الخصائص السيكومترية للنسخة الجزائرية لمقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة لدى تلاميذ المرحلة الثانوية

د. منصور بوقصارة* أ. رشيد زياد**

جامعة وهران – الجزائر

استلم بتاريخ: 23-05-2015 تمت مراجعته بتاريخ: 30-07-2015 قبل للنشر بتاريخ: 20-08-2015

الملخص:

تهدف الدراسة الحالية إلى تقويم الخصائص السيكومترية للنسخة الجزائرية لمقياس توقعات الكفاءة العامة لدى تلاميذ المرحلة الثانوية. اختيرت عينة قوامها 339 تلميذا وتلميذة، منهم 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 على جودة الخصائص السيكومترية لمقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة في البيئة الجزائرية.

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

Psychometric properties of the Generalized Self-Efficacy Expectations Scale- Algerian version- for high school pupils

Mensour BOGASSARA* **Rachid ZIAD****

University of Oran

Abstract

This study aims to evaluate the psychometric properties of the Generalized Self-Efficacy Expectations Scale- Algerian version (GES) for high school pupils. A selected sample of N=339 including 288 females and 111 males of high Shool pupils. Another sample was selected which was different from the basic sample consisting of N=69 males and females pupils used to test-retest reliability method. To evaluate the scale reliability four (04) ways were utilized: Gronbach's alpha coefficient, the test-retest method, Guttman coefficient, and the spearman and Brown correction coefficient. The validity of scale was confirmed through several ways: the face validity, discriminant validity of items, concurrent validity, construct validity using exploratory and confirmatory factor analysis. The results of the study confirmed the quality of the psychometric properties of the Generalized Self-Efficacy Expectations Scale in the Algerian Environment.

Keywords : psychometric properties, confirmatory factor Analysis, self -efficacy.

E. Mail: * mansour200861@yahoo.fr, ** ziadpsy@gmail.com

مقدمـة:

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 معرفيات (استعرافات). (سامر، 1997)

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

وتنبع أهمية توقعات الكفاءة الذاتية بالنسبة للممارسة التربوية والعيادية 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 وفقا 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 مصابرته، وللجهد الذي يبذله ومرونته في التعامل مع المواقف الصعبة والمعقدة. كما تعد فاعلية الذات من أهم آليات القوى الشخصية لدى الأفراد، حيث تمثل مركزا أساسياً في دافعية الأفراد للقيام بأي نشاط، فهي تساعد الفرد على مجابهة الضغوط التي تعترض طريقه في مراحل حياته المختلفة.(صالح، 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 انجازه وإنها 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 لبّ 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.

الإشكالية:

تشير نتائج الدراسات التي أجريت على "توقعات الكفاءة الذاتية" إلى صلاحية هذا البناء في تعديل السلوك والتنبؤ به في مجالات مختلفة كالإنجاز المدرسي والترقي المهني والاضطرابات الانفعالية والصحة النفسية والجسدية. فاكتساب الاتجاهات التفاؤلية نحو القدرات والإمكانات الذاتية يقود أيضاً إلى مضاعفة الجهود وازدياد القدرة على التحمل، وبالتالي أيضاً إلى رفع نتائج الانجاز وعدم الاستسلام واليأس. (سامر، 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، وتتبع 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 لتتلاءم مع مجموعة كبيرة من المواقف، على عكس (باندورا) الذي قصر هذا البناء على مواقف خاصة فقط. وقد اشتملت هذه الأداة على توقعات الكفاءة الذاتية العامة والنزوعية dispositional، بالإضافة إلى ذلك فقد طور (شفارتسر) وزملاؤه ستة مقاييس خاصة لقياس الكفاءة الذاتية تجاه التغذية الصحية، وإغراء التدخين، وسلوك الوقاية من السرطان ومساعدة الآخرين.

ويشير (شفارتسر) و(جيروزيليم) (Schwarzer & Jerusalem,1989) "إلى أن مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة يقيس قناعات إمكانات الضبط الذاتي أو توقعات الكفاءة في مواقف المتطلبات الاجتماعية ومواقف الانجاز. احتوى المقياس المطّور في عام 1981 على 20 بنداً تم تخفيضها في عام 1986 إلى عشر بنود فقط وسمّي " توقعات الكفاءة الذاتية العامة"، وعلى الرغم من أن صيغة العشر بنود تعتبر اقتصادية، إلا أنه أفقد الاستبانة جزءً من ثباتها وموثوقيتها كما يرى معدا الاستبانة. (Schwarzer & Jerusalem,1986)

وقد ترجمت هذه الصيغة المختصرة إلى أكثر من 30 لغة كالإنجليزية، والفرنسية والمجرية والتركية والتشيكية والسلوفاكية والعبرية والصينية واليابانية والكورية، وموثوقيتها عالية في قياس الثبات إذ تراوح معامل الارتباط ألفا ما بين (0.74–0.93)، كما أرتبط المقياس مع متغيرات عديدة ترابطات ايجابية وسلبية، فمعامل الارتباط مع الانبساط (0.49)، والانطواء (– 0.64)، والعصابية (– 0.42)، ومشاعر القيمة الذاتية (0.52)، والقلق العام (–0.54)، ومع قلق الانجاز (–0.42)، ومع قناعات الضبط الداخلي (0.40). (سامر، 1997،11). وارتباط مع الاكتئاب بـ (–0.31) عند الرجال و(–0.44) عند النساء ومع القلق (–0.39) لكلا الجنسين، ومع تقدير الذات ب(0.51) عند الرجال و(0.59) عند النساء. (Ralf Schwarzer et al,2013)

وتشير موثوقية القياس عند إعادة تطبيقه إلى معامل مختلف وفق الجنس فقد بلغ (0.47) لدى الرجال و(0.63) عند النساء (Schwarzer,1994) وهذا يدل على تباين واضح وفق الجنس. (سامر، 1997، 12)

كما قام سامر (1997) بالدراسة الأولى لهذا البناء في البيئة العربية السورية من خلال ترجمة مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة لـ(Schwarzer,1995)، من اللغة الألمانية إلى اللغة العربية، إلا أن الباحثان ومن خلال الاطلاع على مجموعة واسعة من البحوث والدراسات وخاصة بحوث ما بعد التدرج (ماجستير، دكتوراه)، لاحظا أن أغلب الدراسات والبحوث والتي استخدمت المقياس لم تولي عناية دقيقة في إعادة حساب الشروط السيكومترية له، وخاصة من ناحية البناء المنطقي (الصدق البنائي) 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، وكذلك التحقق من النموذج الذي أفترضه (شفارتسر) للمقياس في البيئة الألمانية، بعد تطبيقه على عينة من تلاميذ المرحلة الثانوية في البيئة المحلية.

وبالتحديد يمكن صياغة الإشكالية في التساؤلات، الآتية:

- هل يحتفظ مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة المعدّل للبيئة الجزائرية بمؤشرات سيكومترية مقبولة على عينة من تلاميذ المرحلة الثانوية؟

وانبثق عن هذا السؤال أسئلة فرعية تستوجب على المستوى الإجرائي طرحاً ومحاولة إجابة، وهي:

1. هل يمتلك مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة مؤشرات ثبات مقبولة مع خصائص المقياس الجيّد على عينة من تلاميذ المرحلة الثانوية؟
2. هل يمتلك مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة مؤشرات صدق مقبولة مع خصائص المقياس الجيّد على عينة من تلاميذ المرحلة الثانوية؟
3. 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؟

فروض الدراسة:

1. يمتلك مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة مؤشرات ثبات مقبولة مع خصائص المقياس الجيد على عينة من تلاميذ المرحلة الثانوية.
2. يمتلك مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة مؤشرات صدق مقبولة مع خصائص المقياس الجيد على عينة من تلاميذ المرحلة الثانوية.
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.

أهداف الدراسة:

تهدف الدراسة إلى الحالية إلى التحقق من الكفاءة السيكومترية للنسخة الجزائرية لمقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة على عينة من تلاميذ المرحلة الثانوية، ومن أجل بلوغ هذا الهدف سيتمحور الاهتمام في هذه الدراسة على استخراج مؤشرات الثبات والصدق البنائي للمقياس بطريقة التحليل العاملي الاستكشافي والتحليل العاملي التوكيدي، كذلك التأكد إن كانت هناك فروق في الأداء بين الجنسين على المقياس، ومنه إلى محاولة استخراج معايير في صيغة درجات تائية معدلة Normalized T Scores للمقياس في البيئة الجزائرية بغية استخدامها كأداة تشخيصية موثوقة.

