

الخصائص السيكومترية والتحليل العاملي التوكيدي لمقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة لدى تلامذة المرحلة الثانوية.

د. بوقصارة منصور

أ. زياد رشيد

جامعة وهران 2

الملخص

تهدف الدراسة الحالية إلى تقويم الخصائص السيكومترية للنسخة الجزائرية لمقياس توقعات الكفاءة العامة لدى تلامذة المرحلة الثانوية. اختيرت عينة قوامها 339 تلميذا (111 ذكور، و228 إناث). كما اختيرت عينة أخرى مختلفة عن العينة الأساسية مكونة من 69 تلميذا وتلميذة استخدمت للتحقق من الثبات بإعادة التطبيق. وللتأكد من ثبات المقياس تم استخدام أربع طرق، هي: معامل ألفا كرونباخ، والثبات بإعادة التطبيق، ومعامل جتمان، ومعامل سبيرمان - وبراون المصحح. كما تم التحقق من صدق المقياس من خلال: الصدق الظاهري، الصدق التمييزي للبنود، الصدق المحكي (التلازمي)، وصدق التحليل العاملي الاستكشافي والتحليل العاملي التوكيدي.

أكدت نتائج الدراسة الحالية على جودة الخصائص السيكومترية لمقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة في البيئة الجزائرية.

الكلمات المفتاحية: الخصائص السيكومترية، التحليل العاملي التوكيدي، الكفاءة الذاتية العامة.

Abstract

This study aims to evaluate psychometric properties of the Generalized Self-Efficacy Scale- Algeriase version (GES). A selected sample of N=339 including 288 females and 111 males of high Shool students, as selected sample of other different from the basic sample consisting of N=69 males and females students used to test-retest method. To evaluate the reliability of the scale, used four (04) ways : Gronbach's alpha coefficient, and the stability of test-retest method, and Guttman coefficient, and the coefficient of spearman and Brown. The validity of scale was confirmed through several ways : the face validity, items validity, concurrent validity and construct validity using Exploratory and confirmatory factor analysis. This work adds to previous resarch on generalized self-efficacy instruments, with good psychometric qualities.

Keywords : psychometric properties, confirmatory factor Analysis, Self Efficacy.

مقدمة

تعتبر توقعات الكفاءة الذاتية من البناءات النظرية التي تقوم على نظرية التعلم الاجتماعي المعرفي لباندورا والتي باتت تحظى في السنوات الأخيرة بأهمية متزايدة في مجال علم نفس الصحة لإسهامها كعامل وسيط في تعديل السلوك. وقد عزا باندورا (Bandura,1977) أيضاً الكفاءة الذاتية أهمية مركزية وقصد بها تعريفات (استعارات) (سامر رضوان،1997).

وتستخدم المراجع المختصة مفاهيم توقعات الكفاءة (Comptency Expectancies)، وتقدير توقعات الكفاءة (Self-efficiency assessment)، وتوقعات الكفاءة الذاتية (Self-Efficiency Expectancies) في السياق نفسه، كما أن بعض المراجع تستعمل مرادف آخر للكفاءة الذاتية وهو الفاعلية الذاتية (Self-efficacy) (الزيات، 2001: 501).

وتنوع أهمية توقعات الكفاءة الذاتية بالنسبة للممارسة التربوية و العيادية النفسية والنفسية الصحية، لأنها تؤثر على الكيفية التي يشعر ويفكر بها الناس، فهي ترتبط على المستوى الانفعالي بصورة سلبية مع مشاعر القلق والاكتئاب والقيمة الذاتية المنخفضة، وعلى المستوى المعرفي ترتبط مع الميول التشاؤمية ومع القليل من قيمة الذات. (Schwarzer,1995).

كما يؤكد باندورا (Bandura,1982) على أن معتقدات الفرد عن فاعليته الذاتية تتجلى من خلال الإدراك المعرفي للقدرات الشخصية، والخبرات المتعددة سواء المباشرة أو الغير مباشرة (Bandura,1982:142). فسلوك الفرد وفقاً لنظرية فاعلية الذات لا تحكمه فقط قدرة الفرد المدركة على انجاز السلوك ، بل يحكمه أيضاً الأثر المتوقع من انجاز أو تحقيق هذا السلوك . والفاعلية الذاتية ليست مجرد مشاعر عامة ولكنها تقويم من جانب الفرد لذاته عما يستطيع القيام به ، ومدى مصابرتة ، وللجهد الذي يبذله ومرونته في التعامل مع المواقف الصعبة والمعقدة. كما تعد فاعلية الذات من أهم آليات القوى الشخصية لدى الأفراد ،حيث تمثل مركزاً أساسياً في دافعية الأفراد للقيام بأي

نشاط، فهي تساعد الفرد على مجابهة الضغوط التي تعترض طريقه في مراحل حياته المختلفة(صالح عواطف،1993: 461).

ويرى باندورا (Bandura,1982) أن فاعلية الذات ليست سمة ثابتة في السلوك الشخصي بل هي مجموعة من الأحكام لا تتصل بما أنجزه الفرد فقط، ولكن أيضاً بالحكم على ما يستطيع إنجازه، وإنما نتاج المقدرة الشخصية (Bandura,1982:126). ويتصف مفهوم فاعلية الذات كما يشير باندورا(Bandura,1982) بأنه ذو طبيعة تأثيرية وقادر على تفسير السلوك الضروري لفهم تعامل الأفراد مع بيئاتهم وهو لب بناء علاقة بين المعرفة والسلوك. ويتضح للباحثان أن مفهوم الفاعلية الذاتية الذي قدمه باندورا(Bandura) في نظريته له دور فعال في الانجاز ونجاح الأداء والمواظبة والرفع من فاعلية الذات وقدرتها على مواجهة العديد من المشكلات التي تقف عائقاً بين الفرد وحاجاته.

الاطار النظري:

1- إشكالية الدراسة :

تشير نتائج الدراسات التي أجريت على " توقعات الكفاءة الذاتية " إلى صلاحية هذا البناء في تعديل السلوك والتنبؤ به في مجالات مختلفة كالانجاز المدرسي والترقي المهني والاضطرابات الانفعالية والصحة النفسية والجسدية. فاستساب الاتجاهات التفاضلية نحو القدرات والإمكانات الذاتية يقود أيضاً إلى مضاعفة الجهود وازدياد القدرة على التحمل ، وبالتالي أيضاً إلى رفع نتائج الانجاز وعدم الاستسلام واليأس(سامر رضوان،1997).

