقاييس الشخصية والاستبانة التي تتبنى نموذج ليكرت أو ما يطلق عليه الاستجابات المتدرجة.

مشكلة البحث

هدفت بعض الدراسات إلى تنمية مهارات إدارة الوقت لدى فئات مختلفة من الأفراد، إلا إن الحكم على نجاح تلك البرامج يعتمد في المقام الأول على توافر أداة لقياس إدارة الوقت تتمتع بخصائص سيكومترية جيدة، واعتمدت معظم الدراسات السابقة في التحقق من الخصائص السيكومترية لاستبانة إدارة الوقت على استخدام نظرية القياس التقليدية، دون استخدام نماذج نظرية الاستجابة للمفردة، الأمر الذي حرم مجال القياس النفسي بصفة عامة من الاستفادة من إمكانيات تلك النظرية التي تقدم عدداً من النماذج تصلح لأنواع مختلفة من المقاييس، وبالتالي فهناك حاجة إلى التوسع في استخدام تلك النظرية وإبراز الميزات التي تتفوق بها على نظرية القياس التقليدية، كما أنها تقدم عدداً من الحلول التي أمكن استخدامها في حل عديد من المشكلات التي واجهت مجال القياس النفسي.

كما لاحظ عدد من الباحثين (e.g., Al-harbi, 2003; Courville, 2004; Owens, 2000; Truskosky, 1999) ندرة الدراسات الأجنبية التي قارنت بين نظرية القياس التقليدية، ونظرية القياس الحديثة باستخدام بيانات إمبريقية،

إضافة إلى أن نتائج تلك الدراسات جاءت غير متسقة؛ فقد توصلت بعض الدراسات (e.g., Courville, 2004; Owens, 2000) إلى تميز نظرية القياس التقليدية على نظرية الاستجابة للمفردة، إضافة إلى أن خاصية تكافؤ القياس تحققت في إطار نظرية القياس التقليدية بدرجة أفضل من تحققها في إطار نظرية الاستجابة للمفردة.

على الجانب الآخر توصلت بعض الدراسات (e.g., Li & Leung, 2001; McCue, 2003) إلى تميز نظرية الاستجابة للمفردة على نظرية القياس التقليدية في قدرتها على تحديد المفردات التي تحيد عن الهدف الذي صيغت من أجل قياسه، وفي كم البيانات التفصيلية التي تساعد في تحديد أسباب انخفاض الخصائص السيكمومترية لبعض المفردات، وأخيراً توصلت بعض الدراسات (e.g., Al-Harbi, 2003; Hwang, 2002; Li & Leung, 2001) إلى وجود تماثل بين النتائج المشتقة من النظريتين.

لهذا، فقد هدفت الدراسة الحالية إلى اكتشاف أوجه التشابه والاختلاف بين النظريتين وإبراز الإمكانات التي تمتاز بها كل نظرية على النظرية الأخرى، وتوضيح كيف يمكن التكامل بين النتائج المستمدة من النظريتين لتحسين الخصائص السيكمومترية لأدوات القياس النفسية والتربوية، ولتحقيق هذا الهدف قام الباحث بمقارنة الخصائص السيكمومترية المنبثقة من نظرية القياس التقليدية بنظيرتها المنبثقة من نظرية الاستجابة للمفردة باستخدام استبانة إدارة الوقت، وذلك في عينة من طلاب الجامعة في مصر والسعودية.

يمكن صياغة مشكلة البحث في الإجابة عن الأسئلة التالية:

- ١ - ما البناء العاملي للنسخة العربية لاستبانة إدارة الوقت الذي يحقق أفضل مطابقة مع بيانات العينة المصرية والعينة السعودية في الدراسة الحالية؟
- ٢ - هل تختلف خصائص البناء العاملي للنسخة العربية لاستبانة إدارة الوقت بين العينة المصرية والعينة السعودية؟

- ٣ - هل تختلف الخصائص السيكومترية للنسخة العربية لاستبانة إدارة الوقت في إطار نظرية القياس التقليدية بين العينتين المصرية والسعودية؟
- ٤ - هل تختلف الخصائص السيكومترية للنسخة العربية لاستبانة إدارة الوقت في إطار نظرية الاستجابة للمفردة بين العينتين المصرية والسعودية؟
- ٥ - هل توجد علاقة بين الخصائص السيكومترية لمفردات النسخة العربية لاستبانة إدارة الوقت وفق نظرية القياس التقليدية ونظرية الاستجابة للمفردة في العينتين المصرية والسعودية؟
- ٦ - هل تختلف متوسطات درجات أبعاد مهارات إدارة الوقت بين العينتين المصرية والسعودية باختلاف نظرية القياس " التقليدية مقابل نظرية الاستجابة للمفردة؟

أهداف الدراسة

يهدف البحث الحالي إلى:

- ١ - توضيح الفروق بين نظرية القياس التقليدية ونظرية الاستجابة للمفردة، وذلك من حيث الفروض والنماذج التي تقوم عليها كل نظرية.
- ٢ - التعرف على نقاط القوة والضعف في كل نظرية، لتحقيق التكامل بين النظريتين مما يسهم ايجابيا في جودة الخصائص السيكومترية للمقاييس النفسية والتربوية.
- ٣ - تحديد الخصائص السيكومترية لاستبانة إدارة الوقت، ومقارنة مواطن التشابه والاختلاف في تلك الخصائص بين نظرية الاستجابة للمفردة ونظرية القياس التقليدية.
- ٤ - التعرف على خصائص نموذج ساميجيما للاستجابة المتدرجة الذي يستخدم مع المقاييس متعددة الاستجابة مثل مقاييس الشخصية والاتجاهات.

أهمية الدراسة

تكمن أهمية الدراسة الحالية في النقاط التالية:

- ١ - التعريف بإمكانيات كل من نظريتي القياس التقليدية والاستجابة للمفردة، حيث توجد قلة من الدراسات العربية التي قارنت بين النظريتين.
- ٢ - تعد الدراسة الحالية - في حدود علم الباحث - أول دراسة عربية تستخدم نماذج نظرية الاستجابة للمفردة الخاصة بالاستجابات المتعددة، فقد اقتصرَت الدراسات العربية السابقة على استخدام النماذج الأحادية وبصفة خاصة نموذج راش.
- ٣ - نظراً لأهمية مفهوم إدارة الوقت، تزداد الحاجة إلى تقديم أداة لقياس ذلك المفهوم تمكّن الباحثين من تقييم الدور الذي يقوم به هذا المتغير في عديد من النواتج المعرفية "مثل التحصيل الدراسي" وغير المعرفية "مثل الأداء والرضا الوظيفي".

الإطار النظري

تعريف إدارة الوقت

يعد التعريف الذي قدمه لاكين (1973) Lakein أكثر التعريفات انتشاراً في دراسات إدارة الوقت، الذي يفترض أن إدارة الوقت يتضمن عملية تحديد الحاجات، ووضع الأهداف لتحقيق تلك الحاجات، ترتيب الأولويات، وتخطيط المهام لتحقيق تلك الأهداف.

كما عرف نبيل سعد خليل (١٩٩٦) إدارة الوقت بأنه "الأسلوب الذي يتبعه مدير/ناظر المدرسة عند التخطيط والتنظيم والتنفيذ والتوجيه والمتابعة والتقويم لكل النشاطات التي يقوم بها داخل المدرسة التي يعمل بها خلال فترة تواجده فيها ويهدف إلى تحقيق فعالية في استغلال هذا الوقت المتاح وإدارته للوصول إلى الأهداف التربوية المنشودة".

وكذا قدّم محمد العمامرة، وصفاء شويحات (٢٠٠٦) تعريفاً لإدارة الوقت يغلب عليه الخلفية الإدارية وليس الخلفية النفسية متفقاً في ذلك مع التعريفين السابقين حيث عرفاه بأنه "الكيفية التي يوزع مدير المدرسة ساعات العمل الرسمي على مهماته المناط به".

وعلى الجانب الآخر فإن هناك مجموعة أخرى من التعريفات التي تنطلق من خلفية نفسية؛ فقدم كوتش، وكليممان (2003) Koch and Kleimmann تعريفاً لإدارة الوقت مفاده أنه : محاولة ذاتية مضبوطة لاستخدام الوقت بطريقة فعالة ذاتيا لتحقيق النواتج المرجوة.

وقدم كلايسنز، وإردي، ورويتي (2007) Claessens, Erde & Rute تعريفاً لإدارة الوقت بعد مراجعة شاملة للتعريفات المختلفة في الدراسات السابقة بأنه "سلوكيات تهدف إلى تحقيق استخدام فعال للوقت أثناء إجراء أنشطة موجهة نحو تحقيق هدف معين"، ويلاحظ الاتفاق بين التعريفين السابقين، فكلاهما يؤكد على الاستخدام الكفاء والهادف للوقت، فاستخدام الوقت ليس هدفاً في حد ذاته، إلا أنه وسيلة لممارسة أنشطة موجهة نحو تحقيق هدف ما مثل اللعب الأكاديمي أو أداء مهمة تتعلق بالعمل وتنفذه بطريقة تتضمن استخداماً فعالاً للوقت.

وفي ضوء التعريفات السابقة تتبنى الدراسة الحالية تعريف بريتون وتيسير (1991) Britton and Tesser لإدارة الوقت على أنه نظام فوق معرفي Metacognitive system يتم اختيار وترتيب الأهداف الرئيسية والفرعية المستخدمة لتكوين مهام رئيسية ومهام فرعية ترتب بدورها وفقاً لأهميتها في تحقيق تلك الأهداف، ثم توضع تلك المهام في قائمة لتنفيذها وتجدول وتنفيذ.

ويعرف البحث الحالي إدارة الوقت إجرائياً في تلك الدراسة على أنه: التعبير الذاتي للفرد لما يقوم به من تخطيط قصير الأمد، أو طويل الأمد، بالإضافة إلى اتجاهه نحو التحكم في وقته باستخدام استبانة إدارة الوقت.

النماذج المفسرة لإدارة الوقت

حاولت بعض الكتابات في منتصف السبعينات استخدام نظريات الإدارة في الاختيار أو اتخاذ القرار لتطبيقها على إدارة الوقت، وذلك من منطلق أن عملية إدارة الوقت تمثل عملية اختيار أو اتخاذ قرار ومن بين تلك النظريات: نظرية الاختيار المنطقي Theory Rational Choice ومنظور اتخاذ القرار السلوكي Behavioral Decision-Making Perspective (Koch & Kleinmann, 2002).

إدارة الوقت من منظور الاختيار المنطقي

الافتراض الأساسي في نظرية الاختيار المنطقي أن البشر يحاولون تعظيم الفائدة أو المنفعة، وتعرف المنفعة بأنها: المكسب Gain مطروح منها التكلفة Cost، مع الأخذ في الاعتبار أن المكسب والتكلفة ليست بالضرورة مادية. ووفقاً لتلك النظرية إذا أراد فرد أن يقوم باختيار عقلاني بين خيارين، فإنه يجب أولاً - أن يفكر في المكسب (أو القيمة) التي يمكن أن يحصل عليها من هذا الاختيار، وثانياً - أن يفكر في التكلفة المتضمنة، ثم ثالثاً - أن يحسب المنفعة من كل اختيار بطرح المكسب من التكلفة، لكي يقارن بين المنفعتين وأن يختار الخيار الأكثر منفعة، وفقاً لهذه النظرية، فالشخص يمكنه تعظيم المنفعة من الوقت باستخدامه في تحقق نواتج أعلى منفعة، وأن الفرد الذي يجيد إدارة وقته يسلك وفقاً لتلك النظرية (König & Kleinmann, 2007).

إدارة الوقت من منظور اتخاذ القرار السلوكي

انتقد أصحاب منظور اتخاذ القرار السلوكي e.g., Tversky & Kahneman, (1981) نظرية الاختيار المنطقي على أنها تفتقد القوة الوصفية Descriptive Power، وأوضحوا أنه يوجد مواقف كثيرة لا يعظم الأفراد المنفعة، بل يوجه التحيز والحدس قرارات الفرد، لسد الفجوة الوصفية في نظرية الاختيار المنطقي، واهتمت نظرية اتخاذ القرار السلوكي بإظهار الفروق السلوكية بين من يتقن إدارة وقته والشخص العادي في تحديد المكاسب، تحديد التكاليف، وحساب المنفعة.

تحديد المكاسب: على عكس الشخص الذي يتقن وقته، لا يعرف الشخص العادي في إدارة الوقت عادة أهدافه، ربما يرجع ذلك إلى مشكلات الذاكرة العادية، أو ربما يعرف أهدافه إلا إنه لا يعرف أهميتها بالنسبة للأهداف الأخرى.

تحديد التكلفة: التكلفة في إدارة الوقت هي الوقت الذي يحتاجه الفرد لتحقيق هدف ما، لا يعرف الشخص الذي يدير وقته بطريقة عادية في كثير من المواقف بالضبط مقدار الوقت الذي يحتاجه لتحقيق هدف معين، فغالبا ما يكون تقديره أقل مما ينبغي، وذلك إما خطأ في الحكم على حجم المهمة، أو لمغالطة التخطيط Planning Fallacy بسبب عدم الأخذ في الاعتبار الوقت الذي استغرقه الفرد في الماضي لإنجاز مهام مشابهة (Griffin & Buehler, 1999). ثم تأتي الخطوة الأخيرة والتي تتضمن حساب المنفعة واختيار الخيار الأعلى منفعة.

نظراً لأن النظريتين السابقتين لم توضحا البعد النفسي لإدارة الوقت، وأنهما وضعتا كليهما في الأصل لتفسير ظاهراً اقتصادياً أو استهلاكية، فقد اهتمت الكتابات في التسعينات وبدايات القرن الحادي والعشرين بمحاولة صياغة بعض النماذج التنظيرية التي تظهر البعد النفسي لإدارة الوقت ومن بين تلك النماذج: نموذج بريتون وجلاين (Britton and Glyne (1989 ونموذج ماكان (Macan (1994).

نموذج بريتون وجلاين Britton and Glynn: أشار جارسيا روز (Garcia- Ros et al. (2004 إلى أن الاعتراف بإدارة الوقت في المجالين الأكاديمي وغير الأكاديمي أدى إلى تطوير نماذج تنظيرية لهذا المفهوم النفسي، ويعد نموذج بريتون وجلاين (Britton and Glynn (1989 من أبرز تلك النماذج.

قارن بريتون وتيسير (Britton and Tesser (1991 بين مدير الوقت Time-manger وبرنامج نظام تشغيل الحاسب الآلي Computer's Operating System Software، وقد أظهرت المقارنة أن الرابطة البسيطة بين الاثنين في أن كليهما

يجب أن يدير مصادر محدودة لإنجاز أهداف عديدة متباينة التعقيد والدوام، فبرنامج نظام تشغيل الحاسب الآلي، يماثل الشخص الذي يدير وقته في أنه يتابع المهام التي يجب على المعالج إنجازها، ويرتبها وفقاً لأولويتها لكي ينفذها بكفاءة، امتداداً لتلك الخاصية، عندما يتلقى نظام التشغيل مهاماً عديدة أكثر مما ينبغي، فإنه إما أن يهمل بعضها أو أن يغلق تماماً، وتحدث النتيجة نفسها عندما يغمر فرد ما بعدد من الأنشطة التي لا يمتلك وقتاً كافياً لها.

نموذج العملية Process Model: قدمت ماكان (1994) Macan نموذجاً لإدارة الوقت دمجت فيه المتغيرات السابقة والوسيلة والنتيجة بالنسبة لسلوكيات إدارة الوقت، فقد أشارت إلى أن برامج التدريب على إدارة الوقت تهدف إلى التأثير على ثلاثة أنواع من سلوكيات إدارة الوقت: وضع الأهداف والأولويات، آليات إدارة الوقت والتفضيل للتنظيم، و افترضت أن تلك السلوكيات ستؤدي إلى الضبط المدرك للوقت، أو الإحساس بامتلاك الفرد لوقته، بالإضافة إلى أن التحكم المدرك في الوقت يتوسط بين سلوكيات إدارة الوقت والتوترات الناتجة عن العمل والتوترات الجسمية والرضا الوظيفي والأداء الوظيفي.