أهمية الدراسة:

تتناول الدراسة الحالية منهجية حديثة في مجال القياس النفسي، وهي النمذجة بالمعادلة البنائية للتحقق من الصدق البنائي للمقاييس من خلال التحليل العاملي التوكيدي، الذي لم يأخذ النصيب الكافي الذي يستحقه في واقع الدراسات المحلية، وبالتالي تعد إسهاما "متواضعاً" اتجاه تعزيز هذه المنهجية وتعبيد الطريق للباحثين الآخرين للخوض في مضماره.

حدود الدراسة:

تم تطبيق الدراسة، واستخراج نتائجها وتفسيرها ضمن الحدود، الآتية:

- **الحدود البشرية:** تحددت الدراسة بعينة من تلاميذ المرحلة الثانوية.
- **الحدود الزمانية:** تحددت الدراسة زمنياً من شهر ماي إلى شهر نوفمبر 2014.
- **الحدود المكانية:** تحددت الدراسة بثانوية تندلـــة بولاية الوادي.

تحديد مصطلحات الدراسة:

- تعرف **الخصائص السيكومترية:** 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: الصدق الظاهري، صدق البنود وقدرتها على التمييز، الصدق المحكي (التلازمي)، الصدق البنائي بإجراء التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي.
- تعرف **توقعات الكفاءة الذاتية العامة** إجرائياً: بأنها الدرجة الكلية التي يحصل عليها التلميذ في المقياس الكلي لقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة.

الإطار النظري والدراسات السابقة:

1- مفهوم الكفاءة الذاتية:

1-1- تعريف الكفاءة الذاتية: إن النظرية المعرفية الاجتماعية افترضت أن سلوك الفرد والبيئة والعوامل الاجتماعية تتداخل بدرجة كبيرة، فالسلوك الإنساني في نظرية (باندورا) يتحدد تبادليا بتفاعل ثلاثة مؤشرات هي: العوامل الذاتية، والعوامل السلوكية، والعوامل البيئية، وأطلقت على هذه المؤثرات بـ" نموذج الحتمية المتبادلة". وطبقا لهذا النموذج فإن المتعلم يحتاج إلى عدد من العوامل المتفاعلة (شخصية وسلوكية وبيئية).

أ- **العوامل الشخصية:** تطلق على معتقدات الفرد حول قدراته واتجاهاته.

ب- **العوامل السلوكية:** تتضمن مجموعة الاستجابات الصادرة عن الفرد في موقف معين.

ج- **العوامل البيئية:** تشمل الأدوار التي يقوم بها من يتعاملون مع الفرد ومنهم الآباء، والمعلمين والأقران (الزق، 2006، 264)

1-2- أبعاد الكفاءة الذاتية: حدد (باندورا) Bandoura ثلاثة أبعاد تتغير الكفاءة الذاتية تبعاً لها، وهذه الأبعاد، هي:

1-2-1- قدر الكفاءة الذاتية: وهو يختلف تبعاً لطبيعة وصعوبة الموقف، ويتضح قدر الكفاءة عندما تكون المهام مرتبة وفق مستوى الصعوبة، والاختلافات بين الأفراد في توقعات الكفاءة ويتحدد هذا البعد كما يشير (باندورا) من خلال صعوبة الموقف، ويظهر هذا القدر بوضوح عندما تكون المهام مرتبة من السهل للصعب لذلك يطلق على هذا البعد مستوى صعوبة المهمة. (رزقي، 2012، 33)

1-2-2- العمومية: ويشير هذا البعد إلى انتقال فاعلية الذات من موقف ما إلى مواقف مشابهة، فالفرد يمكنه النجاح في أداء مهام مقارنة في نجاحه في أداء أعمال ومهام مشابهة، وفي هذا الصدد يذكر (باندورا) إن العمومية تتحدد من خلال مجالات الأنشطة المتسعة في مقابل المجالات المحددة، وأنها تختلف باختلاف عدد من الأبعاد، مثل: درجة تشابه الأنشطة والطرق التي تعبر بها عن الإمكانيات والقدرات السلوكية، المعرفية، والوجدانية، ومن خلال التفسيرات الوصفية للمواقف وخصائص الشخص المتعلقة بالسلوك الموجه.

1-2-3- القوة أو الشدة: يؤكد (باندورا) على أن قوة الشعور بالفاعلية الشخصية تعبر عن المثابرة العالية والقدرة المرتفعة التي تمكن من اختيار الأنشطة التي سوف تؤدى بنجاح، كما يذكر أيضاً أنه في حالة التنظيم الذاتي للفاعلية فإن الناس سوف يحكمون على ثقتهم ويمكنهم أداء النشاط بشكل منظم في خلال فترات زمنية محددة. (رزقي، 2012، 34)

1-2-4- مصادر الكفاءة الذاتية: يرى (باندورا) 1998 أن معتقدات الأفراد حول فعاليتهم الذاتية يمكن أن تنمى من خلال أربعة مصادر أساسية مؤثرة، وهي:

- **الأداءات الفعالة:** وهي أكثر المصادر تأثيراً على خلق إحساس قوي بالكفاءة الذاتية حيث تبني النجاحات اعتقاد قوياً من قبل الأفراد بفعاليتهم على نقيض الإخفاقات المتكررة

التي تضعف هذا الاعتقاد، لا سيما إذا حدث الإخفاق قبل أن يتم التأكيد التام لدى الفرد بفعاليته الذاتية.

- **النمذجة أو الخبرات البديلة:** تؤثر النمذجة تأثيراً قوياً على الاعتقاد بالكفاءة الذاتية، من خلال تأثير الأفراد بادراك تشابه النماذج. (Bandoura, 1998, 73)
- **الإقناع الاجتماعي:** هو المصدر الثالث الذي يقوي معتقدات الأفراد بقدراتهم الذاتية على النجاح في النشاطات التي يقومون بها، حيث يعتمد الناس في هذا الشأن على آراء الآخرين وانطباعهم بصفة كبيرة في محاولة اقتناعهم شأن قدراتهم على تحقيق انجازات هامة في حياتهم (Joet & Bressoux, 2007, 02)
- **الحالة الفيزيولوجية والانفعالية:** تؤثر الحالة الفيزيولوجية والانفعالية على الكفاءة الذاتية وعلى مختلف مجالات الوظائف العقلية والمعرفية والحسية والعصبية، حيث يعتمد الأفراد على حالاتهم الجسدية والانفعالية للحكم على قدراتهم، إذ يفسرون استجاباتهم للضغوط كعلامات لهشاشتهم، وضعف كفاءتهم. (Bandoura, 1998, 74)

1-3- مستويات تأثير الكفاءة الذاتية: تحدد اعتقادات الأفراد بالكفاءة الذاتية الطريقة التي يشعرون بها ويفكرون، ويدفعون أنفسهم للإنجاز وتبني استراتيجيات فعالة لمواجهة المواقف المختلفة لذلك فهي تمارس تأثيرات متنوعة على أربع عمليات أساسية، تشمل على: (Bandoura,1998, 45)

1-3-1- السيرورات المعرفية: يتم تبني السلوكيات بالنظر إلى التنظيم المعرفي الذي يدمج تقييم الأهداف، فالأساليب السلوكية تنظم أوليا في التفكير. (Bandoura, 1998, 71)

1-3-2- سيرورات الدافعية: تلعب اعتقادات الكفاءة الذاتية دورا مفتاحيا في التنظيم الذاتي للدافعية وتشمل القدرة على ممارسة التأثير الذاتي بالأهداف والتحديات وتقييم النتائج المحققة، آلية معرفية هامة للدافعية، تسمح كذلك بالتنبؤ بمستويات الأداءات اللاحقة، وبالتالي تعزيز الكفاءة الذاتية.

1-3-3- السيرورات الانفعالية: تؤثر معتقدات الأفراد بكفاءتهم الذاتية في قدراتهم على مواجهة المواقف الصعبة التي تعترضهم، وما ينجم عنها من الضغوط المؤدية للقلق والاكتئاب، إذ تمارس إدراك الكفاءة الذاتية تحكما أعلى من الدور الرئيسي الذي تلعبه الضغوط في إثارة القلق، ولا يتأثر مستوى هذا القلق بإدراك المواجهة الفعالة فحسب، وإنما بإدراك الكفاءة في التحكم في التفكير المؤدي للقلق.