ويتضح من خلال المراجع المتخصصة حول القياس التشخيصي لتوقعات الكفاءة الذاتية إلى وجود صعوبة في التفسير الواضح لهذا البناء من ناحية القياس النفسي له، وتنبع هذه الصعوبة من كون الأمر يتعلق بقناعات فردية ذاتية وليس هناك من وسيلة ملائمة لذلك سوى الاستبانة (Schwarzer,1992,1993). ومنذ عام 1981 يعمل " شفارتسر" ومجموعته في جامعة برلين الحرة في ألمانيا، على تطوير أداة تشخيصية لقياس

توقعات الكفاءة الذاتية لتلائم مع مجموعة كبيرة من المواقف، على عكس " باندورا " الذي قصر هذا البناء على مواقف خاصة فقط. كما قام سامر، جميل رضوان(1997) بالدراسة الأولى لهذا البناء في البيئة العربية السورية من خلال ترجمة مقياس (Schwarzer,1995)، من اللغة الألمانية إلى اللغة العربية ، إلا أن الباحثان ومن خلال الاطلاع على مجموعة واسعة من بحوث دراسات ما بعد التدرج (ماجستير، دكتوراه)، لاحظ أن أغلب الدراسات والبحوث والتي استخدمت المقياس على أنها لم تولي عناية دقيقة لدراسة الشروط والخصائص السيكومترية للمقياس، وخاصة من ناحية البناء المنطقي (الصدق البنائي) له في البيئة الجزائرية.

ومن هذا المنطلق يرى الباحثان أن إثراء البيئة الجزائرية بأدوات قياس تلبي الاحتياج من خلال البناء أو التقنين يعتبر مهمة وطنية تناط بالمختصين في مجال القياس والتقويم، فهم وبحكم تخصصهم أقرب الناس معرفة بأهمية هذا العمل وكيفية تحقيقه، لهذا سعى الباحثان إلى تقديم مقياس اقتصادي يقيس التوقعات التي يحملها الفرد عن كفاءته الذاتية، من خلال محاولة التحقق من كفاءته السيكومترية، و كذلك التحقق من النموذج الذي أفترضه " شفارتسر " للمقياس في البيئة الألمانية، بعد تطبيقه على عينة من تلامذة المرحلة الثانوية في البيئة المحلية.

- وبالتحديد يمكن صياغة الإشكالية في التساؤلات، الآتية :

هل يحتفظ مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة المعدل للبيئة الجزائرية بمؤشرات سيكومترية مقبولة على عينة من تلامذة المرحلة الثانوية ؟

حيث انبثق عن هذا السؤال أسئلة فرعية، وهي :

- هل يمتلك مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة مؤشرات ثبات مقبولة مع خصائص المقياس الجيد على عينة من تلامذة المرحلة الثانوية؟

- هل يمتلك مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة مؤشرات صدق مقبولة مع خصائص المقياس الجيد على عينة من تلامذة المرحلة الثانوية؟

- هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى(0.05) بين الجنسين في درجة توقعات الكفاءة الذاتية العامة تجعل من الضروري وضع معايير مختلفة حسب الجنس؟

2- فرضيات الدراسة :

2-1- يمتلك مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة مؤشرات ثبات مقبولة مع خصائص

المقياس الجيد على عينة من تلامذة المرحلة الثانوية؟

2-2- يمتلك مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة مؤشرات صدق مقبولة مع

خصائص المقياس الجيد على عينة من تلامذة المرحلة الثانوية؟

2-3- لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى (0.05) بين الجنسين في درجة

توقعات الكفاءة الذاتية العامة تجعل من الضروري وضع معايير مختلفة حسب الجنس؟

3- حدود الدراسة :

الحدود البشرية : تحددت الدراسة بعينة من تلامذة المرحلة الثانوية.

الحدود الزمانية : تحددت الدراسة زمنياً من شهر ماي إلى شهر نوفمبر 2014.

الحدود المكانية : تحددت الدراسة بثانوية تندلة بولاية الوادي.

4- التعاريف الإجرائية لمصطلحات الدراسة :

- تعرف الخصائص السيكومترية إجرائياً : بأنها معاملات ثبات وصدق المقياس.

- يعرف الثبات إجرائياً : بحساب معاملات ثبات المقياس بالطرق الآتية، وهي: (معامل

ثبات الاتساق الداخلي بمعادلة "ألفا كرونباخ"، ثبات التجزئة النصفية بمعادلة "سبيرمان

وبراون" ومعادلة "جتمان"، معامل ثبات إعادة التطبيق (الاستقرار عبر الزمن) من خلال

حساب معامل الارتباط "بيرسون".

- يعرف الصدق إجرائياً : بحساب معاملات صدق المقياس بالطرق الآتية، وهي:

(الصدق الظاهري، صدق البنود وقدرتها على التمييز، الصدق المحكي (التلازمي)،

الصدق البنائي بإجراء التحليل العملي الاستكشافي و التوكيدي).

- تعرف توقعات الكفاءة الذاتية العامة إجرائياً: بأنها الدرجة الكلية التي يحصل عليها

التلميذ في المقياس الكلي لمقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة.

الاجراءات المنهجية للدراسة:

1- منهج الدراسة: تم إتباع المنهج الوصفي التحليلي، مع مراعاة تكييفه للمتطلبات

والشروط الخاصة التي تفرضها الدراسة السيكومترية لأدوات القياس النفسي عامة.

2- عينة الدراسة:

العينة الأساسية: تكونت عينة الدراسة الأساسية من 339 تلميذا وتلميذة، اختيروا بطريقة عرضية بواقع 228 أنثى بمتوسط أعمار مقداره 18 سنة وانحراف معياري 2.73، و111 ذكرا بمتوسط أعمار 17.5 سنة وانحراف معياري 2.44.

العينة الفرعية: تم اختيار عينة مختلفة عن عينة الدراسة الأصلية، لحساب معامل الثبات بالإعادة، والصدق المحكي (التلازمي)، مكونة من 69 تلميذاً وتلميذة، منهم 33 تلميذاً و36 تلميذة. طبقت عليها مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة في فترتين زمنيتين مختلفتين حوالي أسبوعين، و مقياس الاكتئاب والقلق والضغط النفسي DASS21 ل Lovibond,1995" النسخة الجزائرية من تقنين الباحث "زياد،رشيد،2014"، ومقياس تقدير الذات ل"سيلبرجر".