نظرية القياس التقليدية ونظرية الاستجابة للمفردة

نظرية القياس التقليدية Classical Test Theory: سادت نظرية القياس التقليدية مجال القياس النفسي والتربوي منذ بدايات القرن الماضي، ويرجع تروسكوسكي (1999) Truskosky ذلك إلى بساطة النظرية بصورة عامة، فتطبيق فنيات النظرية، والعمليات الحسابية لإحصائياتها مباشرة، والخطوط الإرشادية لتطبيقها متوافرة على مدى واسع، كما أن تقدير الخصائص السيكمومترية للمقاييس في إطار نظرية القياس التقليدية تتطلب حجماً صغيراً للعينة مقارنة بنظرية الاستجابة للمفردة، كما تتميز نظرية القياس التقليدية ببساطة الافتراضات المتضمنة فيها، فالافتراض الأساسي لنظرية القياس التقليدية أن

الدرجة الملاحظة (د) مجموع مكونين: الدرجة الحقيقية (ح) وخطأ القياس (خ)، وهذه العلاقة يعبر عنها المعادلة التالية: $د = ح + خ$.

وقد قدم كروكر وألجينا (Crocker and Algina, 1986) تلخيصاً لافتراضات النظرية التي من بينها: أن الدرجة الحقيقية لكل فرد هي مقدار ثابت لا يغير من موقف اختباري إلى موقف اختباري آخر يقيس السمة نفسها، بينما تختلف الدرجة الملاحظة وخطأ القياس من موقف اختباري إلى موقف آخر، وأن الدرجة الحقيقية هي متوسط الدرجات الملاحظة للأفراد على عدد كبير من التطبيقات للاختبار نفسه أو على اختبارات متوازية Parallel Tests، ويتوزع خطأ القياس توزيعاً اعتدالياً متوسطه صفر، وبانحرافه المعياري يساوي الخطأ المعياري للقياس، وأن الدرجة الحقيقية مستقلة عن الأخطاء للاختبار نفسه أو على اختبارات متماثلة.

على الرغم من بساطة نظرية القياس التقليدية، فإنه يوجد بها عدد من جوانب القصور التي لاحظها عديد من الباحثين (e.g., Hambleton & Jones, 1993) في مجال القياس والتقويم، من بينها اعتماد الخصائص السيكمومترية للاختبار "معاملات الصعوبة والتمييز للمفردات وثبات الاختبار" على خصائص الأفراد الذين تم استخدامهم لتقدير تلك الخصائص، وتتوقف معاملات تقدير قدرة الفرد على خصائص المفردات المستخدمة في ذلك التقدير، فإذا استخدمت مجموعة من المفردات ذات معاملات الصعوبة المرتفعة لتقدير قدرة ما لفرد ما، سوف يختلف هذا التقدير للقدرة نفسها ولل فرد نفسه إذا استخدمت مجموعة من المفردات ذات الصعوبة المنخفضة.

انتقدت أيضاً، نظرية القياس التقليدية لافتراضها أن الخطأ المعياري للقياس Standard Error of Measurement مقدار ثابت بغض النظر عن مستوى قدرات الأفراد على السمة الكامنة التي يقيسها الاختبار، وأخيراً فقد انتقد عدد من الباحثين (e.g., Crocker & Algina, 1986) لاستخدامها أساليب قاصرة في تحديد المفردات المتحيزة Item Bias.

نظرية الاستجابة للمفردة Item Response Theory: دفع القصور في نظرية القياس التقليدية الباحثين في مجال القياس النفسي إلى البحث عن نظرية في القياس يمكنها التغلب على جوانب القصور هذه، ومن أهم تلك الجوانب اعتمادية خصائص مفردات الاختبار على طبيعة العينة المستخدمة في حسابها، واعتماد تقديرات قدرات الأفراد على المفردات المستخدمة في قياسها، وأثمرت جهود الباحثين عن ظهور نظرية الاستجابة للمفردة التي قدمت حلاً لكثير من مشكلات نظرية القياس التقليدية.

طوّر لورد (1953) Lord وبرينبايم (1958) Brinbaum نظرية الاستجابة للمفردة، وقدا المفاهيم الرئيسة للنظرية مثل المنحنى المميز للمفردة، المنحنى المميز للاختبار، دالة المفردة المعلوماتية، ودالة الاختبار المعلوماتية، وقدم راش (1960) Rasch نموذج الاستجابة للمفردة أحادية المعلم One Parameter Logistic Model الذي يعد أكثر نماذج النظرية انتشاراً.

أشار إيمبرتسون، ورايز (2002) Embretson and Reise إلى أنه بينما قدمت نظرية القياس التقليدية نموذجاً واحداً للقياس افترضت أنه يصلح لكل المقاييس، قدمت نظرية الاستجابة للمفردة عدداً من النماذج التي اختلفت باختلاف عدد من المتغيرات منها: عدد البدائل أمام كل مفردة عدد من العوامل التي تحدد تقديم الفرد استجابة صحيحة للمفردة، كما اختلف نموذج القياس في نظرية الاستجابة للمفردة عن نظيره في نظرية القياس التقليدي؛ ففي حين تبنت الثانية نموذجاً ذا علاقة خطية افترضت الأولى أن العلاقة منحنية؛ وبالتالي فقد تطلب ذلك استخدام أساليب إحصائية أكثر تعقيداً والتوصل إلى حلول تقريبية، وليست حلاً قاطعة كما هو الحال في نظرية القياس التقليدية، الأمر الذي ترتب عليه ضرورة استخدام برامج إحصائية متخصصة مثل BILOG وMULTILOG في حين يكفي في نظرية القياس التقليدية استخدام برامج إحصائية عامة مثل SPSS.

اهتم عدد من الدراسات (e.g., Courville, 2004; Dodd, 1984; Humbleton & Jones, 1993) بمقارنة نظرية الاستجابة للمفردة بنظرية القياس

التقليدية، وهدفت تلك الدراسات إلى إبراز العلاقة بين النظريتين وإبراز عدم التناقض بينهما، وكيف ظهر أن كثيراً من المفاهيم المتضمنة في نظرية القياس التقليدية يمكن اشتقاقها من خلال نظرية الاستجابة للمفردة وأن نظرية الاستجابة للمفردة قبلت نظرية القياس التقليدية وأضافت إلى افتراضاتها، كما أبرزت تلك الدراسات بعض المعوقات أو المشكلات المتضمنة في نظرية الاستجابة للمفردة ومنها:

صعوبة تحقيق الفروض التي قامت عليها النظرية التي من أهمها افتراض أحادية البعد، تعقد العمليات الحسابية المتضمنة فيها، صعوبة فهم مفاهيم النظرية في مقابل بساطة مفاهيم نظرية القياس التقليدية، كبر حجم العينة اللازمة لحساب معالم المفردات وقدرات الأفراد. لهذا اتجه عدد من الدراسات إلى استخدام النظريتين في التحقق من الخصائص السيكومترية للمقاييس في البحوث الأمبيريقية، وأظهرت تلك الدراسات إلى وجود تقارب شديد بين النتائج المستمدة من النظريتين.

على الرغم من أن هناك عدداً كبيراً من النماذج في نظرية الاستجابة للمفردة إلا أن النماذج الثنائية وبصفة خاصة نموذج راش ظلت هي النماذج السائدة في البحوث النفسية والتربوية، فقد أشار عدد من الباحثين (e.g., Madera, 2003; Rubio et al., 2007; Lane et al., 1995) إلى ضرورة الاهتمام بتطبيقات نماذج نظرية الاستجابة للمفردة في مقاييس الاتجاهات والشخصية أي الاهتمام بالنماذج متعددة الاستجابة ومن بينها نماذج ساميجيما المتدرج للاستجابة Samejima's Graded Item Response.

يعد نموذج ساميجيما Samejima (1969) أكثر النماذج استخداماً في تحليل المفردات متعددة الاستجابة، فقد استخدمه لي (1995) Lee النموذج في تحديد الخصائص السيكومترية لمقياس تنسي لفهوم الذات، ولان وستون وأنكنيمان (1995) Lane et al. وباركي (1998) Parke في معايرة مفردات الأداء الرياضي Mathematics Performance، وكيراسكي وموس وتارتيير Kirisci،

(1996) Moss, & Tarter في تقييم الخصائص السيكمومترية لاستبانة الثقة الموقفية Situational Confidence Questionnaire وماديرا (2003) Madera في تقييم اتجاهات الطلاب، واستخدمه روبيو وآخرون (2007) Rubio et alA في تحديد الخصائص السيكمومترية لمقياس التوافق الانفعالي.

اهتمت بعض الدراسات (e.g., Dodd, 1984; Truskosky, 1999; Van Der Ark, 2001) بمقارنة النماذج المختلفة للمفردات متعددة الاستجابة، إلا أنه في حدود تلك الأدلة القليلة يعد نموذج الاستجابة المتدرجة لسيماجيما أفضلها، فيختلف النموذج عن نموذج الدرجات الجزئية لماستر، ونموذج التقدير الجزئي لأندريش اللذين يفترضا تساوى قيم معاملات تمييز المفردات باعتبارهما امتداداً لنموذج راش، ولهذا فإن نموذج سيماجيما صورة أكثر عمومية من النموذجين السابقين، وذلك لافتراضه تساوى معاملات التمييز بين المفردات، ويؤيد تلك النتيجة تواتر استخدام هذا النموذج مقارنةً بالنماذج الأخرى، لهذا، تبنت الدراسة الحالية نموذج سيماجيما في تقييم الخصائص السيكمومترية لاستبانة إدارة الوقت.

الدراسات السابقة

حظيت استبانة إدارة الوقت التي قام بإعدادها بریتون وتيسر Britton (1991) and Tesser باهتمام عدد من الدراسات هدفت إلى التحقق من خصائصها السيكمومترية في ثقافات مختلفة عن الثقافة الغربية باستخدام عينات من طلاب الجامعة وطلاب التعليم الثانوي، إلا إنه وفي -حدود علم الباحث- لا توجد دراسة أجريت على البيئة العربية لمعرفة الخصائص السيكمومترية لتلك الاستبانة.

هدفت دراسة بریتون وتيسر (1991) Britton and Tesser إلى إعداد استبانة إدارة الوقت، والكشف عن بنائها العاملي، وذلك على عينة مكونة من ٩٠ طالباً وطالبة يدرسون مقررأ عن مقدمة في علم النفس بجامعة جورجيا

بالولايات المتحدة الأمريكية، وكان ٩٠٪ من أفراد العينة من أصل أروبي-أمريكي في حين يمثل ١٠٪ الأقلية العرقية، وأظهرت نتائج التحليل العاملي باستخدام طريقة المكونات الأساسية، وجود ثلاثة عوامل مستقلة تفسر ٣٦٪ من التباين، وكانت قيم معاملات الارتباط بين العوامل الثلاثة تقترب من الصفر، ولم يقم الباحثان بحساب قيم معاملات ثبات الاستبانة باستخدام أي طريقة من طرق حساب الثبات.

هدفت دراسة ويلز (1993) Wells إلى تحديد البناء العاملي Factor structure لاستبانة إدارة الوقت، وتكونت عينة البحث من ٨٨ طالباً (٣٦ طالباً، ٥٢ طالبة)، من بين طلاب الجامعة بكندا، وتراوح أعمار العينة من ١٨ إلى ٢٦ عاماً، واستخدم الباحث طريقة تحليل المكونات الأساسية مع التدوير المائل لاكتشاف العوامل التي تتكون منها الاستبانة، وأظهرت النتائج وجود عاملين يفسران ٢٩٪ من التباين في المفردات، وتختلف هذه النتيجة عما توصل إليه بريتون وتيسر (1991) Britton and Tesser.

وأعادت دراسة ترومان وهارتلي (1995) Trueman and Hartley اكتشاف البناء العاملي للاستبانة على عينة مكونة من ٣٠٢ طالباً (٨٠ طالباً و٢٢٢ طالبة) بجامعة كيبي بالمملكة المتحدة، متوسط أعمار عينة الطلبة ٢٣،٤ عاماً في حين كان متوسط عينة الطالبات ٢٣،١. توصلت الدراسة إلى أن قيم معاملات ثبات أبعاد الاستبانة كانت ٠،٨١، لبعد التخطيط قصير الأمد، ٠،٥٧، لبعد اتجاهات الوقت، و٠،٤٨، للتخطيط طويل الأمد، كما أظهرت نتائج التحليل العاملي باستخدام طريقة تحليل المكونات الأساسية اتفاقاً جزئياً مع نتائج بريتون وتيسر (1991) Britton and Tesser لوجود عاملين يفسران ٣٧،٩٪ من التباين أطلق على العامل الأول اسم "نشاطات التخطيط اليومي" وعلى العامل الثاني "الثقة في التخطيط طويل الأمد".

حاولت دراسة بارلنج كيلواي وتشاينج (1996) Barling, Kelloway and Cheung التحقق من البناء العاملي لاستبانة إدارة الوقت على عينة من البائعين

بلغ حجمها ١٠٢ بائع، متوسط أعمارهم ٣٢,٢٧ عاماً، وانحراف معياري ٩,٣١، استخدم الباحثون التحليل العاملي التحقيقي Confirmatory Factor Analysis، وأظهرت قيم كاي^٢، ومؤشرات جودة المطابقة Goodness of Fit Indices تطابق بيانات الدراسة مع النموذج الثنائي المقترح، وبالتالي لم تؤيد الدراسة النموذج الثلاثي الأبعاد الذي اقترحته دراسة بريتون وتيسر (Britton and Tesser, 1991)، وبلغت قيم معاملات الاتساق الداخلي لبعد التخطيط قصير الأمد ٠,٨٥، ولبعد التخطيط طويل الأمد ٠,٧٣، وبلغت قيم معاملات الارتباط بين البعدين ٠,٥٢.

ثم أعادت دراسة مبوفو وآخرين (Mpofu et al. 1996) اكتشاف البناء العاملي لاستبانة إدارة الوقت، على عينة مكونة من ٤٧٢ طالباً (٢٢٤ طالباً و ٢٢٨ طالبة) بكلية التربية بهراري زيمبابوي، ٢٥٠ طالباً من أفراد العينة بالفرقة الأولى في حين كان ٢٢٢ طالباً في الفرقة الثالثة أو النهائية، متوسط عمر العينة ٢٣,٥ سنة، وانحراف معياري ٤,٨، وأظهرت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي، باستخدام طريقة تحليل المكونات الأساسية والتدوير المتعامد باستخدام طريقة الفاريمكس Varimax وجود ثلاثة عوامل، فسرت ٣٣٪ من التباين، كما أظهرت النتائج استقلالية العوامل فقد كانت قيم معاملات الارتباط بين العوامل قريبة من الصفر.

هدفت دراسة ترومان وهارتلي (Trueman and Hartley 1996) بجانب اختبار دلالة الفروق بين الذكور والإناث، وبين الطلاب الأكبر سناً والأصغر سناً في مهارات إدارة الوقت إلى اكتشاف البناء العاملي لاستبانة إدارة الوقت، وذلك باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي على عينة مكونة من ٢٩٣ طالباً (٢١٦ طالباً، ٧٧ طالبة) بجامعة كيبي بالمملكة المتحدة، وقسمت العينة إلى ثلاث عينات وفقاً للعمر الزمني، ثم أجريت أربعة تحليلات إحصائية: التحليل الأول: على عينة الطلاب الأصغر سناً (١٢١ طالباً) بمتوسط ١٩,١ عاماً، والتحليل الثاني: على العينة الثانية (٥٠ طالباً) بمتوسط ٢٢,٤، والتحليل الثالث: على العينة الثالثة (١٧٢ طالباً) بمتوسط ٣١,٥ عاماً، والتحليل الرابع: على العينة

الرابعة وهي نتاج دمج العينة الثانية والثالثة. أظهرت النتائج التحليل العاملي في العينات المختلفة وجود عاملين، كما أن قيم معاملات كرونباك ألفا للاتساق الداخلي تراوحت بين ٠,٦٧ و ٠,٨٦، كما أظهرت النتائج أن قيمة معامل الارتباط بين العاملين ٠,٣٣.

دراسة جارسيا-روس وآخرين (2004) Carsia-Ros et al. التي هدفت إلى تقييم مناسبة استخدام استبانة إدارة الوقت لطلاب المرحلة الثانوية بأسبانيا، وفيها تكونت العينة من ٣٥٠ طالباً بالتعليم الثانوي، وتراوح مدى عمر العينة ما بين ١٦ و ١٨ عاماً بمتوسط ١٦,٩ عاماً، وانحراف معياري ٠,٨٦، بلغت النسبة المئوية للذكور ٤٩٪ من حجم العينة في حين كانت نسبة المئوية للإناث ٥١٪. استخدم الباحثون التحليل العاملي الاستكشافي للفحص المبدئي لمكونات الاستبانة، ثم التحليل العاملي التحققي. وأجري التحليل العاملي الاستكشافي على ١٢٧ طالباً من العينة الكلية، وأظهرت نتائج هذه الخطوة وجود ثلاثة عوامل فسرت ٤٤٪ من التباين، وأيدت نتائج التحليل العاملي التحققي مطابقة النموذج الثلاثي الأبعاد لبيانات الدراسة، على الرغم من أن قيمة كاسي كانت دالة إحصائياً، فقد كانت مؤشرات جودة المطابقة أكبر من ٠,٨٠، كما تراوحت قيم معاملات كرونباك ألفا بين ٠,٨١ و ٠,٦٠، وتراوحت قيم معاملات الارتباط بين العوامل بين ٠,٣٣ و ٠,٤٤.