1-2-4- سيرورات الانتقاء: فالأفراد الذين لديهم مستويات مرتفعة من الكفاءة الذاتية، يتجهون إلى اختيار المهام التي يشعرون فيها بقدر عال من الثقة والانجاز، دون تجنب الاستفادة وتنمية الكفاءات من خلال هذه الاختيارات. (Bandoura, 1998, 73)

الدراسات السابقة:

1- دراسة سامر، جميل رضوان (1997) بعنوان " توقعات الكفاءة الذاتية البناء النظري والقياس":

تكونت عينة الدراسة من 530 مفحوص بواقع 222 ذكرا بمتوسط عمري مقداره (28.8) وانحراف معياري مقداره (6.48)، و(308) أنثى بمتوسط عمري (26.6) وانحراف معياري مقداره (5.87).

تم اختبار مجموعتين فرعيتين من المجموعة الأساسية، بلغ عدد أفراد المجموعة الأولى 37 شخص (17 ذكر و20 أنثى) طبقت عليها الاستبانة في فترتين زمنيتين مختلفتين. وبلغ عدد أفراد المجموعة الثانية 109 شخص بواقع (14 ذكرا و68 أنثى)، طبق عليهم إضافة إلى مقياس الكفاءة الذاتية لـ (Jerusalem & Schwarzer,1995) اختبار (بيرنروتر) للشخصية المعيّر على البيئة السورية. (عز، 1990). أشارت نتائج الثبات بالإعادة في فترتين مختلفتين يفصل بينهم (6) أسابيع بعد حساب معامل الارتباط بين درجات التطبيقين عن معامل ثبات مقداره (0.71). ومعامل الثبات بطريقة (ألفا كرونباخ) بـ(0.85). كما أشارت نتائج صدق الاتساق الداخلي من خلال معامل الارتباط بين كل بند والدرجة الكلية للمقياس إذ تراوحت معاملات الارتباط ما بين (0.46-0.65). أما نتائج معاملات الارتباط مع اختبار (بيرنروتر) للشخصية فأرتبط توقع الكفاءة الذاتية مع العصابية – الاتزان الانفعالي بـ (-0.23)، ومع الاكتفاء الذاتي (0.15)، ومع الانطواء (-0.13)، ومع السيطرة (0.21). كما أشارت نتائج الدراسة إلى عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الجنسين في توقعات الكفاءة الذاتية. وتراوحت الدرجات المعيارية المستخرجة مابين (15-71) لدى العينة السورية في مقابل (12-71) لدى العينة الألمانية. (سامر، 1997، 25)

2- دراسة لـ (Vatinee, Acharee, et al, 2002) بعنوان "صدق مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة":

هدفت الدراسة للتحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس الكفاءة الذاتية العامة على عينة من المدمنين في تايلاندا مكونة من 103 (95 رجل، و8 نساء) من مدمني (الأمفيتامين)، تراوحت أعمارهم مابين 14-25 سنة بمتوسط حسابي 18 سنة. أظهرت نتائج الثبات بـ(ألفا كرونباخ) القيمة (0.70) . أشارت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي على عاملين جذرهما الكامن (4.22) و(1.05) على التوالي حيث فسر العامل الأول ما نسبته 42.22 %، والعامل الثاني فسر 10.59% من التباين الكلي، أما التحليل العاملي التوكيدي وباستخدام برنامج (LISREL) أظهرت مؤشرات حسن المطابقة على أساس نموذج العامل الواحد مطابقة النموذج للبيانات، كالآتي :

Lambda$\chi 2$= 55.89 , $\chi 2$ /df=1.59 ,df=35 ;p>01,GFA=0.90 ,AGFI=0.85 ,RMR=0.06,R2=0.87.

(Vatinee, Acharee et al, 2002, 31)

3- دراسة (Urt Scholz, Schwarzer, et al, 2002) بعنوان:" الكفاءة الذاتية العامة والبناء العالمي؟ الخصائص السيكومترية عبر 25 دولة".

هدفت الدراسة لمقارنة الخصائص السيكومترية لمقياس الكفاءة الذاتية في25 دولة. تكونت العينة الإجمالية 19.120 شخص، بمتوسط عمري 25 سنة وانحراف معياري (14.7). أظهرت نتائج (ألفا كرونباخ) للعينة الكلية (α=0.86)، حيث سجل أعلى قيمة لـ(ألفا كرونباخ) للعينة اليابانية بـ(0.91)، وأدنى قيمة للعينة الهندية بـ(0.75). أسفر التحليل العاملي التوكيدي باستخدام برنامج (ليزرل). أظهرت مؤشرات حسن المطابقة بافتراض النموذج أحادي العامل، كالآتي:

GFI=0.98,AGFI=0.97,NFI=0.97,RMR=0.03,RMSEA=0.05.

(Urt Scholz, Schwarzer, et al, 2002,242)

4- دراسة ((Alersandra, Schwarzer, 2005 بعنوان: "مقياس الكفاءة الذاتية العامة: دراسة للصدق المتعدد الثقافات".

هدفت الدراسة للتحقق من صدق مقياس الكفاءة الذاتية عبر ثلاثة دول، تكونت العينة الكلية من 1.933 شخص، منها العينة الألمانية مكونة من 633 شخص والتي انقسمت إلى عينتين: العينة الأولى 395 من مرضى القلب المزمن، أعمارهم ما بين (31-82 سنة) بمتوسط عمري 58.6 سنة وانحراف معياري 10.01، والعينة الثانية من 238 من مرضى السرطان تراوحت أعمارهم ما بين (29-86 سنة) بمتوسط حسابي 62 سنة وانحراف معياري (11.4). والعينة البولونية مكونة من 225 طالب جامعي تتراوح أعمارهم ما بين (19-26 سنة) بمتوسط حسابي 21 سنة وانحراف معياري1.51، والعينة الكورية الجنوبية المكونة من 941 شخص تراوحت أعمارهم ما بين (17-91 سنة) بمتوسط حسابي 30.87 سنة وانحراف معياري (15.87)، أغلب أفراد العينة من طلاب المرحلة الثانوية. أظهرت نتائج معامل (ألفا كرونباخ) لدى العينة الألمانية لمرضى القلب بـ(0.94)، و(0.89) لدى مرضى السرطان، أما لدى العينة البولونية فكان معامل (ألفا كرونباخ) 0.90، و0.86 لدى العينة الكورية الجنوبية.

أما نتائج الارتباط بين مقياس الكفاءة الذاتية (GES) وجود الحياة بـ(0.19)، ومع مقياس أعراض الاكتئاب لـ Schulz & Mohamed (2004) بـ (-0.39) ومقياس أعراض الاكتئاب (CES-D) لـ Radloff (1977) بـ (-0.36). (Alersandra & Schwarzer, 2005, 439)

5- دراسة Fermado Juarez & Francois(2008) بعنوان: "الخصائص السيكومترية لمقياس الكفاءة الذاتية العامة لدى عينة كولومبية.

تكونت عينة الدراسة من 690 من طلاب الجامعات في (بوغتا)، منهم 76% إناث و24% ذكور بمتوسط عمري 22 سنة. طبق عليهم إضافة لمقياس الكفاءة الذاتية (GES) النسخة الإسبانية

المكيفة في (كوستريكا) من قبل Baessler, Schwarzer and Jerusalem (1993)، واستبيان الشخصية الموقفي (CPS) لـ Fernandez Seara & Seisdedos (1998) المكون من 233 بندا ويقيس 15 سمة من سمات الشخصية، تراوحت معامل الارتباط بينهم ما بين (0.353-0.364)، حيث أرتبط مقياس الكفاءة الذاتية مع القلق سلبيا بـ (-0.30)، ومفهوم الذات ب(0.42)، والاتزان الانفعالي (0.31) ومع العدوانية بـ (- 0.60). سجلت في هذه الدراسة القيمة (0.83) لمعامل (ألفا كرونباخ) للمقياس.

أظهرت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي عامل كامن يفسر ما نسبته 44.41% من التباين الكلي، أما مؤشرات حسن المطابقة من خلال إجراء التحليل العاملي التوكيدي فسجلت القيم الآتية:

$\chi2$ =300 ,df=35,p=0.000, $\chi2$/df =8.571,RMR=0.036,GFI=0.918,AGFI=0.871.