3- أداة الدراسة :

قام الباحثان بأخذ موافقة مطوري المقياس جيروزيليم وشفارتسر (Jerusalem and Schwarzer)، كذلك موافقة الباحث الدكتور جميل سامر رضوان مترجم المقياس من اللغة الألمانية إلى اللغة العربية، والذي قام بتطبيق إجراءات تكيف المقاييس المعمول بها في البيئة السورية، حيث يقترح مؤلف المقياس عدم الترجمة الحرفية لبنود المقياس إلى البيئات الأخرى، والى عدم الاختصار على المعنى السطحي له، وإنما أخذ الاعتبارات النفسية للثقافات المختلفة بعين الاعتبار وإعطاء المعنى الجوهرى المتناسب مع كل ثقافة (Schwarzer,1994). يتألف المقياس من عشرة بنود يطلب من المفحوص الاستجابة وفق تدرج رباعي : (لا، نادراً، غالباً، دائماً)، وتتراوح مجموع الدرجات من (10-40)، وتتراوح مدة تطبيقه ما بين (5-10) دقائق بصورة فردية أو جماعية. طورت النسخة الإنجليزية للمقياس سنة 1985 ونشرت سنة 1995، كما تم مراجعتها سنة 2000. (Schwarzer and jerusalem,1995).

4- الأساليب الإحصائية المستخدمة في الدراسة :

تم معالجة بيانات الدراسة باستخدام مجموعة من التقنيات والأساليب الإحصائية، وهي: (اختبار"ت" لعينتين مستقلتين، المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية ومعامل

الارتباط "بيرسون"، اختبار "Leven-test" لاختبار التجانس، الدرجات المعيارية الزائفة والدرجات المعيارية الثابتة) وهذا باستعمال الحزمة الإحصائية للعلوم الاجتماعية SPSS.v21 ، كذلك استخدام البرنامج الإحصائي Amos.v22 في نمذجة المعادلة الهيكلية (البنائية) من خلال إجراء التحليل العاملي التوكيدي.

- عرض وتحليل ومناقشة نتائج الدراسة :

1- الفرضية الأولى: يمتلك مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة مؤشرات ثبات مقبولة

مع خصائص المقياس الجيد على عينة من تلامذة المرحلة الثانوية؟

وللتحقق من الفرضية الأولى، تم التأكد من ثبات المقياس بثلاثة طرق، وهي:

أولاً- مؤشر الثبات بطريقة الاستقرار عبر الزمن: تم التأكد من الثبات من خلال تطبيق المقياس على عينة مكونة من 36 تلميذا وتلميذة، تم إعادة التطبيق مرة ثانية بعد أسبوعين على نفس العينة، وقد استخرجت معاملات الارتباط بطريقة "بيرسون" بين مرتي التطبيق وهي موضحة في الجدول، الآتي :

جدول رقم (01): يوضح معامل الثبات بإعادة التطبيق

العينة ن=36	معامل الارتباط "بيرسون"	الدالة الإحصائية
الذكور 15 والإناث 21	0.43**	0.01

يتضح من الجدول رقم (01) أن قيمة معامل الارتباط "بيرسون" بين مرتي التطبيق قد بلغ 0.43 على المقياس، حيث تعتبر هذه القيمة دالة إحصائياً عند مستوى 0.01، وهي قيمة جيدة لغاية الدراسة الحالية تؤثر إلى الثبات الاستقرار بالإعادة .

ثانياً- مؤشر الثبات بطريقة الاتساق الداخلي (ألفا كرونباخ) والتجزئة النصفية (سبيرمان -وجتمان): تم التأكد من الثبات بطريقة حساب الاتساق الداخلي للبنود بمعامل (ألفا كرونباخ) ، وكذلك التجزئة النصفية بمعامل الارتباط بين نصفي المقياس وتصحيحه بمعادلة سبيرمان - وبراون والجدول الآتي ، يوضح ذلك :

جدول رقم (02) يوضح معامل " ألفا كرونباخ " والتجزئة النصفية بمعامل " سبيرمان، وبراون ، وجتمان " حسب متغير الجنس.

العينة	معامل ألفا لكرونباخ	معامل الارتباط بين نصفي المقياس	التجزئة النصفية	
			سبيرمان وبراون المصحح	جتمان
الذكور ن=111	0.72	0.60	0.75	0.75
الإناث ن=228	0.71	0.60	0.75	0.75
العينة الكلية ن=339	0.72	0.60	0.75	0.75

يتضح من الجدول (02) أن قيم معامل "ألفا كرونباخ" (معامل اتساق البنود) بالنسبة للذكور يساوي 0.72 والإناث 0.71 والعينة الكلية 0.72، كما سجلت نتائج التجزئة النصفية بمعامل "سبيرمان وبراون" المصحح الذكور 0.75 والإناث 0.75 والعينة الكلية 0.75، أما معامل "جتمان" فسجلنا كذلك قيمة 0.75 عند الذكور و0.75 بالنسبة للإناث، أما العينة الكلية 0.75 ، والمشاهد لهذه للقيم يرى أنها متقاربة جداً وهي قيم جيدة تتماشى مع توقعات الباحثان.

وعموماً تتفق النتائج المتوصل إليها في الدراسة الحالية من خلال مؤشرات معامل الثبات بالإعادة (الاستقرار)، وكذلك معامل ألفا كرونباخ ، ومعامل "جتمان" ، ومعامل "سبيرمان - وبراون". مع التراث النظري الامبريقي في هذا المجال والذي يشير إلى تمتع مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة بثبات عبر ثقافي.

وبناء على نتائج الفرضية الأولى قرر الباحثان قبول الفرض الذي يعني أن مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة يمتلك مؤشرات ثبات تتلائم مع خصائص المقياس الجيد على عينة من تلامذة المرحلة الثانوية.

2- الفرضية الثانية : يمتلك مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة مؤشرات صدق مقبولة مع خصائص المقياس الجيد على عينة من تلامذة المرحلة الثانوية؟

للتحقق من الفرضية الثانية، استخدمت خمسة طرق للتأكد من الصدق، وهي:

أولاً: الصدق الظاهري: للتحقق من صدق البنود وصلاحياتها في قياس ما وضعت لقياسه وهو (التوافق العام) ومدى ملائمتها للبيئة الجزائرية، فقد قام الباحثان بعرض المقياس على مجموعة من المحكمين من ذوي الخبرة والاختصاص في مجال القياس والتقييم

والتربية وعلم النفس والصحة النفسية بلغ عددهم (05) محكمين، حيث أظهرت النتائج أن بنود المقياس جميعها صالحة وتحظى بموافقة الخبراء المحكمين.