تعليق على الدراسات السابقة

يتضح من خلال العرض السابق للدراسات السابقة الآتي:

- ١ - أن جميع الدراسات السابقة لم يكن الهدف الوحيد منها التحقق من البناء العاملي للمقياس، وإنما كانت لها أهداف أخرى مثل دراسة العلاقة بين إدارة الوقت والتحصيل الدراسي (e.g., Wells, 1993) أو إيجاد الفروق في مهارات إدارة الوقت بين فئات مختلفة من الأفراد (e.g., Barling et al., 1996).

- ٢ - اختلاف نتائج الدراسات في عدد العوامل التي تتكون منها استبانة إدارة الوقت، فقد توصلت بعض الدراسات (e.g., Barling et al., 1996; Trueman & Hartley, 1995, 1996) إلى وجود عاملين، في حين توصلت بعضها (e.g., Britton & Tesser, 1991; Carsia-Ros et al., 2007; Mpofu, 1996) إلى أن الاستبانة تتكون من ثلاثة عوامل.
- ٣ - استخدام بعض الدراسات السابقة (e.g., Britton & Tesser, 1991; Wells, 1993; Barling et al., 1996) لعينات صغيرة الحجم، فقد كان حجم العينة في دراسة Britton and Tesser (1991) ٩٠ طالباً، بينما كانت في دراسة ويلز (Wells 1993) ٨٠ طالباً. على الجانب الآخر، كان حجم العينة في دراسة كارسيا وآخرين (Carsia-Ros et al. 2004) ٣٥٠ طالباً، وفي دراسة مبوفو وآخرين (Mpofu et al. 1996) ٤٧٢ طالباً.
- ٤ - اعتماد جميع الدراسات السابقة على التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة تحليل المكونات الأساسية لاكتشاف مكونات الاستبانة، في حين دمجت دراسة واحدة (Carsia-Ros et al., 2004) بين التحليل العاملي الاستكشافي والتحليل العاملي التحقيقي.
- ٥ - لم تقدم بعض الدراسات السابقة (e.g., Wells, 1993) قيم الاتساق الداخلي لأبعاد الاستبانة، في استخدام بعضها الآخر (e.g., Carsia-Ros et al., 2004) طريقة كرونباك ألفا في إطار نظرية القياس التقليدية لحساب الاتساق الداخلي، وتباينت تلك القيم بين الدراسات، ولا توجد في حدود علم الباحث - دراسة استخدمت نظرية القياس الحديثة للتحقق من ثبات الاستبانة، مما تقدمه تلك النظرية الحديثة من إمكانات تفوق نظرية القياس التقليدية.
- ٦ - تنوعت الثقافات التي نقل إليها مقياس إدارة الوقت، فقد استخدمه تريمان وهارتلي (Trueman & Hartely 1995) للتحقق من البناء العاملي للمقياس على عينة من طلاب الجامعة في المملكة المتحدة "بريطانيا"، ومبوفو وآخرون (Mpofu et al. 1996) مع عينة من طلاب الجامعة في

زيمبابوي وه جارسيا-روز وآخرون (2004) Garcia-Ros et alÁ مع عينة من طلاب التعليم الثانوي في أسبانيا. بينما لا توجد - في حدود علم الباحث- دراسة عربية استخدمت استبانة إدارة الوقت، أو تحققت من الخصائص السيكمترية له على عينات عربية، وبالتالي فإن ترجمة المقياس ونقله للثقافة العربية، ربما يسهم في فهم الطريقة التي يؤثر بها هذا المفهوم في النواتج المعرفية لطلاب الجامعة "التحصيل" والنواتج غير المعرفية "أساليب مجابهة الضغوط".

إجراءات الدراسة

أولاً: العينة

تم اختيار عينة الدراسة الحالية من بين طلاب كلية التربية، والمركز الجامعي لدراسة الطالبات بجامعة الملك خالد بالمملكة العربية السعودية، وطلاب كلية الآداب بجامعة المنوفية، وروعي في اختيار العينتين تماثل التخصصات على قدر الإمكان بين طلاب الجامعتين، وكان المتوسط والانحراف المعياري للعمر الزمني للعينتين المصرية (الذكور: م = ١٩,٦٦، ع = ١,٢٦، الإناث: م = ١٨,٩٤، ع = ١,٤٢) والسعودية (الذكور: م = ٢٣,٠١٨، ع = ٢؛ الإناث: م = ٢١,٣٢، ع = ٢,٦٥) على الترتيب، كما يتضح من جدول (١) أن غالبية الأفراد في العينين من الإناث، ونظراً لأن غالبية الطلاب في الكليات النظرية بالجامعات المصرية من الإناث، فقد روعي عند اختيار العينة السعودية أن تكون نسبة الذكور إلى الإناث مقاربة لنظيرتها في العينة المصرية.

جدول (١)

توزيع أفراد العينة وفقاً للمجتمع والجنس

العينة السعودية		العينة المصرية		المجتمع
ذكور	إناث	ذكور	إناث	الجنس
١٦٧	٣٨٦	٣٥٩	١٠٧	العدد (ن)
%٣٠	%٧٠	%٧٧	%٢٣	النسبة المئوية

ثانياً: أداة الدراسة

تتكون استبانة إدارة الوقت التي أعدها بريتون وتيسير Britton and Tesser (1991) من ثمان عشرة مفردة باستخدام أسلوب التقرير الذاتي اعتماداً على نموذج بريتون وجلاين (Britton and Glynn (1989).

وتضمن النموذج مكونات عديدة لإدارة الوقت مثل: اختيار أهداف، وأهداف فرعية، ترتيب الأهداف وفقاً للأولويات، تكوين مهام رئيسية وفرعية من الأهداف، ترتيب أولويات المهام، عمل قائمة بالمهام وفقاً لتنفيذها، عمل جدول بالمهام، وتنفيذ المهام (Britton & Tesser, 1991).

تتكون الاستبانة من ثلاثة أبعاد هي: التخطيط قصير الأمد Short-Range Planning خلال يوم أو أسبوع، الاتجاهات نحو الوقت Time Attitudes امتلاك الفرد الإحساس بالسيطرة على وقته، التخطيط طويل الأمد Long-Range Planning مثل وضع أهداف للفصل الدراسي كاملاً، الاحتفاظ بالمواعيد في تقويم واحد، إكمال التكاليف الرئيسية دون العمل في اللحظة الأخيرة.

تدرجت الاستجابة في خمس فئات لكل عبارة بنظام ليكرت، تباينت دائماً بين (خمس درجات) وأبداً (درجة واحدة)، مع عكس هذا الترتيب بالنسبة للعبارات السالبة، ونظراً لأن عبارات الاستبانة تتأثر بالمرغوبة الاجتماعية فقد أضيفت سبع عبارات، تمثل بُعد الكذب من اختبار أيزنك EPQ، وبالتالي فقد أصبحت عدد مفردات الاستبانة التي طبقت على الطلاب ٢٥ مفردة.

نتائج الدراسة

للإجابة عن السؤال الأول "ما البناء العاملي للنسخة العربية لاستبانة إدارة الوقت الذي يحقق أفضل مطابقة مع بيانات العينة المصرية والعينة السعودية في الدراسة الحالية؟".

استخدم الباحث التحليل العاملي التحقيقي Confirmatory Factor Analysis للتحقق من البناء العاملي للاستبانة. ونظراً لأن بريتون وتيسر Britton and Tesser (1991) والذين قاما بإعداد المقياس في صورته الأجنبية افترضوا وجود ثلاثة عوامل مستقلة، فقد تم اختبار صحة هذا النموذج مقارنة بنموذج العامل الواحد، واعتمدت الدراسة الحالية عند تحديد درجة مطابقة النموذج المقترح مع بيانات الدراسة على قيمة كا^٢ وجذر متوسط مربع الخطأ التقريبي Root Mean Square Error of Approximation إضافة إلى مؤشر جودة المطابقة المقارن Comparative Fit index ومؤشر جودة المطابقة المعياري Normed Fit index، كما اعتمدت الدراسة الحالية عند المقارنة بين النموذجين على الفروق في قيمة كا^٢ بين النموذجين ذات دلالة إحصائية يقبل النموذج المركب وهو نموذج العوامل الثلاثة المرتبطة، واستخدم الباحث برنامج LISREL 8.54 لتحديد درجة المطابقة بين النموذجين المقترحين، وحساب مؤشرات جودة المطابقة.

جدول (٢)

قيم كا^٢ ومؤشرات جودة مطابقة للنموذج الثلاثي ونموذج العامل الوحيد
للعينتين المصرية والسعودية

مؤشرات	العينة	درجة الحرية	كا ^٢	الدلالة	جذر متوسط الخطأ التقريبي	مؤشر المطابقة المعياري	مؤشر جودة المطابقة
نموذج العامل الوحيد	المصرية	١٣٥	٣٦٣,٨	٠,٠٠	٠,٠٦٧	٠,٩١	٠,٩١
نموذج العوامل الثلاثة المرتبطة	المصرية	١٣٢	٣١٩,٥	٠,٠	٠,٥٧	٠,٩٣	٠,٩٣
الفرق		٣	٤٤,٣	٠,٠٠	٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٢
نموذج العامل الوحيد	السعودية	١٣٥	٤٨٣,٨	٠,٠٠	٠,٠٧٤	٠,٩١	٠,٩١
نموذج العوامل الثلاثة المرتبطة	السعودية	١٣٢	٣٤٢,٩	٠,٠٠	٠,٠٥٦	٠,٩٤	٠,٩٤
الفروق		٣	١٤٠,٩	٠,٠٠	٠,٠١٨	٠,٠٣	٠,٠٣

يتضح من جدول (٢) تطابق مؤشرات جودة المطابقة للنموذج الثلاثي مع بيانات الدراسة بصورة أفضل من نموذج العامل الوحيد في العينتين المصرية والسعودية، فعلى الرغم من أن قيم كاي^٢ دالة إحصائية إلا أن مؤشرات جودة المطابقة كانت أكبر من ٠,٩، كما أن قيمة جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي قريبة من ٠,٠٥. كما يتضح من الجدول أن الفروق بين النموذجين دالة إحصائياً، كما أن الفروق بين مؤشرات جودة المطابقة كانت دالة لصالح النموذج الثلاثي، مما يدل على أن النموذج يتطابق بصورة أفضل من النموذج الأحادي العامل، وتتفق هذه النتيجة مع ما توصلت إليه دراسة بريتون وتيسر Britton (1991) and Tesser وجارسيا روز وآخرين (2004). Garcia-Ros et al.، كما تتفق هذه النتيجة مع النظرة المعاصرة لإدارة الوقت على إنه مفهوم متعدد الأبعاد (e.g., Britton & Tesser, Multidimesional Concept، فقد أكدت عدد دراسات 1991; Trumen & Hartely، على أن مفهوم إدارة الوقت يتكون من عدد من الأبعاد الفرعية المرتبطة فيما بينها.

كما يتضح من جدول (٣) أن قيم تشبعات النموذج الثلاثي كانت جميعها أكبر من الدرجة القاطعة ٠,٣٠، ماعدا المفردة رقم ٢ في البعد الثاني والمفردة رقم ١٣ في البعد الثالث، كما يتضح -أيضاً- من جدول (٤) أن جميع تشبعات أبعاد استبانة إدارة الوقت كانت دالة إحصائياً، فقد كانت قيمة "ت" كانت أكبر من القيمة القاطعة "٢" لجميع المفردات ماعدا المفردتين السابقتين "١٣,٢"، كما أن متوسط تشبعات مفردات البعد الأول (م العينة المصرية= ٠,٥٧، م العينة السعودية= ٠,٦٩) كانت أعلى من متوسط تشبعات المفردات البعد الثاني (م العينة المصرية= ٠,٤١، م العينة السعودية= ٠,٤٧) والثالث (م العينة المصرية= ٠,٤٥، م العينة السعودية= ٠,٤٣)، كما أن معامل ارتباط تشبعات مفردات الاستبانة بين العينة المصرية والعينة السعودية كانت مرتفعة (ر البعد الأول = ٠,٧١) إلى مرتفعة جداً (ر البعد الثاني = ٠,٩٣)، وكانت أكبر قيمة لها بين تشبعات مفردات البعد الثالث (ر البعد الثالث = ٠,٩٦) مما يدل على التماثل في تشبعات العوامل بين العينتين المصرية والسعودية.

جدول (٣)

المتوسطات والانحراف المعياري للمفردات والتشبعات في العينتين المصرية والسعودية

العينات السعودية		العينات المصرية			
البعد	أرقام المفردات	التشبعات	الخطأ المعياري	قيمة ت	التشبعات
الخطأ المعياري	قيمة ت	التشبعات	الخطأ المعياري	قيمة ت	التشبعات
التخطيط قصير الأمد	١	٠,٦٥	٠,٠٥	١٤,٣١	٠,٧٠
	٥	٠,٦١	٠,٠٥	١٣,٢١	٠,٠٥
	١٠	٠,٦١	٠,٠٥	١٣,١٩	٠,٨٢
	١٤	٠,٦٥	٠,٠٥	١٤,٢٧	٠,٧١
	١٨	٠,٤٨	٠,٠٥	١٠,٠٠	٠,٦٥
	٢٣	٠,٥٣	٠,٠٥	١١,١٥	٠,٧٠
	٢٥	٠,٤٦	٠,٠٥	٩,٥٥	٠,٤٤
الاتجاهات نحو الوقت	٢	٠,٢٤	٠,٠٦	٢,٢١	٠,١٨
	٧	٠,٤٠	٠,٠٥	٧,٤٩	٠,٥٨
	١١	٠,٣٢	٠,٠٥	٥,٢٦	٠,٣٩
	١٦	٠,٤٢	٠,٠٥	٨,٦٧	٠,٤٧
	٢٠	٠,٧١	٠,٠٦	١٢,٨٤	٠,٧٨
	٢٤	٠,٣٤	٠,٠٥	٥,٩٦	٠,٤٥
التخطيط طويل الأمد	٤	٠,٣٥	٠,٠٥	٢,٩٦	٠,٢١
	٨	٠,٥٤	٠,٠٥	٩,٩٤	٠,٥٩
	١٣	٠,١٢	٠,٠٦	١,٨٣	٠,٠٨
	١٧	٠,٤٢	٠,٠٦	٧,٣٧	٠,٥٠
	٢١	٠,٦٠	٠,٠٦	١٠,٨٠	٠,٧٤

وتتفق هذه النتيجة أيضاً مع ما توصلت إليه نتائج عدد من الدراسات السابقة التي هدفت إلى فحص الخصائص السيكمترية لاستبانة إدارة الوقت، فقد رأى ترومان وهارتلي (1995) Trueman and Hartley ضرورة حذف ثلاث

مفردات من استبانة إدارة الوقت، وذلك لتحسين الخصائص السيكومترية للاستبانة، ونظراً لأن الهدف من الدراسة الراهنة هو المقارنة بين نظريتي القياس التقليدية ونظرية القياس الحديثة، وأن أحد جوانب المقارنة تتمثل في منطق كل طريقة في تحديد المفردات التي يتم حذفها من الاستبانة، لهذا فإن الباحث سيبقي على هاتين المفردتين لتحديد أوجه الاتفاق أو الاختلاف بين نظريتي القياس التقليدية والاستجابة للمفردة في التعرف على أسباب سوء الخصائص السيكومترية لهاتين المفردتين.

للإجابة عن السؤال الثاني "هل تختلف خصائص البناء العاملي للنسخة العربية لاستبانة إدارة الوقت بين العينة المصرية والعينة السعودية؟" استخدم الباحث التحليل العاملي التحقيقي للمجموعات المتعددة Group Confirmatory Factor Multiple Analysis وذلك لمقارنة تشبعات العوامل، والخطأ المعياري للقياس، ومعاملات الارتباط بين العوامل، وتم حساب الفرق في درجة الحرية، وقيم χ^2 بين النموذج الذي يفترض تساوي تشبعات العوامل والنموذج الذي يفترض أن تشبعات العوامل مختلفة بين العينتين، فإذا كان الفرق في قيمة χ^2 غير دالة استنتج أن العوامل متساوية، وبالتالي يقبل الفرض وينتقل إلى الفرض الثاني وهو فرض تساوي أخطاء القياس الذي يختبر بالطريقة نفسها، وبالمثل بالنسبة لفرض تساوي معاملات الارتباط، ويوضح جدول (٤) نتائج الإجابة عن السؤال الثاني.