(Fermado Juarez & Francois, 2008, 06)

6- دراسة (Zilda A,P ,DelPrette .et al,2013) بعنوان: "التحليل العاملي التوكيدي لمقياس الكفاءة الذاتية العامة في البرازيل والبرتغال".

تكونت عينة الدراسة من 304 طالب وطالبة ثانوي بالبرتغال، و477 مراهق برازيلي، أعمارهم تراوحت مابين (15-18 سنة) بمتوسط حسابي 16.70 سنة وانحراف معياري 0.8، من مختلف الطبقات الاقتصادية اعتمادا على مهنة الأبوين ومستواهم الدراسي.

استخدمت في هذه الدراسة إضافة لمقياس الكفاءة الذاتية (GES) النسخة المكيفة من قبل Coimbra & Fontaine (1999)، مقياس المرونة (عامل التعرض للتهديد) لـ Coimbra (2008)، حيث سجل معامل الارتباط بينهم (-0.67). أما نتائج الثبات فقد سجلت قيمة (ألفا كرونباخ) 0.83 لمقياس الكفاءة الذاتية و0.76 لمقياس المرونة (عامل التعرض للتهديد). أظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي باستخدام برنامجAmos v18 مؤشرات حسن المطابقة للنموذج المختلط التالي:

$\chi2$/df =1.98,SRMR=0.05,CFI=0.92,RMSEA=0.06.

أما مؤشرات حسن المطابقة للنموذج أحادي العامل لدى العينة البرتغالية فهي كالآتي:

$\chi2$ =67.289 , p=0.001, $\chi2$/df =1.979,SRMR=0.051,CFI=0.922,RMSEA=0.058.

كما سجلت مؤشرات حسن المطابقة للنموذج لدى العينة البرازيلية كالآتي:

$\chi2$ =89.176 , p=0.000, $\chi2$/df =2.548,SRMR=0.039,CFI=0.951,RMSEA=0.057.

(Zilda A,P & DelPrette et al, 2013, 01)

نستنتج من خلال عرض بعض الدراسات السابقة والتي تناولت التحقق من الخصائص السيكومترية في بيئات مختلفة، أن النتائج توضح في ما يخص الثبات أن قيمة (ألفا كرونباخ) لم تقل عن القيمة (0.70)، في ما كانت نتائج ثبات الاستقرار تقريبا مختلفة من دراسة لأخرى.

أما نتائج التحقق من الصدق أشارت الدراسات إلى الصدق البنائي للمقياس في بيئات مختلفة من خلال تطبيق طريقة الاتساق الداخلي والتحليل العاملي الاستكشافي، كما أشارت مؤشرات حسن المطابقة من خلال افتراض النموذج الأحادي العامل وبعد إجراء التحليل العاملي التوكيدي إلى ملائمة النموذج ملائمة جيدة للبيانات.

إجراءات الدراسة الميدانية

منهج الدراسة:

تم إتباع المنهج الوصفي التحليلي، هذا مع مراعاة "تكييف" هذا المنهج للمتطلبات والشروط الخاصة التي تفرضها الدراسة السيكومترية لأدوات القياس النفسي عامة.

عينة الدراسة:

تكونت عينة الدراسة الأساسية من 339 تلميذا وتلميذة، اختيروا بطريقة عرضية بواقع 228 أنثى بمتوسط أعمار مقداره 18سنة وانحراف معياري (2.73)، و(111) ذكرا بمتوسط عمري 17.5 سنة وانحراف معياري (2.44). تم اختيار عينة مختلفة عن عينة الدراسة الأصلية، لحساب معامل الثبات بالإعادة، والصدق المحكي (التلازمي)، مكونة من 69 تلميذا وتلميذة، منهم 33 تلميذا و36 تلميذة. طبقت عليها مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة في فترتين زمنيتين مختلفتين حوالي أسبوعين، ومقياس الاكتئاب والقلق والضغط النفسي النسخة المختصرة DASS 21 لـ Lovibond (1995) النسخة الجزائرية (زياد، 2014)، ومقياس تقدير الذات لـ(سبيلبرجر).

أدوات الدراسة:

قام الباحثان بأخذ موافقة مطوري المقياس (جيروزيليم وشفارتسر) Jerusalem & Schwarzer كذلك موافقة الباحث الدكتور (سامر، جميل رضوان) مترجم المقياس من اللغة الألمانية إلى اللغة العربية والذي قام بتطبيق إجراءات تكييف المقاييس المعمول بها في البيئة السورية، حيث يقترح مؤلف المقياس عدم الترجمة الحرفية لبنود المقياس إلى البيئات الأخرى، والى عدم الاقتصار على المعنى السطحي له وإنما أخذ الاعتبارات النفسية للثقافات المختلفة بعين الاعتبار وإعطاء المعنى الجوهري المتناسب مع كل ثقافة. (Schwarzer, 1994)

يتألف المقياس الحالي من عشرة بنود، يطلب من المفحوص الاستجابة وفق تدريج رباعي: (لا، نادرا، غالبا، دائما)، وتتراوح مجموع الدرجات من (10–40)، وتتراوح مدة تطبيقه ما بين (5–10) دقائق بصورة فردية أو جماعية[1].

[1] طورت النسخة الأصلية للمقياس سنة 1985 ونشرت سنة 1995، كما تم مراجعتها سنة 2000 .(Schwarzer and jerusalem,1995)

الأساليب الإحصائية:

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 والتوزيع الطبيعي من خلال معامل الالتواء SKenwness وحساب القيم المعيارية الزائية (z)، والتائية (T)، 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 نتائج الدراسة ومناقشتها:

1- عرض وتحليل ومناقشة نتائج الفرضية الأولى:

"يمتلك مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة مؤشرات ثبات مقبولة مع خصائص المقياس الجيد على عينة من تلاميذ المرحلة الثانوية".

وللتحقق من الفرضية الأولى، تم التأكد من ثبات المقياس بثلاثة طرق، وهي: ثبات الاستقرار، وطريقة الاتساق الداخلي معامل (ألفا كرونباخ)، والتجزئة النصفية (معامل سبيرمان- وبراون)، ومعامل (جتمان).

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 والقيم موضحة في الجدول الآتي:

جدول (1) معامل الثبات بإعادة التطبيق

العينـــــــة ن=36	معامل الارتباط (بيرسون)	الدلالة الإحصائية
الذكور15 والإناث 21	**0.43	0.01

يتضح من الجدول (1) أن قيمة معامل الارتباط (بيرسون) بين مرتي تطبيق المقياس قد بلغت 0.43 وهي دالة إحصائيا عند مستوى 0.01، وعموماً فهي قيمة مقبولة لغاية الدراسة الحالية تؤشر إلى الثبات الاستقرار من خلال التطبيق وإعادة التطبيق.

ثانياً: مؤشر الثبات بطريقة الاتساق الداخلي (ألفا كرونباخ) والتجزئة النصفية (سبيرمان – وبراون) و(جتمان):

تم التأكد من الثبات بطريقة حساب الاتساق الداخلي للبنود بمعامل (ألفا كرونباخ)، وكذلك التجزئة النصفية بمعامل الارتباط بين نصفي المقياس وتصحيحه بمعادلة (سبيرمان ـ وبراون)، و(جتمان) والجدول الآتي يوضح ذلك:

جدول (2) معامل (ألفا كرونباخ) والتجزئة النصفية بمعامل (سبيرمان، وبراون) و(جتمان) حسب متغير الجنس

العينـــــــــــــــة	معامل ألفا كرونباخ	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 (2) 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 مقبولة وفق المعايير المتعارف عليها، حيث يرى كلاٍ من (لينرت وراتس) Lienert & Raatz (1994) وجوب وقوع معامل ألفا فوق 0.60 حتى تحقق معايير الصلاحية والصدق للاستخدام في التشخيص الفردي، أما إذا وقعت قيمة ألفا تحت 0.60 فلا يكون صالحا إلا للتفريق بين المجموعات، ووفق النتيجة التي تم التوصل إليها يمكن اعتبار المقياس وسيلة تشخيص فردية وجماعية في الوقت نفسه. (سامر، 1997، 47). كما أنها متوافقة مع المحك الذي وضعه كلاٍ من Anastasi & Urbina (1997) والذي يجب فيه أن تتعدى قيمة (ألفا كرونباخ) 0.70 وعموماً هي قيم جيدة تتماشى مع توقعات الباحثان.