ثانياً: **صدق البنود وقدرتها التمييزية:** يميل الباحثون إلى التحليل الإحصائي للدرجات التي يحصل عليها الأفراد عن إجاباتهم عن فقرات الاختبار زيادة في الاطمئنان على دقة الفقرات في قياس السمة التي وضعت من أجل قياسها. اعتمد الباحثان على التحليل الإحصائي لبنود المقياس للتحقق من تجانسها من خلال حساب معاملات ارتباطها بالدرجة الكلية التي يحصل الأفراد في المقياس ككل، ويعد هذا الإجراء مؤشراً من مؤشرات صدق الفقرات، إذ يشير الارتباط الدال بين درجة البند ودرجة المقياس ككل إلى قدرة البند على قياس ما يقيسه المقياس ككل (Annastasi,1988, :211)، فضلاً عن أن ارتباط درجة البند بالدرجة الكلية للمقياس يعد مؤشراً من مؤشرات القدرة التمييزية للفقرة. تم استخدام معامل الارتباط الثنائي المتسلسل الحقيقي لقياس العلاقة بين درجة البند والدرجة الكلية، أظهرت النتائج إن قيمة معاملات الارتباط جميعاً دالة إحصائياً، والجدول الآتي، يوضح ذلك:

جدول رقم(03): يوضح قيم معاملات الارتباط الثنائي المتسلسل الحقيقي.

البند	البند	البند	البند	البند	البند	البند	البند	البند	البند	البند	البند
10	09	08	07	06	05	04	03	02	01	المقياس	البنود
**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	مقياس الكفاءة
0.60	0.59	0.52	0.59	0.50	0.52	0.52	0.52	0.43	0.53	الذاتية العامة	

** دال إحصائياً عند مستوى 0.01.

تظهر نتائج الجدول رقم (03) أن جميع قيم معاملات الارتباط دالة إحصائياً عند مستوى (0.01)، الأمر الذي يدل على أن بنود مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة جميعها بنود صادقة ومميزة .

ثالثاً: **الصدق التلازمي:** ولتحقق من الصدق المحكي (التلازمي) للمقياس، تم تطبيق مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة، والنسخة الجزائرية لمقياس الاكتئاب والقلق والضغط النفسي DASS21 (Lovibond,1995) من تقنين الباحث (زيد رشيد، 2014: 134-166)، ومقياس تقدير الذات " لروزنبرج " (Rosenberg,1965) النسخة

الجزائرية (عادل خوجة، 2011: 1283-1336)، على عينة مكونة من (33) تلميذاً في نفس الوقت، ثم حساب معاملات الارتباط بطريقة "معامل بيرسون"، كما في الجدول: جدول رقم (04): يوضح معاملات الارتباط بين المقاييس المحكية ومقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة .

مقياس تقدير الذات	مقياس الاكتئاب والقلق والضغط النفسي DASS21			المقاييس المحكية مقياس الدراسة الكفاءة الذاتية العامة المدركة
	الضغط النفسي	القلق	الاكتئاب	
**0.50	0.23-	*0.39-	*0.42-	

** دال إحصائياً عند مستوى 0.01. * دال إحصائياً عند مستوى 0.05.

يتضح من الجدول رقم (04) أن نتائج الصدق التقاربي من خلال حساب العلاقة بين مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة ومقياس تقدير الذات كانت علاقة قوية ودالة إحصائياً حيث سجل معامل الارتباط "بيرسون" 0.50، كما أشارت كذلك نتائج الصدق التعارض، من خلال: مقياس الاكتئاب بـ 0.42، ومقياس القلق بـ 0.39، ومقياس الضغط النفسي بـ 0.23، وأشارت النتائج إلى دلالتها الإحصائية عند مستوى 0.01 و 0.05 على التوالي، كما تدل على أن المقياس يتمتع بصدق محكي (تلازمي) جيد .

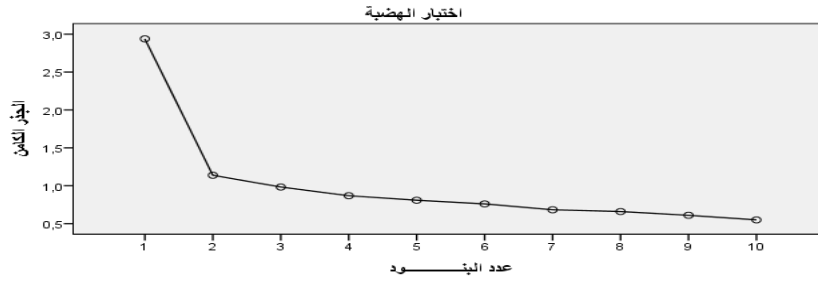
رابعاً: الصدق البنائي بطريقة التحليل العملي الاستكشافي: استخدم الباحثان التحليل العملي الاستكشافي، بطريقة المكونات الأساسية مع تدوير المحاور بطريقة الفاريمكس varimax لدرجات التلامذة بالبرنامج الإحصائي Spss، بعد تفحص شروط استخدام التحليل العملي، حيث سجلت قيمة محدد مصفوفة معاملات الارتباط المحسوبة بين استجابات أفراد الدراسة لبنود المقياس والتي بلغت (0.265) وهي تزيد عن الحد الأدنى المقبول وهو (0.00001)، من جانب آخر بلغت قيمة مؤشر "كايزر- ماير أولكين" (KMO) للكشف عن كفاية حجم العينة (0.81) وهي تزيد عن الحد الأدنى المقبول لاستخدام أسلوب التحليل العملي وهو (0.50)، كما تم قياس ملاءمة المعاينة (MSA) والموجودة في قطر مصفوفة معاملات الارتباط الصورية Anti-image Correlation، والملاحظ بالنسبة لنتائج العينة الحالية أن جميع القيم الحرجة أكبر من 0.50 وهي تتراوح ما بين (0.65 و 0.85) (تيغزة 2011: 294).

وقد أسفر التحليل العاملي الاستكشافي، عن وجود عامل واحد تزيد قيمة جذره الكامن عن الواحد الصحيح بحسب معيار " كايزر"، ويفسّر ما مجموعه (29.382%) من التباين الكلي في أداء التلامذة على سمة الكفاءة الذاتية العامة. والنتائج في الجدول الآتي:

جدول رقم (05): قيمة الجذر الكامن ونسبة التباين المفسر للعامل المستخلص بعد تدوير المحاور تدويراً متعامداً.