جدول (٤)

درجات الحرية وقيم كاي تربيع للنموذج الثلاثي بين العينتين المصرية والسعودية

مؤشرات	درجة الحرية	χ^2	الفرق في درجة الحرية	الفرق في قيمة χ^2	الدلالة الإحصائية
نموذج العوامل الثلاثة المرتبطة	٢٦٤	٦٧٩,٤٦	-	-	-
افتراض تساوي تشبعات العوامل	٢٨٢	٧٠٦,٦٧	١٨	٢٧,٢٦	٠,١٠
افتراض تشبعات العوامل وأخطاء القياس	٣٠٠	٧٩٠,٨٦	١٨	٨٤,١٩	٠,٠٠
افتراض تشبعات العوامل والتباين في أخطاء القياس ومعاملات الارتباط بين العوامل	٣٠٣	٧٩٦,٣٤	٣	٥,٤٨	٠,٣٠

كما يتضح من جدول (٤)، إن الفرق في قيمة α كانت غير دالة عند افتراض تساوي تشبعات العوامل، كما أنها كانت غير دالة عند افتراض تساوي معاملات الارتباط بين العوامل مما يدل على تحقق هذين الفرضين، في حين أن قيمة α^2 كانت دالة في حالة افتراض تساوي تباين أخطاء القياس بين العينتين مما يدل على عدم تحقق هذا الفرض، أي أن هناك فروقاً بين العينتين في مقدار تباين أخطاء القياس لعبارات الاستبانة، وأن هذا التباين كان أعلى في العينة المصرية في بعض المفردات، في حين أنه كان أكبر في العينة السعودية في البعض الآخر.

جدول (٥)

معاملات الارتباط بين أبعاد استبانة إدارة الوقت للعينتين المصرية والسعودية

الأبعاد	العينة	التخطيط قصير الأمد	الاتجاهات نحو الوقت	التخطيط قصير الأمد
التخطيط قصير الأمد	العينة المصرية	-		
	العينة السعودية	-		
الاتجاهات نحو الوقت	العينة المصرية	٠,٤٢	-	
	العينة السعودية	٠,٤٣	-	
التخطيط الطويل الأمد	العينة المصرية	٠,٣٧	٠,٢٩	-
	العينة السعودية	٠,٤٤	٠,٤١	-

كما يتضح من جدول (٥) أن معاملات الارتباط بين العوامل الثلاثة كانت متوسطة في الثقافتين وجميعها دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠١، كما يلاحظ أيضاً أن قيمة معامل الارتباط بين الاتجاه نحو الوقت، والتخطيط قصير الأمد كانت أكبر من نظيرتها بين الاتجاه نحو الوقت والتخطيط طويل الأمد وبصفة خاصة في الثقافة المصرية، وتتفق هذه النتيجة مع ما توصلت إليه عديد من الدراسات (e.g., Barling, 1996; Garcia-Ros et al., 2004)، إلا أنها تختلف مع نتائج دراسة بريتون وتيسر (Britton and Tesser (1991، ودراسة موبوفو Mpopfu

(1996) واللتان توصلتا إلى أن معاملات الارتباط بين أبعاد الاستبانة كانت قريبة من الصفر، ويرجع الباحث هذا الاختلاف بين نتائج الدراسات إلى استخدام الدراستين السابقتين التدوير المتعامد للمحاور، والذي يستخرج عوامل مستقلة، ويرى الباحث أن هذا النوع من التدوير لا يتفق مع طبيعة المفاهيم في علم النفس والتربية والتي ترتبط بطبيعتها فيما بينها، وبالتالي التدوير المائل هو الأنسب وليس المتعامد.

للإجابة عن السؤال الثالث " ما الخصائص السيكمومترية لاستبانة إدارة الوقت في إطار نظرية القياس التقليدية في العينتين المصرية والسعودية؟"

استخدم الباحث برنامج PARASCAL لتقييم الخصائص السيكمومترية لمفردات الاستبانة في إطار نظرية القياس التقليدية، لحساب معاملات تمييز المفردات استخدم الباحث الارتباط التسلسلي المتعدد Polyserial Correlation لحساب الارتباط بين الدرجة الكلية على البعد والدرجة على المفردة، كما تم حساب نسب المتوسط الوزني كمؤشر على مستوى صعوبة المفردة.

جدول (٦)

المتوسطات والانحراف المعياري ومعاملات التمييز لاستبانة إدارة الوقت في العينتين المصرية والسعودية

البعد	أرقام المفردات	العينة	المتوسط	الانحراف المعياري	قيمة ت	حجم التأثير	معاملات التمييز	فيشر ذي	حجم تأثير كوهين
التخطيط قصير الأمد	١	المصرية	٢,١٢	١,٠١	١,٧٠	٠,٠٠٣	٠,٧٦	٠,٠٠	٠,٠٠
		السعودية	٢,٠١	١,٠٤			٠,٧٦		
	٥	المصرية	٢,٩٩	١,١٩	١,٠٣	٠,٠٠١	٠,٧٢	٢,١٨	٠,١٤
		السعودية	٢,٩١	١,٢٧			٠,٧٨	دالة	
	١٠	المصرية	٢,٣٤	١,١٨	٤,٢٧	٠,٠١٨	٠,٧٣	٣,٦٢	٠,٢٣
		السعودية	٢,٠٣	١,١٣			٠,٨٢	دالة	

تابع/ جدول (٦)

المتوسطات والانحراف المعياري ومعاملات التمييز لاستبانة إدارة الوقت
في العينتين المصرية والسعودية

البعد	أرقام المفردات	العينة	المتوسط	الانحراف المعياري	قيمة ت	حجم التأثير	معاملات التمييز	فيشر ذي	حجم تأثير كوهين
	١٤	المصرية	٢,١٧	١,١٢	٥,٥٤	٠,٠٢٩	٠,٧٤	٢,٨٠	٠,١٨
		السعودية	١,٨٠	١,٠١			٠,٨١	دالة	
	١٨	المصرية	٢,١٨	١,١٦	٠,٩٨	٠,٠٠١	٠,٦٧	٢,٢٢	٠,١٤
		السعودية	٢,١١	١,١١			٠,٧٤	دالة	
	٢٣	المصرية	٢,٨٦	١,٢١	٠,٥٠	٠,٠٠٠	٠,٦٧	٠,٥٩	٠,٠٤
		السعودية	٢,٨٢	١,٣٤			٠,٦٩	غير دالة	
	٢٥	المصرية	٣,٦٥	١,١٢	٢,٩١	٠,٠٠٨	٠,٥٨	٠,٤٧	٠,٠٣
		السعودية	٣,٤٥	١,٠٧			٠,٥٦	غير دالة	
الاتجاهات نحو الوقت	٢	المصرية	٣,٢٦	١,٠٣	١٠,٤٣	٠,٠٩٧	٠,٤٥	٠,٢٠	٠,٠١
		السعودية	٢,٥٨	١,٠٤			٠,٤٦	غير دالة	
	٧	المصرية	٢,٧٦	١,٠٥	١,٨٢	٠,٠٠٣	٠,٥١	٣,٦٥	٠,٢٣
		السعودية	٢,٨٨	١,٠٥			٠,٦٦	دالة	
	١١	المصرية	٣,١٧	١,٢٥	٤,٢١	٠,٠١٧	٠,٥٨	٠,٩٢	٠,٠٦
		السعودية	٢,٨٥	١,١٧			٠,٥٤	غير دالة	
	١٦	المصرية	٣,٧٠	١,٠١	٠,٦٣	٠,٠٠٠	٠,٠٦	٠,٢٠	٠,٠١
		السعودية	٣,٧٤	١,٠١			٠,٠٧	غير دالة	
	٢٠	المصرية	٣,٠٦	١,٠٢	١,٢٩	٠,٠٠٢	٠,٦٥	٢,٧٨	٠,١٨
		السعودية	٢,٩٨	٠,٩٦			٠,٧٤	دالة	
	٢٤	المصرية	٣,٦٠	١,١٦	١٤,٨٦	٠,١٧٨	٠,٦٤	١,٠٣	٠,٠٧
		السعودية	٢,٥٣	١,١٣			٠,٦٠	غير دالة	

تابع/ جدول (٦)

المتوسطات والانحراف المعياري ومعاملات التمييز لاستبانة إدارة الوقت
في العينتين المصرية والسعودية

البعد	أرقام المفردات	العينة	المتوسط	الانحراف المعياري	قيمة ت	حجم التأثير	معاملات التمييز	فيشر ذي	حجم تأثير كوهين
التخطيط طويل الأمد	٤	المصرية	٣,٠٥	١,٣٣	٠,٤٨	٠,٠٠٠	٠,٥٤	٠,٨٧	٠,٠٥
		السعودية	٣,٠٩	١,٣١			٠,٥٠	غير دالة	
	٨	المصرية	٣,١٧	١,٢١	١,٦٢	٠,٠٠٣	٠,٥٦	١,٢١	٠,٠٨
		السعودية	٣,٠٤	١,٣٣			٠,٦١	غير دالة	
	١٣	المصرية	٣,٥٠	١,٢٢	١,٦٩	٠,٠٠٣	٠,٠٣	٠,٦٠	٠,٠٤
		السعودية	٣,٦٣	١,٢٢			٠,٠٥	غير دالة	
	١٧	المصرية	٣,٠٨	١,٣٦	١,٠٦	٠,٠٠١	٠,٥١	٠,٦٦	٠,٠٤
		السعودية	٣,١٧	١,٣٤			٠,٥٤	غير دالة	
	٢١	المصرية	٢,٧٩	١,١٠	٦,٢٨	٠,٠٣٧	٠,٥٨	٠,٩٩	٠,٠٦
		السعودية	٢,٣٤	١,١٧			٠,٦٢	غير دالة	

كما يتضح من جدول (٦) أن مستوى صعوبة مفردات الاستبانة كما عبرت عنها قيم المتوسطات كانت حول المتوسط، وفقاً للمقياس الخماسي للاستبانة، فمتوسط معاملات صعوبة البعد الأول " التخطيط قصير الأمد" كانت في العينة المصرية ٢,٦٢، وكان في العينة السعودية ٢,٤٥ أي أنه أقل من المتوسط النظري للاستبانة "٣"، وبالمثل فقد كان متوسط معاملات سهولة البعد الثاني " الاتجاه نحو الوقت" في العينتين المصرية والسعودية (٣,٢٦، ٢,٩٣) على الترتيب، وفي البعد الثالث " التخطيط طويل الأمد" كانت في العينتين المصرية والسعودية (٣,١٢، ٣,٠٥) على الترتيب، يلاحظ أن قيم متوسطات معاملات سهولة الأبعاد كانت في العينة المصرية أعلى قليلاً من نظيرتها للعينة السعودية بصورة متسقة عبر الأبعاد الثلاثة.

لاختبار دلالة الفروق بين العينتين في متوسطات معاملات السهولة استخدم الباحث اختبار ت، وكما يتضح من جدول (٦) فإن هناك فروق ذات دلالة إحصائية لصالح العينة المصرية في المفردات أرقام (١٠، ١٤، ٢٥) للبعد الأول، والمفردات أرقام (٢، ١١، ٢٤) للبعد الثاني، والمفردة رقم ٢١ في البعد الثالث، ونظراً لأن الدلالة الإحصائية تتأثر بحجم العينة، فقد تم حساب حجم التأثير كمؤشر للدلالة التطبيقية، لإزالة تأثير حجم العينة، وكما يتضح من جدول (٧) أن قيم مربع إيتا كانت جميعها صغيرة (أقل من ٠,٠١) إلى متوسطة (أقل من ٠,٠٦)، ما عدا المفردة رقم ٢ فقد كانت قيمة حجم التأثير أكبر من المتوسط (٠,٠٦) والمفردة رقم ٢٤ كانت قيمة حجم التأثير لها كبيراً (أكبر من ٠,١٤) (Stevens, 1996).

كما يتضح أيضاً من جدول (٦) أن قيم معاملات التمييز لمفردات أبعاد الاستبانة كانت جميعاً أعلى من الحد الأدنى (٠,٣) لقيم معاملات التمييز المقبولة (Crocker & Algina, 1986)، وجاءت متوسطات معاملات التمييز في العينتين المصرية والسعودية على الترتيب للبعد الأول (٠,٧٠، ٠,٧٧).

وللبعد الثاني (٠,٥٤، ٠,٥٧) وللبعد الثالث (٠,٥٣، ٠,٥٤)، ويلاحظ أن قيم معاملات التمييز للبعد الأول كانت أعلى من نظيرتها في البعدين الثاني والثالث وذلك للعينتين المصرية والسعودية، كما يلاحظ أن معاملات التمييز للعينة السعودية كانت أعلى قليلاً على مستوى الأبعاد الثلاثة.

استخدم الباحث اختبار فيشر ذي لاختبار الدلالة الإحصائية للفروق بين معاملات تمييز المفردات، واستخدم مؤشر كوهين q لحساب حجم التأثير، ويتضح من جدول (٦) أن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية بين معاملات تمييز المفردات أرقام (٥، ١٢، ١٨) للبعد الأول، والمفردتين أرقام (٧، ٢٠) في البعد الثاني، في حين لا توجد فروق بين العينتين في مفردات البعد الثالث، وأن جميع الفروق كانت لصالح العينة السعودية. إلا أنه عند حساب حجم التأثير، فقد كانت جميعها قيماً صغيرة (أقل من ٠,١٠) أو أقل من متوسطة (٠,٣٠) وفقاً للدرجات القاطعة التي حددها ستيفنس (Stevens, 1996).

جدول (٧)

معاملات الثبات وقيم فيشر ذي وحجم التأثير لأبعاد استبانة إدارة الوقت
في العينتين المصرية والسعودية

الأبعاد	العينة	معامل ألفا كرونباك	قيمة فيشر ذي	حجم التأثير لكوهين
التخطيط قصير الأمد	المصرية	٠,٧٧	١,٦٩	٠,١١
	السعودية	٠,٨١	غير دالة	
الاتجاهات نحو الوقت	المصرية	٠,٦٦	٠,٢٨	٠,٠٢
	السعودية	٠,٦٥	غير دالة	
التخطيط الطويل الأمد	المصرية	٠,٦٢	٠,٢٦	٠,٠٢
	السعودية	٠,٦١	غير دالة	

استخدم الباحث معامل كرونباك ألفا لحساب معامل ثبات أبعاد الاستبانة في إطار نظرية القياس التقليدية، وكما يتضح من جدول (٧) فإن قيم معاملات ثبات البعد الأول كانت في العينتين المصرية والسعودية أعلى من نظيرتها في البعدين الثاني والثالث، وإنها كانت في البعد الأول أعلى في العينة السعودية عن العينة المصرية، إلا أنها كانت متقاربة بين العينتين في البعدين الثاني والثالث، استخدم الباحث اختبار فيشر ذي ولاختبار دلالة الإحصائية في قيم معاملات الثبات بين العينتين، كما استخدم مؤشر كوهين q لحساب حجم التأثير، وكما يتضح من جدول (٧) فإنه لا توجد دلالة إحصائية أو تطبيقية " حجم تأثير " بين قيم معاملات ثبات أبعاد الاستبانة بين العينتين المصرية والسعودية، مما يدل على عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية أو تطبيقية في قيم معاملات ثبات الاستبانة بين العينتين.

للإجابة عن السؤال الرابع " هل تختلف الخصائص السيكمترية للنسخة العربية لاستبانة إدارة الوقت في إطار نظرية الاستجابة للمفردة بين العينتين المصرية والسعودية؟ " قام الباحث باتباع الخطوات التالية:

- ١ - اختبار مدى تحقق شروط استخدام نظرية الاستجابة للمفردة "أحادية البعد Unidimensionality والاستقلال الموضوعي Local Independence في البيانات المستمدة من العينتين المصرية والسعودية.
- ٢ - معايرة Calibration مفردات أبعاد الاستبانة "تقدير معاملات التمييز، العتبات الفارقة، ومعامل الثبات" لكل بعد بصورة مستقلة عن البعد الآخر وداخل كل عينة على حدة، واستخدم نموذج ساميجيما Samejima للمفردات ذات فئات الاستجابة المتدرجة، استخدم اختبار راجو ليندين وفليمر (Raju, Linden and Fleer (1995 لتحديد الأداء الفارق للمفردات والأبعاد بين العينتين المصرية والسعودية وكذلك برنامج DFITP النسخة الخامسة للمفردات متعددة الاستجابة.