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 الإمبريقي 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 ينص على أن مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة يمتلك مؤشرات ثبات تتلاءم مع خصائص المقياس الجيد على عينة من تلاميذ المرحلة الثانوية.

2. عرض وتحليل ومناقشة نتائج الفرضية الثانية: "يمتلك مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة مؤشرات صدق مقبولة مع خصائص المقياس الجيد على عينة من تلاميذ المرحلة الثانوية".

للتحقق من الفرضية الثانية، استخدمنا خمس طرق للتأكد من الصدق، وهي: الصدق الظاهري، صدق البنود وقدرتها على التمييز، الصدق المحكي (التلازمي)، وأخيرا الصدق البنائي بطريقة التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي.

أولا: الصدق الظاهري:

للتحقق من صدق البنود وصلاحيتها في قياس ما وضعت لقياسه وهو (التوافق العام) ومدى ملائمتها للبيئة الجزائرية، قام الباحثان بعرض المقياس على مجموعة من المحكمين من ذوي الخبرة والاختصاص في مجال القياس والتقويم والتربية وعلم النفس والصحة النفسية بلغ عددهم (05) محكمين، حيث أظهرت النتائج أن بنود المقياس جميعها صالحة وتحظى بموافقة الخبراء المحكمين.[1]

ثانيا: 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 إلى يحصل الأفراد عن المقياس ككل، ويعد هذا الإجراء مؤشراً من مؤشرات صدق البنود إذ يشير الارتباط الدال بين درجة البند ودرجة المقياس ككل إلى قدرة البند على قياس ما يقيسه المقياس ككل (Annastasi, 1997, 211)، فضلاً عن أن ارتباط درجة البند بالدرجة الكلية للمقياس يعد مؤشرا من مؤشرات القدرة التمييزية للبند. (Annastasi, 1997, 156)

وبعد تطبيق المقياس تم استخدام معامل الارتباط الثنائي المتسلسل الحقيقي (Point Biserial correlation) لحساب العلاقة بين درجة كل بند والدرجة الكلية، أظهرت النتائج أن قيم معاملات الارتباط جميعها دالة إحصائيا، الأمر الذي يدل على أن بنود مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة جميعها بنود صادقة ومميزة، والجدول (3) يوضح قيم معاملات الارتباط المسجلة:

جدول (3) قيم معاملات الارتباط الثنائي المتسلسل الحقيقي

البنـــــود / المقيـــاس	البند 01	البند 02	البند 03	البند 04	البند 05	البند 06	البند 07	البند 08	البند 09	البند 10
مقياس الكفاءة الذاتية العامـــة	** 0.53	** 0.43	** 0.52	** 0.52	** 0.52	** 0.50	** 0.59	** 0.52	** 0.59	** 0.60

** دال إحصائيا عند مستوى 0.01

[1] أسماء الأساتذة المحكمين للمقياس : أ. د. ماحي إبراهيم . جامعة وهران 2– أ.د. فقيه العيد . جامعة تلمسان– أ.د. سامر جميل ضوان.عمان الأردن– أ. د. طعيلي محمد الطاهر . جامعة الجزائر2.– د. إيزيدي كريمة . جامعة وهران 2.

تظهر نتائج الجدول (3) أن جميع قيم معاملات الارتباط والتي تراوحت ما بين (0.43-0.60) كانت ذات دلالة إحصائية عند مستوى (0.01)، وبالتالي فهي تحقق المعايير الإحصائية المتعلقة بقبول البند والتي تقضي برفض البند إذا ما كان واقعا تحت القيمة (0.30). (سامر، 1997، 47) الأمر الذي يدل على أن بنود مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة النسخة الجزائرية جميعها بنود صادقة ومميزة.

ثالثاً: الصدق التلازمي:

وللتحقق من الصدق المحكي (التلازمي) للمقياس، تم تطبيق مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة والنسخة الجزائرية لمقياس الاكتئاب والقلق والضغط النفسي DAS S21 (Lovibond, 1995) تقنين (زياد، 2014، 166)، ومقياس تقدير الذات (لروزنبيرج) (Rosenberg, 1965) النسخة الجزائرية، تقنين (خوجة، 2011، 1283) على عينة مكونة من (33) تلميذا وتلميذة في نفس الوقت، قام الباحثان بحساب معاملات الارتباط بطريقة (معامل بيرسون)، والجدول التالي يلخص النتائج في الآتي:

جدول (4) معاملات الارتباط بين المقاييس المحكية ومقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة

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

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

يتضح من الجدول (4) أن نتائج الصدق التقاربي من خلال حساب العلاقة بين مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة، ومقياس تقدير الذات قد سجل معامل الارتباط (بيرسون) بينهم القيمة (0.50) وهي قيمة دالة إحصائيا عند مستوى (0.01)، كما أشارت كذلك نتائج الصدق التعارضي، من خلال العلاقة بين مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة ومقياس الاكتئاب بـ(-0.42)، ومع مقياس القلق بـ(- 0.39)، ومقياس الضغط النفسي بـ(-0.23)، وأشارت النتائج الأخيرة دلالتها الإحصائية عند مستوى 0.05 على التوالي، ما عدا العلاقة مع مقياس الضغط النفسي والتي كانت علاقة عكسية وضعيفة.

وبناء على هذه النتائج الترابطية يمكن القول أن اتجاهات الترابط تتطابق مع اتجاه الترابطات التي ذكرها (شفارتسر) Schwarzer، وعموما تشير إلى أن المقياس يتمتع بصدق محكي (تلازمي) مقبول.

رابعاً: الصدق البنائي بطريقة التحليل العاملي الاستكشافي:

استخدم الباحثان التحليل العاملي الاستكشافي، بطريقة المكونات الأساسية مع تدوير المحاور بطريقة الفاريمكس varimax لدرجات التلاميذ بالبرنامج الإحصائي Spss بعد تفحص شروط استخدام التحليل العاملي، حيث سجلت قيمة محدّد 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 أخر بلغت قيمة مؤشر(كايزر- ماير أولكين) (KMO) للكشف عن كفاية حجم العينة (0.81) وهي تزيد عن الحد الأدنى المقبول لاستخدام أسلوب التحليل العاملي وهو(0.50)، كما تم قياس ملاءمة المعاينة (MSA) والموجودة في قطر مصفوفة معاملات الارتباط الصورية. Anti-image Correlation

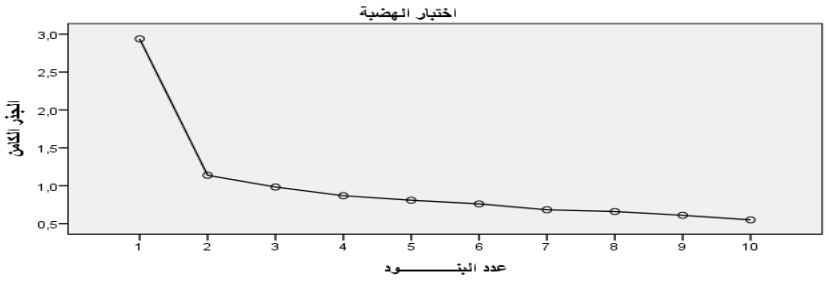
والملاحظ بالنسبة لنتائج العينة الحالية أن جميع القيم الحرجة أكبر من 0.50 وهي تتراوح مابين (0.65 و0.85). (تيغزة، 2011، 293)

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 التلاميذ على سمة الكفاءة الذاتية العامة. والجدول الآتي يوضح نتائج التحليل العاملي الاستكشافي:

جدول (5) 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 فهو 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 كثيرا ما يعطي نتائج دقيقة أكثر من استخدام قيمة الجذر الكامن التي تزيد على الواحد (أبو علام، 2009، 398). والشكل التالي يوضح العامل المستخلص بهذا المحك.



شكل (1) العوامل أو الجذور الكامنة المستخلصة بمحك (Cattell, 1966)

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

جدول (6) قيم تشبع بنود المقياس بالعامل المستخلص

البنود	البند1	البند2	البند3	البند4	البند5	البند6	البند7	البند8	البند9	البند10
التشبعات	0.53	0.32	0.49	0.53	0.53	0.50	0.61	0.53	0.63	0.64

يتضح من الجدول (6) أن جميع تشبعات البنود على العامل مرتفعة تزيد عن القيمة (0.30)، مما يشير إلى أن فقرات المقياس تقيس السمة ذاتها.