العامل	الجذر الكامن	نسبة التباين المفسر	نسبة التباين التراكمي المفسر
العامل المستخلص	2.938	29.382%	29.382%

أما المعيار أو المحك الثاني الذي استخدمه الباحثان هو دراسة الرسم البياني للجذور الكامنة والذي يسمى باختبار الهضبة أو الحصاة، والإبقاء على العوامل التي تظهر في الجزء شديد الانحدار من المنحنى قبل أن يبدأ المنحنى في الاعتدال، وهذا المعيار كثيراً ما يعطي نتائج دقيقة أكثر من استخدام قيمة الجذر الكامن التي تزيد على الواحد (أبو علام، 2009: 398-399). والشكل التالي يوضح العامل المستخلص بهذا المحك.



شكل (01): يوضح العوامل أو الجذور الكامنة المستخلصة بمحك (Cattell, 1966)

كما أسفرت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة عن تشعبات جميعها على عامل واحد، وجاءت التشعبات على النحو، الآتي:

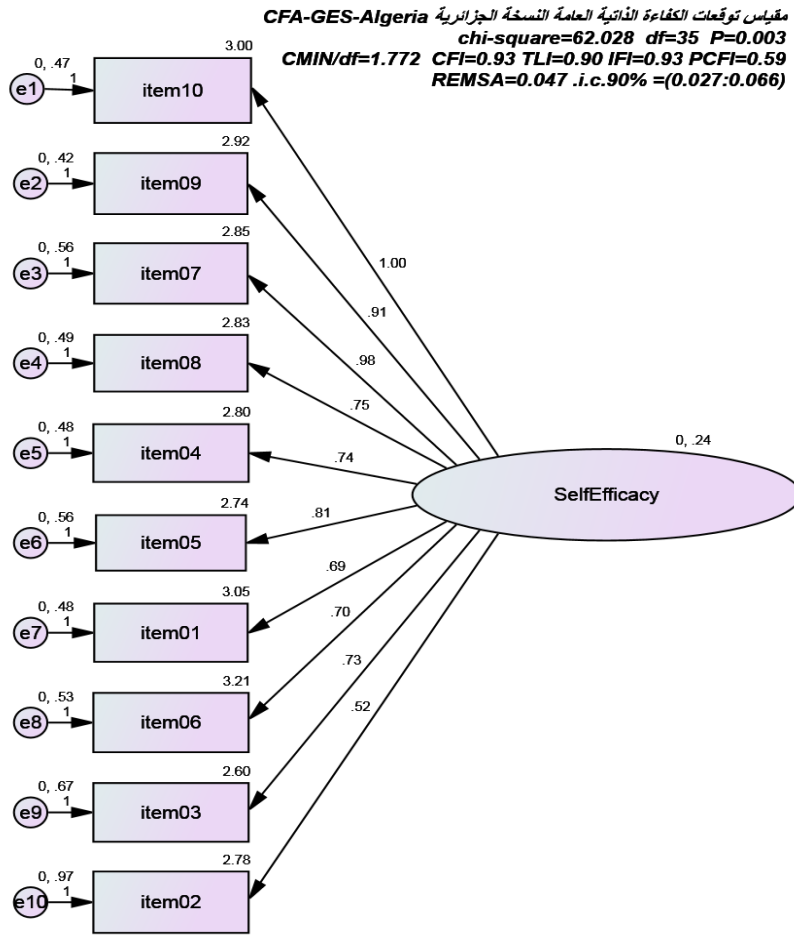
جدول رقم (06): قيم تشعب بنود المقياس بالعامل المستخلص.

البند	التشعبات
10	0.64
9	0.63
8	0.53
7	0.61
6	0.50
5	0.53
4	0.53
3	0.49
2	0.32
1	0.53

يتضح من الجدول رقم (06) أن جميع تشعبات البنود على العامل مرتفعة تزيد عن القيمة (0.30)، مما يشير إلى أن فقرات المقياس تقيس السمة ذاتها.

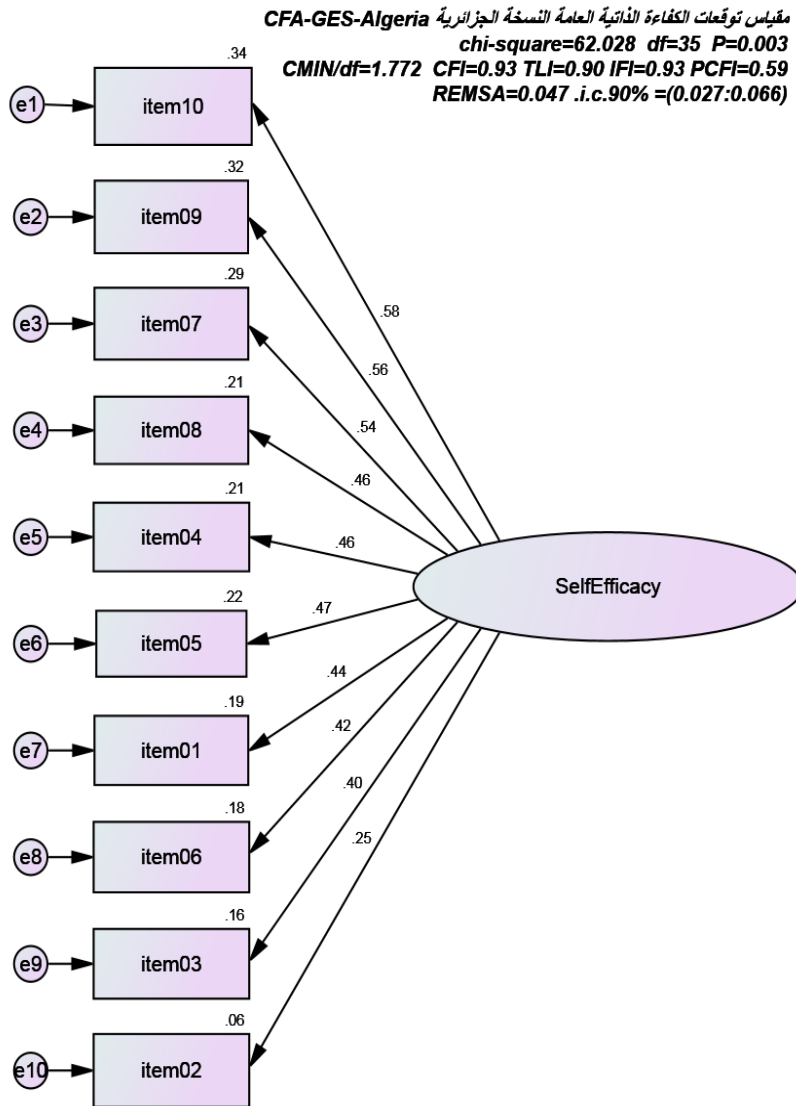
خامساً: الصدق البنائي بطريقة التحليل العاملي التوكيدي: وبناء على نتائج التحليل الاستكشافي، تم افتراض أن جميع البنود تنتظم حول عامل عام واحد، وباستخدام أسلوب التحليل العاملي التوكيدي للتحقق من الصدق البنائي للمقاييس المختلفة التي تم بنائها في ضوء أطر نظرية سابقة (MacCallun and Austin, 2000)، أعتمد في تطبيق هذا الأسلوب على البرنامج الإحصائي Amos.v22، بطريقة الأرجحية العظمى (ML). وفي ضوء افتراض التطابق بين مصفوفة التغاير للمتغيرات الداخلة في التحليل والمصفوفة المفترضة من قبل النموذج (المستهلكة من قبل النموذج)، تنتج العديد من المؤشرات الدالة على جودة هذه المطابقة والتي يتم قبول النموذج المفترض للبيانات أو رفضه في ضوءها والتي تعرف بمؤشرات جودة المطابقة.