جدول (٨)

مقدار التباين المفسر بالعامل الأول ومؤشرات جودة مطابقة أحادية البعد لأبعاد الاستبانة

العينة	البعد	التباين المفسر بواسطة العامل الأول	الجذر الكامن الأول	درجة الحرية	٢١٥	جذر متوسط الخطأ التقريبي	مؤشر المطابقة المعياري	مؤشر جودة المطابقة
العينة المصرية	التخطيط قصير الأمد	٤٢,٥٣%	٢,٩	١٤	٥٤,٢٨	٠,٠٤٥	٠,٩٦	٠,٩٦
	الاتجاه نحو الوقت	٢٧,٤٢%	٢,٦٤	٩	١٦,٠٠	٠,٠٤٤	٠,٩٤	٠,٩٤
	التخطيط طويل الأمد	٢٧,٦٢%	٢,٣٨	٥	٦,٨٢	٠,٠٢٦	٠,٩٧	٠,٩٧
العينة السعودية	التخطيط قصير الأمد	٤٦,٦٦%	٣,٢٧	١٤	١١٢,٠٠	٠,٠٥	٠,٩٤	٠,٩٤
	الاتجاه نحو الوقت	٣١,١٢%	٢,٨٧	٩	١٩,٨٥	٠,٠٤	٠,٩٦	٠,٩٦
	التخطيط طويل الأمد	٢٧,٦٣%	٢,٥٣	٥	٢,٦٥	٠,٠٠	١,٠٠	١,٠٠

أولاً: شروط نظرية الاستجابة للمفردة

أحادية البعد Unidimensionality

نظراً لأن نظرية الاستجابة للمفردة تتطلب توافر شرط أحادية البعد،

لهذا فإنه تم معايرة مفردات كل بعد من أبعاد الاستبانة بصورة منفردة، كما تم أيضاً استخدام التحليل العاملي الاستكشافي، والتحليل العاملي التحقيقي، للتأكد من مدى توافر شرط أحادية البعد، كما يتضح من جدول (٨) أن مقدار التباين المفسر بواسطة العامل الأول لكل الأبعاد أكبر من الدرجة القاطعة (٢٠٪) التي حددها ريكاس (Reckase 1979)، كما أن مقدار الجذر الكامن للعامل الأول أكبر من الواحد الصحيح، مما يدل على وجود عامل واحد سائد في كل بعد من أبعاد الاستبانة، كما يتضح أيضاً من جدول (٩) أن نتائج التحليل العاملي التحقيقي تؤيد جودة مطابقة البيانات مع النموذج الأحادي العامل، فنسبة كاي^٢ إلى عدد الحرية أقل من خمسة، كما أن قيم جذر متوسط الخطأ التقريبي تساوي أو أقل من ٠,٠٥، وجميع قيم مؤشرات جودة المطابقة أكبر من ٠,٩٠.

الاستقلال الموضوعي Local Independence

يقصد بالاستقلال الموضوعي أن يكون احتمال الإجابة الصحيحة للفرد على مفردة اختباريه مستقلاً عن ناتج إجابيته على أي مفردة أخرى في الاختبار، عند ضبط كل من القيمة التقديرية لقدرة، والقيمة التقديرية لخصائص المفردة (صلاح علام، ٢٠٠٤).

قدم كيم، وكوهين ولين (Kim, Cohen, & Lin (2006) برنامج لحساب أربعة مؤشرات للاستقلال الموضوعي للمفردات متعددة الاستجابة LDIP: Independence indices for Polytomous Items.

استخدم الباحث برنامج LDIP للتحقق من شرط الاستقلال الموضوعي، وأظهرت النتائج أن قيم معامل الارتباط بين درجة الفرد على المفردة والباقي؛ الفرق بين درجته على المفردة والدرجة المتنبأ بها باستخدام نموذج الاستجابة للمفردة داخل كل بعد كانت قريبة من الصفر، كما أن قيم اختبار مربع كاي باستخدام طريقة الاحتمالية العظمى كانت غير دالة إحصائياً في العينتين المصرية والسعودية، مما يجعلنا نطمئن إلى تحقق شرط الاستقلال الموضوعي.

ثانياً: معايرة أبعاد الاستبانة في العينتين المصرية والسعودية

استخدم الباحث نموذج ساميجيما Samejima's Model للاستجابة المتدرجة لمعايرة كل بُعد من أبعاد الاستبانة على حدة، وذلك لأن مفردات الاستبانة صيغت بحيث توضع أمام كل عبارة خمس بدائل متدرجة وفقاً لمقياس ليكرت، وهي الصورة التي تعكس طبيعة سلوك إدارة الوقت الذي يوجد لدى جميع الأفراد ولكن بدرجات مختلفة، أي أنه يوجد بصورة متدرجة وليس بصورة ثنائي، واستخدم الباحث برنامج MULTILOG V7 لحساب معاملات تمييز المفردات والعتبات الفارقة Thresholds، ونظراً لأن هناك خمس استجابات أمام كل عبارة، فهناك أربع عتبات فارقة لكل مفردة، في حين هناك معامل تمييز واحد فقط لكل مفردة.

جدول (٩)

معاملات التمييز والعتبات الفارقة والخطأ المعياري (بين الأقواس) لبعد

التخطيط قصير الأمد

مؤشر الفرق التعويضي	العينة السعودية					العينة المصرية					العتبة المضدرات
	العتبات الفارقة				معامل التمييز	العتبات الفارقة				معامل التمييز	
	٤	٣	٢	١ ❖		٤	٣	٢	١ ❖		
٠,٠٠٨	٢,٦٩ (٠,٢٥)	١,٧٣ (٠,١٣)	٠,٦١ (٠,٠٨)	٠,٣٢- (٠,٩٧)	٢,٠٧ (٠,١٨)	٢,٧٣ (٠,٢٩)	١,٨٧ (٠,١٥)	٠,٣١ (٠,٠٧)	٠,٤٦- (٠,٠٨)	٢,٢٨ (٠,١٩)	١
٠,٠٢١	١,٦٧ (٠,١٦)	٠,٦٥ (٠,١٠)	٠,٤٦- (٠,٠٩)	١,٠٦- (٠,١٣)	١,٥٩ (٠,١٥)	١,٨٩ (٠,٢٢)	٠,٦٩ (٠,١٢)	٠,٦٤- (٠,١٢)	١,٧٨- (٠,١٩)	١,٣٦ (٠,١٤)	٥
٠,٠١٠	٢,١٦ (٠,١٦)	١,٥٠ (٠,١١)	٠,٥٥ (٠,٠٧)	٠,١٨- (٠,٠٦)	٢,٥٦ (٠,٢٠)	٢,١٧ (٠,٢١)	١,٤٥ (٠,١٤)	٠,٣١ (٠,٠٩)	٠,٧١- (٠,١١)	١,٧٠ (٠,١٥)	١٠
٠,٠٠٧	٢,٧٩ (٠,٢٨)	١,٧٤ (٠,١٣)	٠,٩٤ (٠,٠٨)	٠,٠٧ (٠,٠٧)	٢,٢٩ (٠,٢٠)	٢,٤٩ (٠,٢٤)	١,٥٥ (٠,١٤)	٠,٥٠ (٠,٠٩)	٠,٥١- (٠,٠٩)	١,٩٠ (٠,١٦)	١٤
٠,٠٠٦	٢,٦٢ (٠,٢٦)	١,٨٦ (٠,١٩)	٠,٧٣ (٠,١٠)	٠,٥٠- (٠,١٠)	١,٥٠ (٠,١٤)	٢,٧٦ (٠,٣٣)	١,٧٨ (٠,٢١)	٠,٦٥ (٠,١٢)	٠,٥٩- (٠,١٤)	١,٢٨ (٠,١٣)	١٨

تابع/ جدول (٩)

معاملات التمييز والعتبات الفارقة والخطأ المعياري (بين الأقواس) لبعده التخطيط قصير الأمد

مؤشر الفرق التعويضي	العينة السعودية					العينة المصرية					العتبة
	العتبات الفارقة				معامل التمييز	العتبات الفارقة				معامل التمييز	
	٤	٣	٢	١ ♦		٤	٣	٢	١ ♦		
٠,٠١٤	٢,٢٧ (٠,٢٧)	٠,٦٥ (٠,١٣)	٠,٣٩- (٠,١٢)	١,٠٤- (٠,١٧)	١,١٢ (٠,١٣)	٢,٧٧ (٠,٣٨)	٠,٨٣ (٠,١٦)	٠,٦٠- (٠,١٤)	١,٦٥- (٠,٢٣)	١,٠٥ (٠,١٣)	٢٣
٠,٠١٥	٢,٠٥ (٠,٣٣)	١,١٧ (٠,١٥)	٢,١٨- (٠,٣٢)	٤,٣٦- (٠,٦٤)	٠,٧٩ (٠,١٢)	١,٤٢ (٠,٢٦)	٠,٣٨- (٠,١٧)	٢,٤٠- (٠,٣٧)	٣,٩٨- (٠,٦٠)	٠,٨١ (٠,١٢)	٢٥
٠,٠١٢	٢,٣٢ (٠,٢٤)	١,٣٩ (٠,١٣)	٠,٣٩- (٠,١٣)	١,٠٧- (٠,٣١)	١,٧٠ (٠,١٦)	٢,٣٢ (٠,٢٨)	١,١١ (٠,١٦)	٠,٢٧- (٠,١٤)	١,٣٨- (٠,٢١)	١,٤٨ (٠,١٥)	المتوسط

♦ ١ = الانتقال من أبدأ إلى نادراً، ٢ = الانتقال من نادراً إلى أحياناً، ٣ = الانتقال من أحياناً إلى غالباً، ٤ = الانتقال من غالباً إلى دائماً.

كما يتضح من جدول (٩) أن قيم معاملات تمييز مفردات البعد الأول كانت وفقاً للخطوط الإرشادية (٠,٠١ إلى ٠,٣٤ منخفضة جداً، ٠,٣٥ إلى ٠,٦٤ منخفضة، ٠,٦٥ إلى ١,٣٤ متوسطة، ١,٣٥ إلى ١,٦٩ مرتفعة، أكبر من ١,٧٠ مرتفعة جداً) التي وضعها باكير (Baker 2001) تقع ما بين عالية جداً وعالية، وأن أقل قيمة لمعامل التمييز بين مفردات البعد الأول كانت للمفردة رقم ٢٥ وذلك في العينتين المصرية والسعودية.

كما يتضح أيضاً من جدول (٩) الخاصية التزايدية لقيم العتبات الفارقة، فمتوسط القدرة الكامنة اللازمة لانتقال الفرد من مستوى "أبدأ" إلى مستوى "نادراً" أقل من مستوى القدرة الكامنة اللازمة للانتقال من مستوى "نادراً" إلى مستوى "أحياناً"، كما أن مدى متوسط العتبات الفارقة للعينة المصرية كانت (-) ١,٣٨ إلى ٢,٣٢، وللعينة السعودية (-) ١,٠٧ إلى ٢,٣٢، أي أن المدى كان أصغر إلى حد ما في العينة السعودية عن العينة المصرية، كما أن صغر قيم

متوسط الخطأ المعياري لتقدير معاملات التمييز (٠,١٦, ٠,١٥) في العينتين المصرية والسعودية على الترتيب وقربهما لنظيرتهما للعبات الفارقة (٠,١٩, ٠,٢١) مما يدل على الدقة في تقدير معاملات التمييز والعبات الفارقة لمفردات البعد الأول في العينتين المصرية والسعودية.

جدول (١٠)

معاملات التمييز والعبات الفارقة والخطأ المعياري (بين الأقواس)
لبعد الاتجاهات نحو الوقت

مؤشر الفرق التعويضي	العينة السعودية					العينة المصرية					العبية المفردات
	العبات الفارقة				معامل التمييز	العبات الفارقة				معامل التمييز	
	٤	٣	٢	١	٤	٣	٢	١	٤	٣	
٠,٠٠٠	٤,٥٥ (١,٩٢)	١,١٦ (٠,٥٥)	٢,٢٧- (٠,٨٥)	٤,٦١- (١,٩٠)	٠,٧٠ (٠,١٠)	٤,٢٨ (٢,٠٢)	١,٣٣ (٠,٦٥)	١,٨٦- (٠,٨١)	٤,٦٥- (٢,١٧)	٠,٧٠ (٠,١١)	٤
٠,٠٠٤	٢,٠٦ (٠,٢٨)	٠,٥١ (٠,١٤)	٠,٨٠- (٠,١٦)	١,٩١- (٠,٢٦)	٠,٩٤ (٠,١٢)	٢,٠٤ (٠,٢٨)	٠,٢٧ (٠,١٢)	١,٠٠- (٠,١٨)	٢,٣٠- (٠,٣١)	١,٠٦ (٠,١٤)	٨
٠,٠٠١	٢,٣٠ (٠,٥٤)	١,١١- (٠,٣٢)	٣,٥٩- (٠,٨٣)	٦,٢٤- (١,٥٠)	٠,٤٠ (٠,٠٩)	٢,٣٠ (٠,٧٦)	٠,١٩- (٠,٣٣)	٢,٧٩- (٠,٨٨)	٦,٣٤- (٢,٠٣)	٠,٤٥ (٠,١٣)	١٣
٠,٠٠٠	٣,٤٨ (١,٠٢)	٠,٧٩ (٠,٣٥)	٢,٠٥- (٠,٦٠)	٤,٣٨- (١,٢٦)	٠,٧٠ (٠,١٠)	٥,٠٨ (٢,٠١)	٠,٩٠ (٠,٥٠)	٢,٤٣- (١,٣٩)	٤,٦٥- (١,٨١)	٠,٦١ (٠,٠٩)	١٧
٠,٠٠٥	٢,٥٢ (٠,٢٥)	١,٥١ (٠,١٦)	٠,٣٣ (٠,١٠)	٠,٨٢- (٠,١٢)	١,٤٤ (٠,١٤)	٢,٣٣ (٠,٢٤)	٠,٩٥ (٠,١٢)	٠,٤٢- (٠,١٠)	١,٥٦- (٠,١٦)	١,٥٧ (٠,١٦)	٢١
٠,٠٠٢	٣,١٨ (٠,٨٠)	٠,٥٧ (٠,٣٠)	١,٦٨- (٠,٥١)	٣,٧٩- (٠,٠١)	٠,٨٠ (٠,١١)	٣,٤١ (٠,٦٤)	٠,٧٣ (٠,٢٨)	١,٧٠- (٠,٥٣)	٤,١- (١,٣٠)	٠,٨٤ (٠,١٣)	المتوسط

كما يتضح من جدول (١٠) أن متوسط معاملات تمييز المفردات بالنسبة للبعد الثاني من أبعاد الاستبانة "الاتجاهات نحو الوقت" كانت ٠,٨١ بالنسبة للعينة المصرية، بينما كانت ١,١٨ بالنسبة للعينة السعودية، وأنه كانت أقل من البعد الأول،

إلا أنها كانت مثل البعد الأول في العينة السعودية أعلى من العينة المصرية، وبالمثل فإن مدى متوسط العتبات الفارقة في العينة المصرية (-٤,٥٥ إلى ٣,٠٢) أكبر من العينة السعودية (-٤,٢٤ إلى ٢,٥٨)، كما أن قيم متوسط الخطأ المعياري لتقدير معاملات التمييز (٠,١٣، ٠,١٤) في العينتين المصرية والسعودية على الترتيب كانت أقل من نظيرتها للعتبات الفارقة (٠,٦٣، ٠,٤٨) مما يدل على دقة أكثر في تقدير معاملات التمييز عن تقدير العتبات الفارقة في العينتين المصرية والسعودية.