خامسا: الصدق البنائي بطريقة التحليل العاملي التوكيدي:

بناء 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 (MacCllun & 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 ضوئها والتي تعرف بمؤشرات جودة المطابقة.

حيث يرى كلاٍ من (Schreiber et al, 2006) أن نسبة المؤشر χ^2/df يجب أن لا تتعدى القيمة 2 أو3، وقيمة المؤشر CFI تساوي أو أكبر من 0.95 ونفس الشيء مع المؤشران التالية: IFI ,TLI,PCFI، وقيمة المؤشر RMSEA أقل من 0.06 إلى 0.08. (تيغزة، 2011، 105).

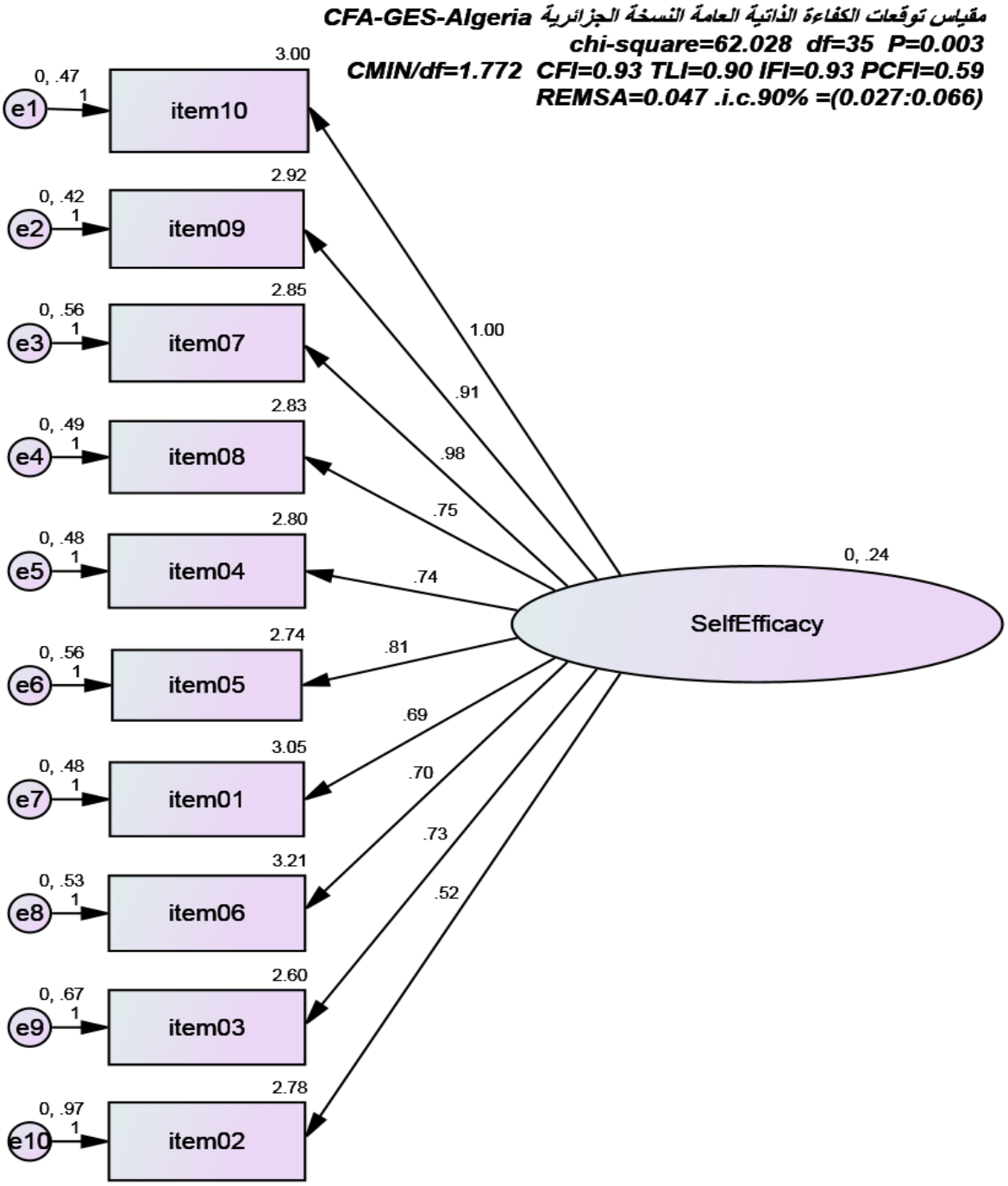
ويرى (Schumacker & Lumax, 2004) أن نسبة χ^2/df يجب لا تتعدى 2 أو 3، مؤشر RMSEA أقل من 0.05، والمؤشران TLI, CFI مجالها يتراوح مابين الصفر (لا توجد مطابقة) إلى الواحد الصحيح مطابقة تامة (تغيزة،2011، 111).

أما Hooper (2008,58) فيرى أن قيمة χ^2 أن تكون غير دالة، ونسبة χ^2/df ما بين (1–2) حسب Tabachrik & Fidell (2007)، ومن (1–3) حسب kline (2005)، ومؤشر RMSEA أقل من 0.07 حسب Steiger، والمؤشران TLI, CFI أعلى من القيمة 0.95.

ويرى Arbuckle (2011,587) في دليل استخدام برنامج Amos v20 أن قيمة مؤشر RMSEA يجب أن تكون أقل من 0.05 للمطابقة التامة، ومؤشر CFI من 0–1 القيمة القريبة من الواحد تشير إلى حسن المطابقة. والمؤشران TLI,IFI القيمة القريبة من الواحد تشير إلى جودة مطابقة ملائمة. و قيمة نسبة χ^2/df من 1–2 أو 1–3 تشير إلى ملائمة مقبولة.

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 (2) أدناه النموذج التخطيطي لمسارات النموذج العاملي الذي أخذناه من نتائج الحزمة الإحصائية

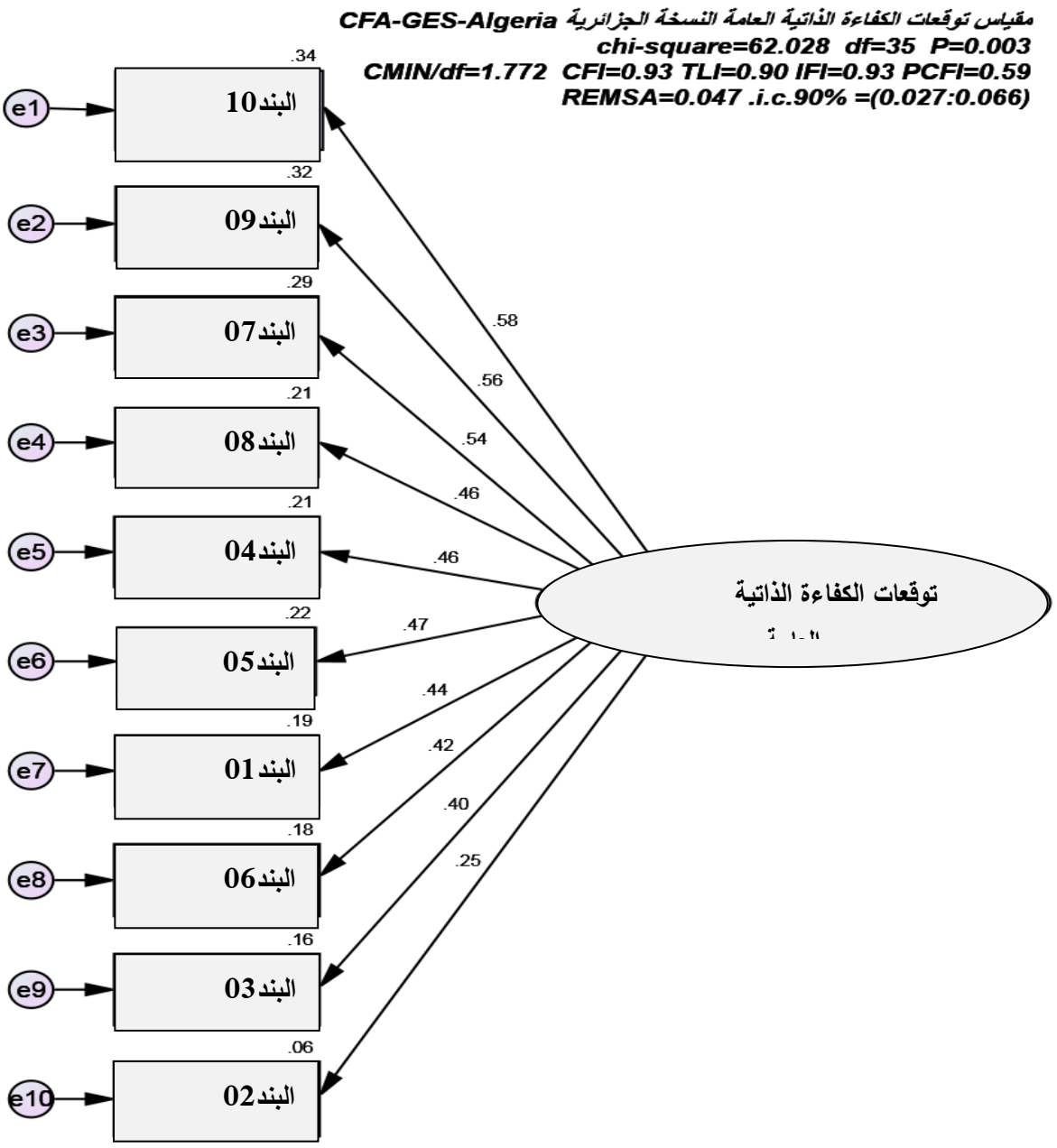
Amos. وينطوي الشكل على المسارات المختلفة الدالة على تشبعات المؤشرات المقاسة بالعامل كما تنطوي على قيم تقدير البارامترات (التشبعات) بوحدات قياسها الأصلية، أي غير المعيارية أو غير الموحدة.