بعد القيام بإجراء التحليل الأول للبيانات أشارت نتائج مؤشرات المطابقة إلى عدم وجود مطابقة جيدة، لذلك تم إجراء تعديل على النموذج من خلال فحص البواقي ومؤشرات التعديل والتي يتيحها برنامج Amos، مع الأخذ بعين الاعتبار الجانب النظري والمنطقي في التأكد من صحة التعديل. ويوضح الشكل رقم (02) النموذج التخطيطي لمسارات النموذج العاملي الذي أخذناه من نتائج الحزمة الإحصائية Amos. وينطوي الشكل على المسارات المختلفة الدالة على تشبعات المؤشرات المقاسة بالعامل، كما تنطوي على قيم تقدير البارامترات (التشبعات) بوحدات قياسها الأصلية، أي غير المعيارية أو غير الموحدة.



الشكل (02) يوضح: مسار تخطيطي للنموذج العاملي مستقطعاً من نتائج آموس محتويها على البارامترات المقدرة بوحدها الأصلية غير المعيارية .

يوضح الشكل رقم(02) قيم البارامترات (التشبعات، تباين الخطأ) باستعمال الوحدات الأصلية لقياس المتغيرات، غير أن اختلافها يجعل من غير الممكن الحكم على حجم قيمة البارامترات أو المقارنة بينها، ولذلك من الأفضل أن تفحص أيضاً نتائج تقدير البارامترات ولكن بوحدة معيارية، بمعنى توحيد وحدة قياس المتغيرات على اختلافها يجعل انحرافها المعياري يساوي الواحد الصحيح ومتوسطها يساوي صفراً.(أحمد تغية،2011: 154)، وفي مايلي نفس البارامترات لكن حولت قيم تقديراتها إلى وحدات معيارية.



الشكل (03) يوضح: مسار تخطيطي للنموذج العملي مستقظاً من نتائج آموس محتويها على البارامترات المقدرة بوحدات معيارية .

والجدول التالي يوضح مؤشرات حسن المطابقة للنموذج بعد إجراء التحليل العملي التوكيدي على النسخة الجزائرية لمقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة.

جدول رقم (07): يوضح مؤشرات حسن المطابقة للنموذج.

مؤشرات حسن المطابقة	قيمة المؤشر	المدى المثالية للمؤشر
النسبة الاحتمالية لمربع كاي . (χ^2)	$62.028 = \chi^2$ $35 df =$ $0.003P =$	أن تكون غير دالة.
مؤشر نسبة درجة الحرية لمربع كاي (χ^2/df)	1.772	أقل من 2 تطابق تام.
الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الافتزان. (RMSEA)	0.047	أقل من 0.05 مطابقة جيدة.
مؤشر المطابقة المقارن. (CFI)	0.93	القيمة القريبة من 0.95.
مؤشر المطابقة التزايدية. (IFI)	0.93	أكبر من القيمة 0.90.
مؤشر تاكر- لويس (TLI)	0.90	أكبر من القيمة 0.90 .
مؤشر المطابقة المقارن الاقتصادي. (PCFI)	0.59	تساوي أو أعلى من 0.50

*جدول من الجاز الباحثان اعتماداً على: (James L. Arbuckle, 2011: 601-616) و (Hooper, D et al, 2008: 53-60) و (تيفزة، 2011: 101-277).

توضح نتائج مؤشرات حسن المطابقة في الجدول رقم (07) أن جميع المؤشرات وقعت في المدى المثالي، وتعتبر هذه النتائج على صدق النموذج المفترض، وذلك من خلال تقويمه والتحقق من استيفائه للمعايير المثلى الخاصة بمجموعة من مؤشرات حسن المطابقة، تلك المؤشرات التي لها دلالتها الخاصة في الحكم على مطابقة النموذج لمعايير الجودة، وتشير هذه النتيجة إلى وجود تطابق في بناء مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة النسخة الجزائرية مع المقياس في صورته الأصلية، حيث أن كل البنود كانت ضمن مستوى مقبول من التشبع تتراوح ما بين (0.25-0.58). بالرغم من القيمة 0.25 ضعيفة بالنسبة للبند رقم 02 إلا أن هذا الارتباط دال عند مستوى 0.01 . وتؤكد نتائج البحث الحالي على أن مقياس الكفاءة الذاتية العامة يتمتع بدلالات الصدق العاملي التوكيدي على البيئة الجزائرية لدى تلامذة المرحلة الثانوية.