جدول (١١)

معاملات التمييز والعتبات الفارقة والخطأ المعياري (بين الأقواس)
لبعد التخطيط طويل الأمد

مؤشر الفرق التعويضي	العينة السعودية					العينة المصرية					العتبة المفردات
	العتبات الفارقة				معامل التمييز	العتبات الفارقة				معامل التمييز	
	٤	٣	٢	١ ❖		٤	٣	٢	١ ❖		
٠,٠٠١	٣,٢٨ (٠,٩٢)	٠,٤٢ (٠,٢٣)	٣,٤٦- ١,٠٠٩	٤,٨٦- (١,٦٧)	٠,٦٧ (٠,١١)	٥,١١ (١,٤٤)	١,٤٩ (٠,٥٦)	٤,١٠- (١,٢٢)	٤,٨٩- (١,٣٤)	٠,٦٧ (٠,١١)	٢
٠,٠٠٢	٢,٨٧ (٠,٣١)	٠,٨٦ (٠,١٢)	٠,٧١- (٠,١٢)	١,٧٢- (٠,١٩)	١,٤١ (٠,١٣)	٣,٩٣ (٠,٦٢)	١,٥٩ (٠,٢٧)	٠,٦٥- (٠,١٨)	٢,٤٢- (٠,٣٧)	٠,٨٥ (٠,١٢)	٧
٠,٠٠٢	٣,٠٩ (٠,٥٩)	٠,٨٦ (٠,٢٥)	١,٤٨- (٠,٢٨)	٤,٢٩- (٠,٨٠)	٠,٦٩ (٠,١٠)	٢,٩٢ (٠,٦٧)	٠,٧٠ (٠,٢٨)	١,٥٦- (٠,٤١)	٣,٩٨- (٠,٨٩)	٠,٦٥ (٠,١٢)	١١
٠,٠٠١	٢,٤٥ (٠,٤٨)	١,٠٩- (٠,٣٣)	٤,٨٢- (٠,٩٤)	٧,٣٤- (١,٥٩)	٠,٤٦ (٠,٠٩)	٢,٥٧ (٠,٦٨)	٠,٩٣- (٠,٣٥)	٣,٩٧- (٠,٩٩)	٧,٥٦- (٢,٠٢)	٠,٤٩ (٠,١٢)	١٦
٠,٠٠٥	١,٨٤ (٠,١١)	٠,٦٩ (٠,٠٦)	٠,٧٥- (٠,٠٦)	١,٥٤- (٠,٠٩)	٣,٣٤ (٠,٢٧)	٢,٣٦ (٠,٢٤)	٠,٥٧ (٠,١٠)	٠,٩٤- (٠,١٢)	١,٩٥- (٠,١٩)	١,٦٤ (٠,١٦)	٢٠
٠,٠٠٤	١,٩٣ (٠,٣٤)	٠,٠٠ (٠,١٥)	١,٩٩- (٠,٣٢)	٣,٦٩- (٠,٥٦)	٠,٧٩ (٠,١١)	١,٢٣ (٠,٢١)	٠,١٩- (٠,١٤)	١,٨٤- (٠,٢٧)	٣,٤٨- (٠,٤٨)	٠,٩٦ (٠,١٣)	٢٤
٠,٠٠٣	٢,٥٨ (٠,٤٦)	٠,٢٩ (٠,١٩)	٢,٢٠- (٠,٤٧)	٤,٢٤- (٠,٨٢)	١,١٨ (٠,١٤)	٣,٠٢ (٠,٦٤)	٠,٩١ (٠,٢٨)	٢,١٨- (٠,٥٣)	٤,٥٥- (١,٠٥)	٠,٩١ (٠,١٣)	المتوسط

يتضح من جدول (١١) أن متوسط تقدير معاملات التمييز للبعد الثالث "التخطيط طويل الأمد" للعينتين المصرية والسعودية (٠,٧٤، ٠,٧٠) على الترتيب، كما أن مدى متوسط الفروق في قيم العتبات الفارقة للعينتين المصرية (٤,١ إلى ٣,٤١) والسعودية (٣,٧٩- إلى ٣,١٨)، وكان متوسط الخطأ المعياري لمعاملات التمييز في العينة المصرية (٠,١٣) وفي العينة السعودية (٠,١١)، ومتوسط الخطأ المعياري لتقدير معاملات العتبات الفارقة كانت في العينة المصرية (٠,٨٤) في حين بلغ في العينة السعودية (٠,٦٧)، مؤكداً على النتيجة السابقة بأن دقة تقدير معاملات التمييز أعلى من دقة تقدير معاملات العتبات الفارقة، وأنها متقاربة في العينتين. لاختبار دلالة الفروق في معاملات خصائص المفردة "معاملات التمييز والعتبات الفارقة" بين العينتين المصرية والسعودية، استخدم الباحث الطريقة التي قدمها راجو وآخرون (Raju et al. 1995) والتي تعتمد على حساب المؤشر غير التعويضي للأداء المتميز للمفردة وللاختبار Non-compensatory Differential Item Test Function index، ومقارنة هذا المؤشر بالدرجات القاطعة التي تتحدد قيمتها وفقاً لعدد البدائل أمام كل عبارة، وتحدد الدرجة القاطعة بالنسبة للبعد ككل من خلال حاصل ضرب الدرجة القاطعة للمفردة في عدد المفردات، وفي حالة الأداة المستخدمة في الدراسة الحالية، فإن الدرجة القاطعة للمفردة هي ٠,٠٩٦، والدرجة القاطعة للأبعاد الثلاثة كانت (٠,٦٧٢، ٠,٥٧٦، ٠,٤٨٠) على الترتيب، ويلاحظ اختلاف قيم الدرجات القاطعة للأبعاد نتيجة لاختلاف عدد المفردات في كل بُعد.

ويلاحظ من الجداول (٩، ١٠، ١١) أن متوسط قيم المؤشر غير التعويضي للبعد الأول أكبر منها مقارنة بالبعدين الثاني والثالث، مما يدل على تقارب الخصائص السيكمومترية بين العينتين في البعدين الثاني والثالث مقارنة بالبعد الأول، مما يدل على تقارب الخصائص السيكمومترية بين العينتين في البعدين الثاني والثالث مقارنة بالبعد الأول، إلا أنه بصفة عامة لم تظهر أية فروق في الخصائص السيكمومترية على مستوى المفردات بين العينتين، فكانت

جميع قيم المؤشر غير التعويضي لمفردات الاستبانة في العينتين المصرية والسعودية أقل من الدرجات القاطعة، مما يدل على عدم وجود فروق في قيم معاملات تمييز المفردات ومعاملات العتبة الفارقة بين العينتين المصرية والسعودية.

للإجابة عن السؤال الخامس "هل توجد علاقة بين الخصائص السيكومترية للنسخة العربية لاستبانة إدارة الوقت وفقاً لنظرية القياس التقليدية ونظيرتها وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة في العينتين المصرية والسعودية؟" استخدم الباحث الطريقة الارتباطية وليس طريقة الفروق وذلك لاختلاف وحدة قياس الخصائص السيكومترية للمفردات في الطريقتين، فعلى سبيل المثال تنحصر قيم معاملات التمييز في نظرية القياس التقليدية ما بين +١ و-١ فهو في الأصل معامل الارتباط، في حين تنحصر قيم معاملات التمييز في نظرية الاستجابة للمفردة ما بين موجب "ما لانهاية" وسالب "ما لانهاية"، وذلك لأنها تمثل في الأصل درجة الالتواء في المنحنى المميز للمفردة والتي يعبر عنها بظل الزاوية عند وسط المنحنى.

كما يلاحظ عند المقارنة بين نظرية الاستجابة للمفردة ونظرية القياس التقليدية أن الأولى تقدم كم وأنواع من البيانات أكثر مما تقدمه الثانية، ففي حين تقدم نظرية القياس التقليدية قيمة وحيدة للخطأ المعياري للقياس، وذلك على مستوى المقياس ككل، تقدم نظرية الاستجابة للمفردة خطأ معيارياً لكل مفردة من مفردات المقياس بل إنها تقدم عدد لا نهائي من قيم الخطأ المعياري لكل مفردة وذلك عند كل مستوى من مستويات القدرة، وبالمثل تقدم عدد من القيم للأخطاء المعيارية للبعد أو للمقياس تقابل كل مستوى من مستويات قدرة الأفراد، وأيضاً تقدم نظرية القياس التقليدية قيمة واحدة لمعامل ثبات المقياس، تقدم نظرية الاستجابة للمفردة عدداً من القيم لمعاملات ثبات المقياس مقابلة لمستويات القدرة.

ونظراً لهذا الكم الكبير في البيانات التي تقدمها نظرية الاستجابة للمفردة، ولتسهيل عملية المقارنة بين النظريتين قام الباحث بحساب مؤشر عام لصعوبة المفردة، وذلك بحساب متوسط قيم صعوبة العتبة الفارقة الأولى والأخيرة، وبالمثل تم حساب متوسط قيم معاملات الخطأ المعياري للمقياس "الخطأ المعياري الهامشي Marginal Standard Error of Measurement" ومتوسط قيم معاملات ثبات المقياس "الثبات الهامشي Marginal Reliability" (Sireci; Thissen, & Wainer, 1991).

كما تقدم نظرية الاستجابة للمفردة معلومات ليس لها مقابل في نظرية القياس التقليدية والتي منها مفهوم الدالة المعلوماتية للمفردة والاختبار Item\Test Information Function ومعلومات حول درجة مطابقة النموذج المستخدم مع بيانات الدراسة، كما إنها تتيح الفرصة لاختبار مجموعة من الفروض مثل افتراض تساوي قيم معاملات التمييز بين المفردات.

كما يتضح من جدول (١٢) ارتباط قيم معاملات صعوبة مفردات أبعاد الاستبانة وفقاً لنظرية القياس التقليدية بالسالب مع تقديرات معاملات الصعوبة وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة على مستوى جميع أبعاد الاستبانة، فقد كانت (-٠,٩٦، -٠,٩٥) لبعـد التخطيط قصير الأمد، و(-٠,٩١، -٠,٩٥) لبعـد الاتجاه نحو الوقت و(-٠,٩١، -٠,٩٣) لبعـد التخطيط قصير الأمد في العينتين المصرية والسعودية على الترتيب، ويفسر ذلك الارتباط السالب بأنه كلما ارتفعت قيمة متوسط درجات الأفراد على المفردة كلما زادت سهولة المفردة، في حين أنه كلما ارتفعت قيم العتبات الفارقة للمفردة كلما دل ذلك على ارتفاع مستوى صعوبة المفردة.

على العكس فقد كانت هناك علاقة موجبة قوية بين تقديرات معاملات تمييز المفردات وفقاً لنظرية القياس التقليدية ونظيرتها وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة، وقيمة معامل الارتباط بين معاملات تمييز مفردات البعد الأول في العينتين المصرية والسعودية (٠,٩٠، ٠,٨٩) في حين كانت للبـعد الثاني (٠,٧٥، ٠,٨٤) وللبـعد الثالث (٠,٧٥، ٠,٨٣) على الترتيب.

جدول (١٢)

معاملات الصعوبة والتمييز والارتباط لأبعاد استبانة إدارة الوقت في إطار نظرية القياس التقليدية ونظرية الاستجابة للمفردة في العينتين المصرية والسعودية

البعد	أرقام المفردات	العينة	معاملات الصعوبة		معامل الارتباط	معاملات التمييز		معامل الارتباط
			النظرية التقليدية	نظرية الاستجابة للمفردة		النظرية التقليدية	نظرية الاستجابة للمفردة	
التخطيط قصير الأمد	١	المصرية	٢,١٢	١,١٣	٠,٩٦-	٠,٧٦	٢,٢٨	٠,٩٠
		السعودية	٢,٠١	١,١٨	(العينة)	٠,٧٦	٢,٠٧	(العينة)
	٥	المصرية	٢,٩٩	٠,٠٦	(المصرية)	٠,٧٢	١,٣٦	(المصرية)
		السعودية	٢,٩١	٠,١٥		٠,٧٨	١,٥٩	
	١٠	المصرية	٢,٣٤	١,٧٣		٠,٧٣	١,٧٠	
		السعودية	٢,٠٣	٠,٩٧		٠,٨٢	٢,٥٦	
	١٤	المصرية	٢,١٧	٠,٩٩		٠,٧٤	١,٩٠	
		السعودية	١,٨٠	١,٤٣	٠,٩٥-	٠,٨١	٢,٢٩	٠,٨٩
	١٨	المصرية	٢,١٨	١,٠٨	(العينة)	٠,٦٧	١,٢٨	(العينة)
		السعودية	٢,١١	١,٠٦	(السعودية)	٠,٧٤	١,٥٠	(السعودية)
	٢٣	المصرية	٢,٨٦	٠,٥٦		٠,٦٧	١,٠٥	
		السعودية	٢,٨٢	٠,٥٢		٠,٦٩	١,١٢	
	٢٥	المصرية	٣,٦٥	١,٢٨-		٠,٥٨	٠,٨١	
		السعودية	٣,٤٥	١,١٥-		٠,٥٦	٠,٧٩	
الاتجاهات نحو الوقت	٢	المصرية	٣,٢٦	١,٣٩-	٠,٩١-	٠,٤٥	٠,٣٧	٠,٧٥
		السعودية	٣,٤٢	١,٧٩-	(العينة)	٠,٤٦	٠,٤٧	(العينة)
	٧	المصرية	٢,٧٦	٠,٧٦	(المصرية)	٠,٥١	٠,٥٨	(المصرية)
		السعودية	٢,٨٨	٠,٥٧		٠,٦٦	١,٤١	
	١١	المصرية	٣,١٧	٠,٥٣-		٠,٥٨	٠,٥٥	
		السعودية	٣,١٥	٠,٦٠-		٠,٥٤	٠,٥٩	
	١٦	المصرية	٣,٧٠	٠,٥٠-		٠,٣٩	٠,٤٩	
		السعودية	٣,٧٤	٢,٤٤-	٠,٩٥-	٠,٣٩	٠,٤٦	٠,٨٤
	٢٠	المصرية	٣,٠٦	٠,٢١	(العينة)	٠,٦٥	١,٦٤	(العينة)
		السعودية	٢,٩٨	٠,٥١	(السعودية)	٠,٧٤	٣,٣٤	(السعودية)
	٢٤	المصرية	٣,٦٠	١,١٣-		٠,٦٤	٠,٩٦	
		السعودية	٣,٤٧	٠,٨٨-		٠,٦٠	٠,٧٩	

تابع/ جدول (١٢)

معاملات الصعوبة والتمييز والارتباط لأبعاد استبانة إدارة الوقت في إطار نظرية القياس التقليدية ونظرية الاستجابة للمفردة في العينتين المصرية والسعودية

البعد	أرقام المفردات	العينة	معاملات الصعوبة		معامل الارتباط	معاملات التمييز		معامل الارتباط
			النظرية التقليدية	نظرية الاستجابة للمفردة		النظرية التقليدية	نظرية الاستجابة للمفردة	
التخطيط طويل الأمد	٤	المصرية	٣,٠٥	-٠,١٩	-٠,٩١	٠,٥٤	٠,٣٠	٠,٧٥
		السعودية	٣,٠٩	-٠,٠٣	(العينة)	٠,٥٠	٠,٣٠	(العينة)
	٨	المصرية	٣,١٧	-٠,١٣	(المصرية)	٠,٥٦	١,٠٦	(المصرية)
		السعودية	٣,٠٤	٠,٠٨		٠,٦١	٠,٩٤	
	١٣	المصرية	٣,٥٠	-٠,٠٢		٠,٤٧	٠,٤٥	
		السعودية	٣,٦٣	-١,٩٧		٠,٤٤	٠,٤٠	
	١٧	المصرية	٣,٠٨	٠,٢١		٠,٥١	٠,٣١	
		السعودية	٣,١٧	-٠,٤٥	-٠,٩٣	٠,٥٤	٠,٤٠	٠,٨٣
	٢١	المصرية	٢,٧٩	٠,٣٩	(العينة)	٠,٥٨	١,٥٧	(العينة)
		السعودية	٢,٣٤	٠,٨٥	(السعودية)	٠,٦٢	١,٤٤	(السعودية)

كما يتضح من جدول (١٣) وجود ارتباط موجب قوي بين تقديرات معاملات الثبات وفقاً لنظرية القياس التقليدية ونظيرتها في نظرية الاستجابة للمفردة، إلا أنه يجب ملاحظة أن نظرية الاستجابة للمفردة لا تعط مثل نظرية القياس التقليدية قيمة واحدة لمعامل ثبات البعد بل تعطي قيمة لكل مستوى من مستويات قدرة الأفراد وأن القيمة التي في الجدول، هي متوسط تلك القيم ولذلك أطلق عليها معامل الثبات الهامشي.