الشكل (2) مسار تخطيطي للنموذج العاملي مستقطعاً من نتائج آموس محتويا على البارامترات المقدرة بوحدتها الأصلية غير المعيارية

يوضح الشكل (2) 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 بوحدات معيارية، بمعنى توحيد وحدة قياس المتغيرات على اختلافها بجعل انحرافها المعياري يساوي الواحد الصحيح ومتوسطها يساوي صفرا. (تغيزة، 2011، 154) وفي ما يلي نفس البارامترات لكن حولت قيم تقديراتها إلى وحدات معيارية.



الشكل (3) مسار تخطيطي للنموذج العاملي مستقطعاً من نتائج آموس محتويا على البارامترات المقدرة بوحدات معيارية

والجدول (7) يوضح مؤشرات حسن المطابقة للنموذج بعد إجراء التحليل العاملي التوكيدي على النسخة الجزائرية لمقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة.

جدول (7) مؤشرات حسن المطابقة للنموذج

مؤشرات حسن المطابقة	قيمة المؤشر	المدى المثالية للمؤشر
النسبة الاحتمالية لمربع كاي . **(χ^2)**	**$^2\chi$ =62.028** **df = 35** دال إحصائياً **P= 0.003**	أن تكون غير دالة.
مؤشر نسبة درجة الحرية لمربع كاي **(χ^2/df)**	**1.772**	أقل من 2 تطابق تام.
الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتران. **(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 انجاز الباحثان اعتماداً على: (James., L & Arbuckle, 2011, 601), (Hooper,D et al , 2008 :53-60) و(تيغزة،2011، 101)

أعتمد الباحثان على مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب RMSEA والذي يعتبر من أفضل المؤشرات والتي أظهرت دراسات المضاهاة تفوقه و أداءه الجيد، فالقيمة التي تقل على عن 0.05 تدل على مطابقة جيدة وهو ما سجلناه في دراستنا الحالية، والقيمة التي تتراوح مابين 0.05 إلى 0.08 تدل على وجود خطأ تقارب معقول في المجتمع، والقيم التي تتراوح ما بين 0.08 إلى 0.10 تدل على مطابقة غير كافية، وإذا تجاوزت قيم المؤشر 0.10 دلت على مطابقة سيئة، وإجمالا فإذا كان الطرف الأصغر لحدود الثقة لمؤشر RMSEA أصغر كثير من 0.05 أي صفرا أو قريبة من الصفر، والطرف الأكبر لا يتعدى 0.08، دل ذلك على مطابقة النموذج المفترض للبيانات. (Byrne, 1996, 2006) (تغيزة،2011، 117)

ورغم أن اغلب المؤشرات تدل على وجود مطابقة للنموذج المفترض، نجد أن قيمة مربع كاي دالة إحصائيا، حيث أن قيمة هذا المؤشر تتأثر دلالته الإحصائية بحجم العينة، بحيث أن أي فارق طفيف بين مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض ومصفوفة العينة يكون دالاً إحصائيا عند اتساع حجم العينة واتساع حجم العينة هو الوضع المألوف في النمذجة بالمعادلات البنائية، ويرى كثيرا من الباحثين أن وجود دلالة إحصائية عند استعمال مربع كاي يمكن الاستغناء عنها، أو إهمالها عندما يتجاوز حجم العينة 200 فرداً، كما هو الحال في الدراسة الحالية، وخاصة عندما تظهر مؤشرات المطابقة الأخرى تمتع النموذج بالمطابقة. (Garson, 2009) (تغيزة،2011، 117)، والخلاصة أن أغلب مؤشرات المطابقة تدل على مطابقة جيدة للنموذج.

وتشير هذه النتيجة إلى وجود تطابق في بناء مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة النسخة الجزائرية مع المقياس في صورته الأصلية، كما أن بنود المقياس جاءت ضمن مستوى مقبول من التشبع تراوحت

مابين (0.25-0.58). بالرغم من القيمة المنخفضة نوعا ما (0.25) المسجلة للبند رقم 02، إلا أنها كانت ذات ارتباط دال عند مستوى 0.01

وتؤكد نتائج البحث الحالي على أن مقياس الكفاءة الذاتية العامة يتمتع بدلالات الصدق العاملي التوكيدي على البيئة الجزائرية لدى تلاميذ المرحلة الثانوية.

اتفقت نتائج البحث الحالي في تأكيد جودة مؤشرات النموذج أحادي العامل مع كثير من الدراسات ومنها دراسة كلا من (Zilda A.P., DelPrette et al, 2013) و(Fermado Juarez & Francois, 2008) و(Urt Scholz & Schwarzer et al ,2002) و دراسة (vatinee &Acharee ,et al,2002)

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 تلاميذ المرحلة الثانوية في البيئة الجزائرية.

3- عرض وتحليل ومناقشة نتائج 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".

وقبل اختبار الفرضية الثالثة يجب أن نتحقق أولا من أهم شروط استخدام اختبار (ت) للعينتين المستقلتين والمتمثلة في اعتدالية توزيع البيانات وتجانس تباين كل من العينتين. (علام، 2010، 210)

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

جدول (8) تجانس التباين باستخدام Leven-test

المقياس	اختبار ليفين	مستوى الدلالة
توقعات الكفاءة الذاتية العامة	0.021	0.886

يتضح من جدول (8) 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 من خلال قيم معامل الالتواء SKenwness، ونسبة معامل الالتواء إلى الخطاء المعياري له حيث أن:(-0.132/0.112=0.84) وبما أن هذه النسبة (0.84) تقع ضمن المدى (2،-2) فإذن نقبل فرضية العدم بأن متغير الكفاءة الذاتية العامة يتبع التوزيع الطبيعي. (زغلول، 2003، 92)

وبالتالي يمكن القول بتجانس البيانات المتوافرة، ومن ثم يمكن إجراء التحليلات المعلمية على البيانات. قادت هذه النتيجة إلى استخدام اختبار (ت) لعينتين مستقلتين لحساب الفروق

بين متوسطات الذكور والإناث في درجاتهم على مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة، والجدول الآتي يوضح ذلك:

جدول (9) 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 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 توقعه الباحثان بناء على الدراسات السابقة في البيئات الثقافية المختلفة، حيث تتفق هذه النتيجة مع دراسة كلٍ من: (Schroeder, 1992) ودراسة (سامر ،1997) ودراسات (شفارتسر وجيروزيلم) المختلفة (Schwarzer,1992,1993, 1994)، كما تناقضت نتائج هذه الدراسة مع دراسة (سامر، 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، وهو ما أنعكس بلا شك ذلك على مشاعر توقعات الكفاءة الذاتية وانخفاض الشعور بالقلق.