اتفقت نتائج البحث الحالي في تأكيد جودة مؤشرات النموذج مع كثير من الدراسات وان لم نقل أغلبها والتي أجريت في بيئات ثقافية مختلفة. وسنورد بعض المؤشرات في دراسات علمية حول مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة. حيث سجلت دراسة مقارنة لـ (Zilda,A ,et al,2013) في البيئة البرتغالية والبرازيلية للمقياس المؤشرات التالية:

$$\chi^2/df=1.98; CFI=0.92; RMSEA=0.06; SRMR=0.05$$

أما في البيئة البرازيلية فسجل المؤشرات التالية:

$$\chi^2 =477; df=89.176; P=0.000; \chi^2/df =2.548; SRMR=0.039; RMSEA=0.057.i.c.90\%=(0.042;0.072)$$

أما دراسة (Schwarzer,R,Matthias,j,2013) في البيئة الروسية فسجلت المؤشرات التالية:

$$\chi^2 =117.967; df=35; P=0.000; \chi^2/df =3.370, CFI=0.94; TLI=0.92; IFI=0.94; PCFI=0.73; REMSA=0.069$$

وفي البيئة السورية فسجل الباحثان المؤشرات التالية:

$$\chi^2 =108.09; df=35; P=0.000; \chi^2/df =3.088; CFI=0.87; TLI=0.83; IFI=0.87; PCFI=0.67; REMSA=0.089$$

كما حققت دراسة (Fernando,j,Francoise,C,2008) في كولومبيا المؤشرات

$$\chi^2 =300.00; df=35; P=0.000 \chi^2/df =8.57; RMR=0.036; \text{التالية:} GFI=0.91; AGFI=0.87$$

وسجلت دراسة (Vatinee,et al,2002) في تايلاند المؤشرات التالية :

$$\chi^2/df=55.89; RMR=0.06; GFI=0.90; AGFI=0.85; R^2=0.87$$

أما دراسة (Schwarzer,R et al,2002) المقارنة في كل من ألمانيا، اليابان، وكوريا الجنوبية، فقد حققت مؤشرات حسن المطابقة باستخدام برنامج ليزرل 8.12 التالية: RMSEA=0.05; RMR=0.03; NFI=0.97; AGFI=0.97; GFI=0.098

وبناء على نتائج الفرضية الثانية قرر الباحثان قبول الفرض الذي ينص على أن مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة يمتلك مؤشرات صدق مقبولة مع خصائص المقياس الجيد على عينة من تلامذة المرحلة الثانوية.

* اختبار تجانس التباين والتوزيع الطبيعي للبيانات :

للتأكد من تجانس التباين Homogeneity of variances فيما يتعلق بمتغير الجنس تم اختبار التباين لمقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة بتطبيق اختبار ليفين Leven-test ، حيث أظهرت النتيجة المعروضة في الجدول، الآتي:

جدول رقم (08): يوضح تجانس التباين باستخدام "Leven-test"

المقياس	اختبار ليفين	مستوى الدلالة
توقعات الكفاءة الذاتية العامة	0.021	0.886

يتضح من جدول رقم (08) أن مستوى التجانس القائم على المتوسط بالنسبة لمقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة قد بلغ (0.021) وهو غير دال، مما يعني أن البيانات متجانسة. كما تم التأكد من التوزيع الطبيعي للبيانات واستخرج معامل الالتواء SKenwness، من خلال نسبة معامل الالتواء إلى الخطأ المعياري له حيث أن: $0.84 = 0.132 / 0.112$ وبما أن هذه النسبة (0.84) تقع ضمن المدى (2، -2) فأذن نقبل فرضية العدم بأن متغير الكفاءة الذاتية العامة يتبع التوزيع الطبيعي (سعد زغلول، 2003: 92)، وبالتالي يمكن القول بتجانس البيانات المتوافرة ، ومن ثم يمكن إجراء التحليلات المعلمية على البيانات.

3- الفرضية الثالثة: لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى (0.05) بين الجنسين في درجة توقعات الكفاءة الذاتية العامة تجعل من الضروري وضع معايير مختلفة حسب الجنس؟

للتأكد الفرضية الثالثة، استخدام اختبار "ت" لعينتين مستقلتين لحساب الفروق بين متوسطات الذكور والإناث في درجاتهم على مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة، والجدول الآتي يوضح ذلك :

جدول رقم (09): يوضح نتائج اختبار "ت" للفروق بين المتوسطات حسب متغير الجنس.

الإحصاءات الجنس	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	قيمة "ت"	درجة الحرية	مستوى الدلالة
الذكور ن=111	29.41	4.54	1.790	337	0.074
الإناث ن=228	28.48	4.47			

يتضح من نتائج الجدول (09) أن نتائج اختبار "ت" لعينتين مستقلتين، تؤكد أنه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث في مشاعر الكفاءة الذاتية العامة، وفي ضوء النتيجة المسجلة تم قبول فرضية العدم القائلة بعدم وجود فروق بين الجنسين فيما يتعلق بمشاعر الكفاءة الذاتية العامة، وبهذا تكون الفرضية الثالثة قد تحققت. وهذا ما توقعته الدراسة بناء على الدراسات السابقة في البيئات الثقافية المختلفة، حيث تتفق هذه النتيجة مع دراسة كلا من: (Schroeder,1992) ودراسة (سامر، رضوان،1997) ودراسات شفارتسر وجيروزيلم المختلفة (Schwarzer,1992,1993, 1994)، كما تناقضت نتائج هذه الدراسة مع دراسة (سامر، جميل رضوان،2010).

وقد تعود هذه النتيجة كون أن المقياس يقيس كفاءات استعرافية عامة غير مرتبطة بموقف محدد، إذ أن وجود فروق في الأنماط التربوية النفسية- الاجتماعية للذكور والإناث في المجتمع الجزائري قد تغيرت بشكل ملحوظ، إذ أخذت هذه الفروق تتلاشى في الواقع الاجتماعي والمهني، وبالتالي أصبح طموح الإناث لا يقل عن طموح الذكور في تحقيق مكانة ونجاح اجتماعي ومهني عالي، ومن ثم ينعكس بلا شك ذلك على مشاعر توقعات الكفاءة الذاتية وانخفاض الشعور بالقلق. وقد قادت هذه النتيجة إلى الاستغناء عن تحويل الدرجات الخام إلى درجات معيارية تائية معدلة فيما يتعلق بالذكور والإناث كل على حدة الأمر الذي يعني صلاحية استخدام المقياس لكلا الجنسين.

* حساب الدرجات المعيارية: تم استخراج الدرجات المعيارية التائية المعدلة (المؤقتة) لدى عينة من تلامذة المرحلة الثانوية بالوادي (الجزائر) لمقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة.