كما يتضح أيضاً من جدول (١٣) أن تقدير الخطأ المعياري للقياس وفقاً لنظرية القياس التقليدية يتأثر بتباين درجات الأفراد على البعد، فبالرغم من أن قيمة معامل ثبات البعد الأول كانت أعلى مقارنة بالبعدين الثاني والثالث إلا أن قيمة الخطأ المعياري للقياس لهذا البعد كانت أكبر مقارنة بهذين البعدين نتيجة لأن تباين درجات الأفراد على البعد الأول أكبر من تباينهم على البعدين

الثاني والثالث، وهذا يبرز أحد عيوب نظرية القياس التقليدية التي تتأثر فيها الخصائص السيكمومترية للمفردات بخصائص الأفراد، ورغمًا من ذلك يتضح من جدول (١٣) فإن تقديرات الخطأ المعياري لأبعاد الاستبانة وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة لم تتأثر بخصائص الأفراد، فقد كان الخطأ المعياري للبعد الأول أصغر من القيمتين المناظرتين في البعدين الثاني والثالث مما يدل على وجود دقة أكثر في قياس البعد الأول "التخطيط قصير الأمد" مقارنة بالبعدين الثاني "الاتجاه نحو الوقت" والبعد الثالث "التخطيط طويل الأمد" الأمر الذي يتفق مع ارتفاع قيمة معامل ثبات هذا البعد مقارنة بالبعدين الآخرين.

جدول (١٣)

معاملات ثبات استبانة إدارة الوقت في إطار نظرية القياس التقليدية
ونظرية الاستجابة للمفردة

الأبعاد	العينة	معامل ألفا كرونباك	معامل الثبات الهامشي	الخطأ المعياري	الخطأ المعياري الهامشي
التخطيط قصير الأمد	المصرية	٠,٧٧	٠,٨١	٢,٤٨	٠,٤٨
	السعودية	٠,٨١	٠,٨٣	٢,٣٥	٠,٤٧
الاتجاهات نحو الوقت	المصرية	٠,٦٦	٠,٧٢	١,٩٥	٠,٦٥
	السعودية	٠,٦٥	٠,٧٠	٢,٠١	٠,٦٧
التخطيط الطويل الأمد	المصرية	٠,٦٢	٠,٦٩	١,٩٣	٠,٧٠
	السعودية	٠,٦١	٠,٦٨	٢,٠٣	٠,٧٣

للإجابة عن السؤال السادس "هل تختلف متوسطات درجات أبعاد مهارات إدارة الوقت بين العينتين المصرية والسعودية باختلاف نظرية القياس التقليدية مقابل الحديثة؟"

استخدم الباحث الدرجات الخام "مجموع درجات الأفراد على المفردات التي تمثل البعد" كمؤشر على السمة التي يقيسها ذلك البعد في إطار نظرية

القياس التقليدية في حين استخدم تقدير قدرة الأفراد في إطار نظرية الاستجابة للمفردة وهي أحد نواتج برنامج MULTILOG 7 للمقارنة بين متوسط درجات الأفراد على الاستبانة في العينتين باستخدام اختبار ت، كما تم حساب حجم التأثير لحذف تأثير حجم العينة على نتائج الدراسة.

جدول (١٤)

المتوسط والانحراف المعياري ودرجة الحرية وقيمة ت وحجم التأثير

حجم التأثير	الأبعاد	العينة	حجم العينة	المتوسط	الانحراف المعياري	درجة الحرية	قيمة ت	مستوى الدلالة	حجم التأثير
٠,٠١٢	نظرية القياس التقليدية	المصرية	٤٦٦	١٨,٣١	٥,١٨	١٠١٧	٣,٥٥	٠,٠٠١	٠,٠١٢
		السعودية	٥٥٢	١٧,١٢	٥,٤٠				
٠,٠١٢	نظرية الاستجابة للمفردة	المصرية	٤٦٦	٠,٢٥-	٠,٦٨	١٠١٧	٣,٥٦	٠,٠٠١	٠,٠١٢
		السعودية	٥٥٢	٠,٥١-	٠,٧٢				
٠,٠٠٠	نظرية القياس التقليدية	المصرية	٤٦٦	١٩,٥٤	٣,٣٤	١٠١٧	٠,٥٠	٠,٦١٧	٠,٠٠٠
		السعودية	٥٥٢	١٩,٦٤	٣,٣٩				
٠,٠٠٠	نظرية الاستجابة للمفردة	المصرية	٤٦٦	٠,١٩	٠,٤٤	١٠١٧	٠,٣١-	٠,٧٥٧	٠,٠٠٠
		السعودية	٥٥٢	٠,٢٠	٠,٤٥				
٠,٠٠٣	نظرية القياس التقليدية	المصرية	٤٦٦	١٥,٥٩	٣,١٤	١٠١٧	١,٦٥	٠,٠٩٩	٠,٠٠٣
		السعودية	٥٥٢	١٥,٢٦	٣,٢٥				
٠,٠٠٣	نظرية الاستجابة للمفردة	المصرية	٤٦٦	٠,٠٩	٠,٤٩	١٠١٧	١,٨٤	٠,٠٦٧	٠,٠٠٣
		السعودية	٥٥٢	٠,٠٣	٠,٥٢				

كما يتضح من جدول (١٤) فقد كان هناك تقارب في قيم اختبار ت التي توصلت إليها الدراسة باستخدام نظرية القياس التقليدية ونظرية الاستجابة للمفردة، فقد أظهرت النتائج وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى ٠,٠٠١ بين العينتين في بعد التخطيط قصير الأمد لصالح العينة المصرية، في حين لم يكن هناك فروقاً ذات دلالة إحصائية بين العينتين في بعدي الاتجاه

نحو الوقت والتخطيط قصير الأمد، إلا أن هذه الفروق لم تحقق دلالة تطبيقية حيث أن قيم حجم التأثير كانت صغيرة بالنسبة للبعد الأول وكانت صغيرة جداً للبعدين الثاني والثالث.

بالرغم من الاتفاق في النتيجة التي توصلت إليها الدراسة سواء باستخدام الدرجة الخام "منحى نظرية القياس التقليدية" أو تقديرات القدرة "منحى نظرية الاستجابة للمفردة" إلا أن هناك بعض الاستنتاجات التي يمكن التوصل إليها من خلال قراءة نتائج نظرية الاستجابة للمفردة والتي منها:

إنه يمكن المقارنة بين درجات الطلاب عبر أبعاد الاستبانة اعتماداً على متوسط قدرات الأفراد في نظرية الاستجابة للمفردة، إلا أن هذه المقارنة غير ممكنة في نظرية القياس التقليدية وذلك لتأثير متوسط درجات على أبعاد الاستبانة تتأثر بعدد المفردات التي يتكون منها ذلك البعد، في حين أن تقدير القدرة في نظرية الاستجابة للمفردة لا يتأثر بعدد المفردات التي يتكون منها البعد.

أن تقديرات قدرات الأفراد وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردات قابلة للتفسير في حين أن الدرجات الخام غير قابلة للتفسير إلا إذا كان هناك محك أو معيار، وسوف يختلف هذا الحكم باختلاف هذا المحك أو المعيار، فكما يتضح من جدول (١٤) فإن متوسط تقديرات العينة المصرية والعينة السعودية على بعد التخطيط قصير الأمد كانت سالبة، مما يدل على أن مستوى قدرة الأفراد على هذا البعد كانت دون المتوسط وفقاً للتوزيع لاعتدالي، في حين أن متوسط التقديرات على البعدين الثاني والثالث كانت أعلى من المتوسط بقليل.

مناقشة النتائج

هدفت تلك الدراسة إلى إبراز جوانب التشابه والاختلاف بين نظريتي القياس التقليدية والاستجابة للمفردة، وأظهرت نتائج الدراسة إلى عدم وجود تعارض بين النتائج المستخرجة من النظريتين إلا أن نظرية الاستجابة للمفردة

قدمت نتائج تفصيلية أمكن من خلالها تشخيص أسباب سوء الخصائص السيكومترية لبعض مفردات الاستبانة، مما يساعد بصورة أفضل في تحسين الخصائص السيكومترية لاستبانة إدارة الوقت التي استخدمتها الدراسة الحالية.

البناء العاملي لاستبانة إدارة الوقت

أظهرت نتائج التحليل العاملي التحقيقي أن مفهوم إدارة الوقت، مفهوم متعدد الأبعاد Multidimensional Construct، وأكدت عديد من الدراسات (e.g., Garcia-Ros et al., 2004; Glaessens et al., 2007 König & Kleinmann, 2007) هذه النتيجة، واتفقت الدراسة الحالية مع البناء العاملي للنسخة الأصلية التي قدمها بريتون وتيسير (1991) Britton and Tesser حول عدد العوامل التي تكونت منها الاستبانة إلا أنها اختلفت معها في طبيعة العلاقة بين هذه الأبعاد، ففي حين افترض بريتون وتيسير (1991) Britton and Tesser استقلالية أبعاد الاستبانة، توصلت الدراسة الحالية إلى ارتباط تلك الأبعاد.

الخصائص السيكومترية للاستبانة في إطار نظرية القياس التقليدية

أظهرت نتائج الدراسة الحالية تتمتع مفردات البعد الأول " التخطيط قصير الأمد" لاستبانة إدارة الوقت في بخصائص سيكومترية جيدة العينتين المصرية والسعودية، فقد كانت قيم معاملات السهولة أقل من المتوسط النظري لمفردات الاستبانة، بالإضافة إلى أن جميع قيم معاملات التمييز أكبر من ٠,٤٠، كما كانت معاملات الثبات في العينتين أكبر من ٠,٧٠، كما أن حذف أي مفردة لا يؤدي إلى زيادة دالة إحصائية في قيمة معاملات الثبات البعد.

وأظهرت النتائج أن قيم معاملات سهولة المفردات للبعدين الثاني "الاتجاهات نحو الوقت" والثالث " التخطيط طويل الأمد" كانت أعلى من نظيرتها في البعد الأول، في حين كانت قيم معاملات التمييز للبعد الأول أعلى من نظيرتها في البعدين الثاني والثالث، كما أظهرت النتائج في العينتين المصرية

والسعودية أن معامل تمييز المفردتين ١٦ " هل تعتقد أنه يوجد مجال للتحسين في الطريقة التي تدير بها وقتك " في البعد الثاني و١٣ " في اليوم المحدد لتسليم تكليف - عمل ما- هل تجد نفسك مستمر في العمل لاستكمالها " في البعد الثالث أقل من ٤٠,٠, كما أن قيم معاملات سهولة هاتين المفردتين كانت أكبر من نظيرتها في البعد الذي تنتمي إليه.

تتفق هذه النتيجة مع نتائج بعض الدراسات السابقة (e.g., Garcia_Ros et al., 2004; Trueman & Hartley, 1993) التي توصلت إلى ضرورة حذف بعض عبارات البعد الثاني والثالث وذلك لتحسين الخصائص السيكمترية لاستبانة إدارة الوقت، واتفقت الدراستين السابقتين مع الدراسة الراهنة حول ضرورة حذف العبارة رقم ١٦ في حين اختلفا مع الدراسة الراهنة في حذف المفردة رقم ١٣، وهناك عدد من التفسيرات المحتملة للأداء السيئ على هاتين المفردتين منها يرجع إلى عدم جودة الترجمة من اللغة الإنجليزية إلى اللغة العربية، أو طول المفردتين مقارنة ببقية المفردات في الاستبانة، كما يلاحظ أن المفردتين صيغتا في صورة سالبة مما يوجد احتمال لسوء فهم أفراد العينة لهما، كما أظهرت بعض الدراسات (e.g., Fletcher & Hattie, 2004) إلى أن الخصائص السيكمترية للمفردات السالبة غالباً ما تكون أقل من نظيرتها الموجبة.

وكشفت نتائج الدراسة إلى وجود تماثل جزئي في الخصائص السيكمترية للاستبانة بين العينتين المصرية والسعودية، فقد كانت قيم معاملات السهولة متوسطة في العينتين، وأقل بقليل من المتوسط النظري (٣) في البعد الأول " التخطيط قصير الأمد " أو أعلى بقليل من المتوسط النظري في البعدين الثاني " الاتجاهات نحو الوقت " والثالث " التخطيط قصير الأمد ".

كما أظهرت النتائج وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين العينتين المصرية والسعودية في معاملات سهولة مفردات سبع مفردات من بين ثمانية عشرة مفردة من مفردات الاستبانة بنسبة ٣٩٪، بواقع ثلاث مفردات في البعدين الأول والثاني، ومفردة واحدة في البعد الثالث، وإن هذا العدد خفض إلى ثلاث

مفردتين عند استخدام حجم التأثير لإزالة تأثير حجم العينة، وبالمثل فقد أظهرت النتائج إلى وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين العينتين المصرية والسعودية في معاملات تمييز خمس مفردات من بين ثماني عشرة مفردة بنسبة ٢٨٪، بواقع ثلاث مفردات في البعد الأول ومفردتين في البعد الثاني، وانخفض ذلك العدد إلى مفردتين عند الاعتماد على حجم التأثير، مما يدل على عدم تحقق خاصية استقلالية القياس بين العينتين وهذه أحد عيوب نظرية القياس التقليدية (Kirisci, et al., 1996; Rubio et al., 2007) حيث تتأثر فيها الخصائص السيكومترية للمفردات بخصائص عينة الأفراد، ونظراً للتقارب بين العينتين المصرية والسعودية في مستوى مهارات إدارة الوقت فقد كان هناك استقلال جزئي للخصائص السيكومترية للمقياس، مع توقع ازدياد الفجوة في الخصائص السيكومترية للاستبانة بين العينتين كلما زادت التباين بينهما.

الخصائص السيكومترية للاستبانة في إطار نظرية الاستجابة للمفردة

أظهرت نتائج الدراسة أن الخصائص السيكومترية لمفردات البعد الأول كانت جميعها جيدة، فالمدى بين قيم العتبات الفارقة صغير، فكما أشار روبيو وآخرون (Rubio et al. (2007 إلى ارتباط العتبات الفارقة طردياً بالخطأ المعياري لقياس المفردة وعكسياً بالدالة المعلوماتية للمفردة، كما أن جميع قيم معاملات التمييز وفقاً للمؤشرات التي صاغها باكر (Baker (2001 كانت ما بين متوسطة (أكبر من ٠,٦٥) وعالية (أكبر من ١,٣٤) وعالية جداً (أكبر من ١,٧٠).

وبالمثل فقد أظهرت النتائج أن مدى قيم العتبات الفارقة للبعدين الثاني والثالث كانت أكثر تبايناً مقارنة بالبعد الأول، وإنها كانت في أكبر قيمتها للمفردة ١٦ في البعد الثاني، والمفردة ١٣ في البعد الثالث، كما كانت قيمة العتبة الفارقة الأولى للمفردتين السابقتين كانت منخفضة جداً كما أن الخطأ المعياري لتقدير العتبة الفارقة الأول في المفردتين كانت كبيرة مقارنة بنظيرتها في العبارات الأخرى، ويرى فيراندو، لورنيز ومولينا (Ferrando ; Lorenzo & Molina (2001 أن انخفاض قيم معامل صعوبة المفردة مؤثر على تأثر استجابة

الأفراد لمحتوى المفردة بالمرغوبة الاجتماعية، وتمثل ذلك في قلة عدد الأفراد الذين اختاروا البديل الأول من بدائل الاستجابات، وأثر هذا سلباً على قيمة الخطأ المعياري لفئة الاستجابة الأولى من الاستجابة مقارنة بالبدائل الأخرى، مما يدل على أنه يفضل حذف البديل الأول لتصبح عدد البدائل لتلك المفردة أربع بدائل بدلاً من خمسة بدائل، الأمر الذي يسهم إيجابياً في تحسين الخصائص السيكومترية للمفردتين.

بالمثل فقد كانت قيم معاملات التمييز للمفردتين أرقام ١٦ و ١٣ صغيرة مقارنة بقيم معاملات التمييز لبقية المفردات، ويرى كلا من زيكر ويري (Zickar & Ury (2002 أن انخفاض قيم معاملات تمييز المفردات كمؤشر لغموض المفردة، فالمفردة التي تصاغ بصورة صحيحة لها معامل تمييز مرتفع، في حين أن المفردات الغامضة التي تفهم بطرق مختلفة من قبل الأفراد لها معاملات تمييز منخفضة، وكلما زاد طول المفردات زاد غموضها، وهذا ما ينطبق على المفردتين السابقتين، ولهذا يقترح إعادة صياغة المفردتين بحيث تصيرا أقصر من الصورة التي عليهما.

وأوضحت النتائج أيضاً عدم وجود فروق في الخصائص السيكومترية لمفردات استبانة إدارة الوقت في إطار نظرية الاستجابة للمفردة بين العينتين المصرية والسعودية، وهذه النتيجة تبرز أحد الخصائص المهمة لتلك النظرية، وهي استقلالية القياس Measurement Invariance في تقدير خصائص المفردة عن خصائص العينة التي اشتقت منها، واتفقت تلك النتيجة مع ما أشارت إليه عديد من الدراسات (e.g., De Jong, Steenkamp, Fox, and Baumgartner, 2008; Rubio et al, 2007).

المقارنة بين نظرية القياس التقليدية ونظرية الاستجابة للمفردة

كشفت الدراسة الحالية عن اتساق النتائج الخاصة بالخصائص السيكومترية للمفردات بين نظرية القياس التقليدية ونظرية الاستجابة للمفردة، فقد كانت قيم معاملات الارتباط بين معاملات الصعوبة والمتوسط العام لمعاملات

صعوبة المفردة وفقاً لنظرية الاستجابة للمفردة مرتفعة وسالبة (-٩٣, ٠، -٩٤, ٠) في العينتين المصرية والسعودية على الترتيب، وهذا ما توصلت إليه عدد من الدراسات (eg, Owens, 2000) حيث يزداد معامل الصعوبة كما يقاس بواسطة متوسط الدرجات كلما قل متوسط الدرجات، في حين أنه يزداد في نظرية الاستجابة للمفردة كلما زادت قيم العتبات الفارقة.

بالمثل فقد توصلت الدراسة إلى وجود ارتباط موجب قوي (٨٤, ٠، ٨٦, ٠) بين قيم معاملات التمييز في العينتين المصرية والسعودية على الترتيب، مما يدل على الاتساق بين النظريتين، فقد أشار هولاند وهوسكينز (Holland & Hoskens 2003) إلى أن نظرية القياس التقليدية حالة خاصة من نظرية الاستجابة للمفردة، وأن نظرية الاستجابة للمفردة لم ترفض ما قامت عليه نظرية القياس التقليدية إلا أنها أضافت إليها، فقد توصلوا إلى أنه يمكن اشتقاق قوانين نظرية القياس التقليدية من خلال نظرية الاستجابة للمفردة، وأن نظرية القياس التقليدية تعد بمثابة نظرية القياس التقليدية من الدرجة الأولى First-order item response theory.

لهذا فإن توجه الدراسة الحالية هو تفضيل استخدام نظرية الاستجابة للمفردة على نظرية القياس التقليدية، بشرط أن تتوافر لدى الباحث الذي يستخدمها المهارة والخبرة سواء في تفسير البيانات المستمدة من تلك النظرية، واستخدام البرامج الخاصة بتلك النظرية، توافر حجم مناسب يسمح باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة لا يقل عن (٤٠٠) حالة، ويزداد هذا العدد بزيادة عدد المفردات التي تتكون منها الاستبانة، تدعو الدراسة الحالية الباحثين إلى ضرورة إبراز التطبيقات المختلفة لنظرية الاستجابة للمفردة وعدم الاقتصار على نموذج راش الذي لا تتحقق شروطه إلا في حالات خاصة جداً لا تتوافر في كثير من المقاييس النفسية والتربوية، كما تدعو الدراسة الحالية الباحثين إلى التوسع في استخدام نظرية الاستجابة للمفردة في قوائم تقدير الذات، مقاييس الاتجاهات، واستبانات الشخصية، بعد أن أثبتت النظرية كفاءتها في معايرة اختبارات التحصيل والقدرات العقلية والمعرفية.

The Psychometric Properties of the Time Management Questionnaire among Egyptian and Saudi Undergraduate Students: An Evaluative Study for the Classical Test Theory and Item Response Theory

Dr. Mohamed H. Hussein

Faculty of Education - ELexandria University
A.R.E

Abstract

The aim of the present study was to emphasize the similar and different aspects between classical test theory and item response theory by investigating the psychometric properties of the time management questionnaire in a sample of Egyptian and Saudi undergraduate college students. The Egyptian sample consists of 107 male and 359 female students from Menofia University whereas the Saudi sample consists of 167 male and 386 female students from King Khalid University. The structure of the questionnaire was tested across the two samples to determine the similarity in the psychometric properties of the time management questionnaire between the two samples. The results indicated that there is a similarity in the psychometric properties of the questionnaire across the two samples. The results also indicated that the item discrimination and difficulty indices and the reliability of the first dimension were higher than the second and third dimensions. The results also indicated that there is a close similarity of the psychometric properties derived from classical test theory and item response theory. However, the psychometric properties of the questionnaire derived from item response theory were invariance from the sample characteristics used to compute these properties. Also, item response theory provides additional information that can not be reached by classical test theory, that information might be used to diagnose the misfit of bad times. The results were discussed in the light of theoretical framework and previous literature.

المراجع

- ١ - أمينة محمد كاظم (١٩٨٨). دراسة نظرية نقدية حول القياس الموضوعي للسلوك: نموذج راش، الكويت: مؤسسة الكويت للتقدم العلمي.
- ٢ - صلاح الدين محمود علام (٢٠٠٥). نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد ومتعددة الأبعاد وتطبيقاتها في القياس النفسي والتربوي، القاهرة: دار الفكر العربي.
- ٣ - محمد حسن العمايرة وصفاء شويحات (٢٠٠٦). إدارة الوقت لدى مديري مدارس المرحلة الأساسية ومديراتها بمحافظة مادبا ومنطقة جنوب عمان التعليمية التابعة لوكالة الغوث الدولية/ الأردن، مجلة البحوث النفسية والتربوية، كلية التربية، جامعة المنوفية، العدد الأول، ١٠٣-١٢٢.
- ٤ - نبيل سعد خليل (١٩٩٦). فاعلية إدارة الوقت من وجهة نظر مديري ونظار مدارس التعليم العام: دراسة تحليلية بمحافظة سوهاج، دراسات تربوية واجتماعية، ٢، ٢٨٧-٣٤١.
- ٥ - هشام فتحي جاد الرب (٢٠٠٧). العلاقة بين المكونات المعرفية اللازمة للإجابة الصحيحة على البند ومستوى صعوبته باستخدام تحليل المسار ونموذج راش. المجلة المصرية للدراسات النفسية، المجلد السابع عشر، العدد ٥٥، ٢٦٥-٣١٠.
- 6 - Al-harbi, K. (2003). **An empirical investigation of comparability and invariance of classical test theory and item response theory person and item paramters estimates**. Unpublished doctoral dissertation, Ohio University.
- 7 - Baker, F. B. (2001). **The Basics of Item Response Theory**, ²ed, USA: ERIC.
- 8 - Barling, J.; Kelloway, E. K. & Cheung, D. (1996). Time management and achievement striving interact to predict car sales performance. **Journal of Applied Psychology**, 81(6), 821-826.

- 9 - Brinbaum, A. (1958). **Further consideration of efficiency in tests of a mental ability**. Series Report No. Project No. 7755-23. Project No. 7755-23, USAF School of Aviation Medicine, Randolph Air Force Base, Texas.
- 10 - Britton, B. K. & Glynn, S. M. (1989). Mental Management and creativity: A Cognitive Model of Time Management for Intellectual Productivity. In J. A. Golver, R. R. Ronning, & C. R. Reynolds (Eds.) **Handbook of creativity** (pp. 429-440), New York: Plenum Press.
- 11 - Britton, B. K. & Tesser, A. (1991). Effects of time-management practices on college grades. **Journal of Educational Psychology**, 83(3), 405-410.
- 12 - Claessens, B. J. C.; Erde, W. V. & Rutte, C. G. (2007). A review of the time management literature. **Personnel Review**, 36(2), 255-276.
- 13 - Courville, T. G. (2004). **An empirical comparison of item response theory and classical test theory item/person estimates**. Unpublished doctoral dissertation, A & M University, Texas.
- 14 - Crocker, L. & Algina, J. (1986). **Introduction to Classical Test Theory & Modern Test Theory**. Belmont, CA: Wadsworth.
- 15 - De Jong, M.G., Steenkamp, J.B.E.M., Fox, J.-P., and Baumgartner, H. (2008). Using item response theory to measure extreme response style in marketing research: A global investigation. **Journal of Marketing Research**, 45, February, 104-115
- 16 - Dodd, B. G. (1984). Attitude scaling: **A comparison of the graded response and partial credit latent trait models**. Unpublished doctoral dissertation, The University of Texas, Austin.
- 17 - Edwards, G. R. (2006). **The Relationship Between Uses of Time Management Techniques of Stress among Public School Superintendents in Missouri**. Unpublished doctoral dissertation, Saint Louis University.
- 18 - Embretson, S.E., Reise, S.P. (2000), **Item Response Theory for Psychologists**, Lawrence Erlbaum Associates, Mahwah, NJ.
- 19 - Ferrando, P. J., Lorenzo, U., & Molina, G. (2001). An item response theory analysis of
- 20 - response stability in personality measurement. **Applied Psychological Measurement**,

- 21 - 25, 3-17.
- 22 - Fletcher, R. B. & Hattie, J. A. (2004). An Examination of the psychometric properties of the physical self-description questionnaire using a polytomous item response model. **Psychology of Sport and Exercise**, 5, 423-446.
- 23 - Garcia-Ros, R.; Perex-Gonzalez, F. & Hinojosa, E. (2004). Assessing time management skills as an importance aspect of student learning. **School Psychology International**, 25(2), 167-183.
- 24 - Griffin, D., & Buehler, R. (1999). Frequency, probability, and prediction: Easy solutions to cognitive illusions? **Cognitive Psychology**, 38, 48-78.
- 25 - Hambleton, R.K. & Jones, R.W. (1993). Comparison of classical test theory and item response theory and their applications to test development. **Educational Measurement: Issues and Practice**, 12(3), 38-47.
- 26 - Hwang, D. (2001, February). **Classical test theory and item response theory: Analytical and empirical comparison**. Paper presented at the annual meeting of the southwest educational research association, Austin, TX.
- 27 - Holland, P. W. & Hoskens, M. (2003). Classical test theory as a first-order item response theory: Application to true-score prediction from a possibly nonparallel test. **Psychometrika**, 68(1), 123-149.
- 28 - Jex, S. M. & Elacqua, T. C. (1999). Time management as a moderator of relations between stressors and employee strain. **Work & Stress**, 13(2), 182-191.
- 29 - Kim, S.; Cohen, A. S. & Lin Y. (2006). LDIP: A computer program for local dependence indices for polytomous items. **Applied Psychological Measurement**, 30(6), 509-510.
- 30 - Kirisci, L.; Moss, H. B.; & Tarter, R. E. (1996). Psychometric evaluation of the situational confidence questionnaire in adolescents: Fitting Graded Item Response Model. **Addictive Behavior**, 21(3), 303-317.
- 31 - Koch, C. J. & Kleinmann, M. (2002). A stitch in time saves nine: behavioral decision-making explanations for time management problems. **European Journal of Work and Organizational Psychology**, 11(2), 199-217.

- 32 - König, C. & Kleinmann, M. (2006). Individual differences in the use of Time management mechanics and in time discounting, **Individual Differences Research**, 4(3), 194-207.
- 33 - König, C. & Kleinmann, M. (2007). Time management problems and discount utility, **The Journal of Psychology**, 141(3), 321-334.
- 34 - Lakein, A. (1973). **How to get control of your time and your life**. New York: P. H. Wyden.
- 35 - Lane, S.; Stone, C., A.; Ankenmann, R. D. & Liu, M. (1995). Examination of the assumptions and properties of the graded item response model: An example using a mathematics performance assessment. **Applied Measurement in Education**, 8(4), 313-340.
- 36 - Lee, K. H. (1995). Application of the graded response model to the revised Tennessee self-concept scale: **Unidimensionality, parameter invariance, and differential item functioning**. Unpublished doctoral dissertation, University of Southern California.
- 37 - Li, L.; Leung R.W. (2001). Female managers in Asian hotels: profile and career challenges. **International Journal of Contemporary Hospitality Management** < <http://www.ingentaconnect.com/content/mcb/041;jsessionid=1bgjxalke0kku.alexandra> > , 13(4), 189-196
- 38 - Lincoln, M.; Adamson, B. & Covic, T. (2004). Perceptions of stress, time management and coping strategies of speech pathology students on clinical placement. **Advances in Speech-language Pathology**, 6(2), 91-98.
- 39 - Lord, F. (1953). The relation of test score to the trait underlying the test. **Educational and psychological Measurement**, 13, 169-181.
- 40 - Lu, Y. (2006). **Assessing fit of item response theory models**. Unpublished doctoral dissertation, University of Massachusetts, Amherst.
- 41 - Macan, T. H. (1994). Time management: Test of a process model. **Journal of Applied Psychology**, 79(3), 381-391.
- 42 - Madera, E. K. (2003). **Application of the graded response model to the assessment of students attitudes**. Unpublished doctoral dissertation, University of Toronto.
- 43 - McCue, D. L. (2003). **The national association of industrial technology certification exam: Quality control assessment using item response theory**

- and classical test theory methodologies.** Unpublished doctoral dissertation, Iowa State University.
- 44 - Morgan, C. R. (2003). **The Combined Execution of stress and Time Management Strategies to Improve Academic Success: A program Design.** Unpublished doctoral dissertation, Carlos Albizu University, Miami, Florida.
- 45 - Mpofu, E.; D'Amico, M. & Cleghorn, A. (1996). Time management practice in an African culture: Correlates with college academic grades. **Canadian Journal of Behavioral Science**, 28(2), 102-112.
- 46 - Nonis, S. A.; Hudson, G. I.; Logan, L. B. & Ford, C. W. (1998). Influences of perceived control over time on college students stress and stress-related outcomes. **Research in Higher Education**, 39(5), 587-605.
- 47 - Nonis, S. A.; Teng, J. k. & Ford, C. W. (2005). A cross-cultural investigation of time management practices and job outcomes. **International Journal of Intercultural Relations**, 29, 409-428.
- 48 - Owens, J. A. (2000). Using A brand loyalty scale to compare item selection criteria and scale evaluation techniques of classical test theory and item response theory. A dissertation.
- 49 - Parke, C. S. (1998). **An Examination of Factors that influence the fit of mathematics performance items to the graded Response Model.** Unpublished doctoral dissertation, University of Pittsburgh.
- 50 - Raju, N.S., van der Linden, W., & Fleer, P. (1995). An IRT-based internal measure of
- 51 - 22 test bias with applications for differential item functioning. **Applied Psychological Measurement**, 19, 353-368.
- 52 - Rasch, G. (1960). Probabilistic Models for Intelligence and Attainment Tests. Chicago: University of Chicago Press.
- 53 - Reckase, M.D. (1979). Unifactor latent trait models applied to multi-factor tests: Results and
- 54 - implications. *Journal of Educational Statistics*, 4, 207-230.
- 55 - Rubio, V. J., Aguado, D.; Montangas, P. M. & Hernandez, J. M. (2007). Psychometric properties of an emotional adjustment measure an

- application of graded response model. **European Journal of Psychological assessment**, 23(1), 39-46.
- 56 - Samejima, F. (1969). Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores. **Psychometrika Monograph**, No. 17.
- 57 - Sinar, E. F. & Zickar, M. j. (2002). Evaluating the robustness of graded response model and classical test theory parameter estimates to deviant items. **Applied Psychological Measurement**, 26(2), 181- 191.
- 58 - Sireci, G. S.; Thissen, D.; & Wainer, H. (1991). On the reliability of testlet-based tests.
- 59 - **Journal of Educational Measurement**, 28(3), 237-247.
- 60 - Stevens, J. (1996). **Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences**. Mahwah: LEA.
- 61 - Trueman, M. & Hartley, J. (1996). A comparison between the time-management skills and academic performance of mature and traditional-entry university students. **Higher Education**, 32, 199-215.
- 62 - Trueman, M. & Hartley, J. (1995). **Measuring time-management skills: Cross-cultural observation on Britton and Tesser's time management scale**. (ERIC Document Reproduction Service No. 417667).
- 63 - Truskosky, D. M. (1999). An empirical examination of classical test theory and item response theory parameters: Implications for research and practice in small-and-large-sample assessments. Unpublished doctoral dissertation, Southern Illinois University, Carbondale.
- 64 - Tversky, A. & D. Kahneman (1981). The framing of decisions and the psychology of choice, **Science**, 211, 453-458.
- 65 - Van Der Ark, L. A. (2001). Relationships and properties of polytomous item response models. **Applied Psychological Measurement**, 25(3), 273-282.
- 66 - Wells, G. D. (1993). **Time-Management and Academic Achievement**. Unpublished doctoral dissertation, University of Windsor.
- 67 - Zickar, M.J., & Ury, K.L. (2002). Developing an interpretation of item parameters for personality items: Content correlates of parameter estimates. **Educational and Psychological Measurement**, 62, 19-31.