جدول رقم (10): يوضح الدرجات الخام والدرجات المعيارية الزائفة و المعيارية الناتجة المعدلة (المؤقتة)

الدرجات المعيارية الناتجة T	الدرجات المعيارية Z	مجال الدرجات الخام لـ GES
23	-2.61	17
26	-2.39	18
28	-2.16	19
30	-1.94	20
32	-1.72	21
34	-1.50	22
37	-1.28	23
39	-1.06	24
41	-0.83	25
43	-0.61	26
46	-0.39	27
48	-0.17	28
50	0.04	29
52	0.26	30
54	0.49	31
57	0.71	32
59	0.93	33
61	1.15	34
63	1.37	35
65	1.59	36
68	1.81	37
70	2.04	38
72	2.26	39
74	2.48	40

يتضح من الجدول رقم (10) أن الدرجات الخام تشير إلى وجود مدى واسع من درجات المفحوصين و هذا دليل على أن إجابات أفراد عينة الدراسة كانت متباينة ومتنوعة ، مما يدل على أن المقياس حساس لرصد التباين في السمة التي يقيسها.

- نتائج الدراسة :

بعد عرضنا لكل فرضية وتحليلها ومناقشتها ، توصلت الدراسة الحالية إلى نتائج تمت مناقشتها في ضوء الدراسات السابقة، والإطار النظري للموضوع ، ونستطيع أن نلخص أهم النتائج ، كالتالي :

1. امتلاك مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة لمؤشرات ثبات تتلائم مع خصائص المقياس الجيد على عينة من تلامذة المرحلة الثانوية.
2. امتلاك مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة لمؤشرات صدق تتلائم مع خصائص المقياس الجيد على عينة من تلامذة المرحلة الثانوية.
3. لا توجد هناك فروق ذات دلالة إحصائية بين الجنسين في توقعات الكفاءة الذاتية العامة
4. الوصول إلى الدرجات المعيارية النائية المعدلة (المؤقتة) للمقياس في البيئة الجزائرية.

- الاقتراحات :

وفي ضوء، النتائج الجيدة المتوصل إليها في هذه الدراسة نقترح ، الآتي :

1. المزيد من الدراسات حول مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة في البيئة الجزائرية وعلى عينات مختلفة.
2. استغلال المقياس الحالي في عملية التشخيص ، والإرشاد والتوجيه .

المراجع :

- أحمد، تيغزة (2011). اختبار صحة البنية العاملية للمتغيرات الكامنة في البحوث: منحى التحليل والتحقق، بحث علمي محكم، كلية التربية، جامعة الملك سعود، الرياض.
- أبو علام، رجاء محمود (2009). التحليل الإحصائي للبيانات باستخدام برنامج Spss ، ط3، القاهرة ، دار النشر للجامعات.
- الزيات، فتحي محمد (2001). علم النفس المعرفي، ط1، مصر: دار النشر للجامعات.

-زياد، رشيد (2014). الخصائص السيكومترية للنسخة العربية المعدلة لمقياس الاكتئاب والقلق والضغط النفسي **DASS42** لدى تلامذة المرحلة الثانوية بمدينة الوادي. رسالة ماجستير ، قسم علم النفس وعلوم التربية ، جامعة وهران.

-سامر، جميل رضوان (1997). توقعات الكفاءة الذاتية "البناء النظري والقياس"، مجلة شؤون اجتماعية، الشارقة، العدد 55 ، السنة الرابعة عشر، ص25-51.

-سامر، جميل رضوان (2010). أثر الكفاءة الذاتية في خفض مستوى القلق، مجلة دراسات نفسية، مركز البصيرة للاستشارات والخدمات التعليمية، الجزائر، ع(03)، ص09-33.

-سعد زغلول، بشير (2003). دليلك إلى البرنامج الإحصائي **SPSS**، المعهد العربي للتدريب والبحوث الإحصائية، بغداد، العراق.

-صالح، عواطف حسن (1993). الفاعلية الذاتية وعلاقتها بضغط الحياة لدى الشباب الجامعي، مجلة كلية التربية، جامعة المنصورة، ع(23)، ص461.

-عادل، خوجة (2011). أثر البرنامج الرياضي المقترح في تحسين صورة الجسم ومفهوم تقدير الذات لدى فئة ذوي الاحتياجات الخاصة حركياً. مجلة جامعة النجاح للأبحاث (العلوم الإنسانية) مجلد 25(5) ، ص1283-1336.

-Bandura,A.(1982).**Self-Efficacy Mechanism in Human Agency** .*journal of American psychologist*,37(2),122-147.

- Fernando .juarez,Francaise Contreras (2008).**Psychometric properties of the General Self-Efficacy in a Colmbiian Sample**. *International journal of psychological Research*, vol.1,no2,pp06-12.

-Hooper,D et al .(2008).**Structural Equation Modelling ; Guidelines for Determining Model Fit**. *The Electronic Journal of Business Research Methods* Vol 6, issue 1, 53-60.

-james L. Arbuckle.(2011). **IBM.SPSS.Amos.20 User's Guide**. 1507 E 53rd Street chicago,il 60615 USA.

-Jesper Love, Grystal. Dea. Moore. Gunel Hensing (2011). **Validation of the Swedish translation of general Self-Efficacy Scale**, Springer Science Business Media B.V.

-Kline, R.B (2005). **Principles and practice of structural equation modeling** (2nd.ed) New York ; the Guilford Press.

-MaeCallum, p and Austin, j. (2000). **Applications of structural equation modeling in psychological research** *Annu. Rev. Psychol.* vol 51:201-226

-Ralf Schwarzer and Matthias Jerusalem (2013). **General Self-Efficacy Scale (GES)** Measurement instrument Database. for the Social Science. Retrieved from www.midss.ie

-Scholz, U , Gutiérrez. Dna, B , Sud, and Schwarzer, R. (2002). **is general Self-Efficacy a universal Construct ? psychometric findings from 25 countries.** *European journal of psychological Assessment*, 8(3), pp242-251.

-Schwarzer, R , Scholz, U (2005). **The general self-efficacy Scale Multicultural Validation Studies.** *The journal of psychology*, 139(5), pp439-457.

-Vatinee Sukmak , Acharee. S . Prapapron (2002). **Validity of the General Perceived Self-Efficacy Scale** , *j psychiatr Assoc Thailand* vol.47.no.1. pp31-37.

-Zilda A, P , DelPrette .et al (2013). **Confirmatory Factor Analysis of the general self-efficacy Scale in Brazil and Portugal.** *Spanish journal of psychology*, 16,93, pp1-11.