وقد قادتنا 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. وما دفع بالباحثان لاستخراج الدرجات المعيارية الزائية والتائية المعدلة (المؤقتة) لعينة الدراسة الكلية على مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة في البيئة الجزائرية.

جدول (10) الدرجات الخام والدرجات المعيارية الزائية والمعيارية التائية المعدلة (المؤقتة)

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

يتضح من الجدول (10) أن الدرجات الخام تشير إلى وجود مدى واسع من درجات المفحوصين وهذا دليل على أن إجابات أفراد عينة الدراسة كانت متباينة ومتنوعة، مما يدل على أن المقياس حساس لرصد التباين في السمة التي يقيسها. كما أن الدرجات المعيارية التائية المعدلة المستخرجة انحصرت قيمها في ما بين (23–74)، في مقابل القيم (15–71) لدى العينة السورية، والقيم(12–71) لدى العينة الألمانية. (سامر، 1997، 25)

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 كالآتي:

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

مقترحات الدراسة:

وفي ضوء، النتائج المتوصل إليها في الدراسة الحالية نقترح الآتي:

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

قائمة المراجع

المراجع العربية:

أبو علام، رجاء محمود صلاح الدين(2009). **التحليل الإحصائي للبيانات باستخدام برنامج Spss**. ط2. القاهرة : دار النشر للجامعات.

أبو علام، رجاء محمود صلاح الدين(2010). **الأساليب الإحصائية الاستدلالية في تحليل بيانات البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية "البارامترية واللابارامترية"**.ط2. القاهرة : دار الفكر العربي.

الزق، أحمد يحي (2006). **علم النفس**. عمان، الأردن : دار وائل للنشر.

الزيات، فتحي محمد (2001). **علم النفس المعرفي**. مصر: دار النشر للجامعات.

تيغزة، أمحمد (2011). **اختبار صحة البنية العاملية للمتغيرات الكامنة في البحوث: منحى التحليل والتحقق**. بحث علمي محكم. قسم علم النفس، كلية التربية، جامعة الملك سعود، الرياض: السعودية.

خوجة، عادل(2011). أثر البرنامج الرياضي المقترح في تحسين صورة الجسم ومفهوم تقدير الذات لدى فئة ذوي الاحتياجات الخاصة حركياً. **مجلة جامعة النجاح للأبحاث** (العلوم الإنسانية) 25(5). 1283-1336.

رزقي، رشيد (2012). **الفعالية الذاتية وعلاقتها بالانضباط الصحي لدى مرضى القصور الكلوي المزمن**. رسالة ماجستير غير منشورة، قسم علم النفس وعلوم التربية، جامعة الحاج لخضر باتنة.

زيـاد، رشيـد (2014). **الخصائص السيكومترية للنسخة العربية المعدّلة لمقياس الاكتئاب والقلق والضغط النفسي DASS42 لدى تلامذة المرحلة الثانوية بمدينة الوادي.** رسالة ماجستير غير منشورة، قسم علم النفس وعلوم التربية، جامعة وهران: الجزائر.

سامر، جميل رضوان (1997). توقعات الكفاءة الذاتية "البناء النظري والقياس". **مجلة شؤون اجتماعية.** الشارقة.(55). السنة 14. 25-51.

سامر، جميل رضوان (2010). أثر الكفاءة الذاتية في خفض مستوى القلق. **مجلة دراسات نفسية.** مركز البصيرة للاستشارات والخدمات التعليمية، الجزائر. (03). 09-33.

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

صالح،عواطف حسن(1993). الفاعلية الذاتية وعلاقتها بضغوط الحياة لدى الشباب الجامعي. **مجلة كلية التربية.**جامعة المنصورة. (23).461.

المراجع الأجنبية:

Anastasi, A. & Urbina, S. (1997). *Psychological Testing (7^{a} ED)* .New york, NY, Prentice Hall.

Alerksandra & Ralf Schwarzer et al (2005). The General Self-Efficacy Scale ; Multicultural Validation Studies. *The journal of psychology*.139(5). 439-457.

Arbuckle, j.L. (2011) *Amos 20 user's guide* .Chicago,il ; SPSS.

Bandura, A. (1998).*Self-Efficacy*. New York: V.S.Ramachaudran Edition.

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

Costello, A. & Osborne, j.(2005). Best practices in exploratory Factor analysis : four recemmendations for getting the most from your analysis. *Journal of Practical AssessmentResearch and Evaluation.*10(7). 1-9.

Fernando, J &Francaise, C. (2008). Psychometric properties of the General Self-Efficacy in a Colmbiian Sample. *International Journal of Psychological Research*. 1(2). 06-12.

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

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

Joet,G. & Bressoux, P.(2007). *Persuasions Sociales et auto-efficacité*. Congrés international AREF Actualité de Redierche en Education et en formation. France.

Jesper, L. & Grystal, D. Moore, G. Hensing. (2011). *Validation of the Swedish translation of general Self-Efficacy Scale*. Springer Science Buseness Media B.V.

Kline, R.B.(2005). Principles and practice of structural equation modeling (2nd.ed). Newyork ;the Guildford Press.

MaeCallum, P. & Austin, J. (2000). Applications of structural equation modeling in pcychological research Annu*Rev .Psychol*.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 nniversal Construet ?. psychometrie findinge from 25 countries European *Journal of Psychological Assessment*.8(3). 242-251.

Schwarzer,R. & Scholz,U. (2005).The general self-efficacy Scale Multicultural Validation Studies.*The journal of psychology*.139(5). 439-457.

Schwarzer. R.(1993). Measurement of Perceived Self-Efficacy: psychometric Scales for Cross-cultural Research.Berlin: Freie Universitaet Berlin institent fuer psychologie

Vatinee Sukmak & Acharee. S ,Prapapron.(2002). Validity of the General Perceived Self-Efficacy Scale, j psychiatr Assoc Thailand 47(1). 31-37.

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). 1-11.

الملحق (1) مقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة لـ جيروزيليم وشفارتسر(Jerusalem and Schwarzer, 1995)
ترجمة : الدكتور سامر جميل رضوان (1997).

تعليمــات:

أمامك عدد من العبارات التي يمكن أن تصف أي شخص، اقرأ كل عبارة، وحدد مدى انطباقها عليك بوجه عام، وذلك بوضع إشارة (x) أمام كل عبارة منها ،وهي:لا، نادراً، غالباً، دائماً. ليس هناك إجابة صحيحة وإجابة خاطئة، وليست هناك عبارات خادعة. أجب بسرعة ولا تفكر كثيراً بالمعنى الدقيق لكل عبارة. ولا تترك أي عبارة دون إجابة.

البنـــود	لا	نادراً	غالباً	دائماً
1. عندما يقف شخص ما في طريق تحقيق هدف أسعى إليه فإني قادر على إيجاد الوسائل المناسبة لتحقيق مبتغاي.				
2. إذا ما بذلت من الجهد كفاية ، فإني سأنجح في حل المشكلات الصعبة .				
3. من السهل علي تحقيق أهدافي ونواياي .				
4. أعرف كيف أتصرف مع المواقف غير المتوقعة.				
5. أعتقد بأني قادر على التعامل مع الأحداث حتى لو كانت هذه مفاجئة لي.				
6. أتعامل مع الصعوبات بهدوء لأني أستطيع دائماً الاعتماد على قدراتي الذاتية .				
7. مهما يحدث فإني أستطيع التعامل مع ذلك .				
8. أجد حلاً لكل مشكلة تواجهني .				
9. إذا ما واجهني أمر جديد فإني أعرف كيفية التعامل معه .				
10. أمتلك أفكارا متنوعة حول كيفية التعامل مع المشكلات التي تواجهني .				

الملحق (2) مخرجات برنامج Amos v22 يوضح مؤشرات حسن المطابقة للتحليل العاملي التوكيدي لمقياس توقعات الكفاءة الذاتية العامة النسخة الجزائرية.

Analysis Summary
Date and Time
Date: dimanche 9 novembre 2014

Time: 20:03:54

Title
Cfa.ges: dimanche 9 novembre 2014 20:03

Notes for Group (Group number 1)
The model is recursive.

Sample size = 339

Notes for Model (Default model)
Computation of degrees of freedom (Default model)
Number of distinct sample moments: 65

Number of distinct parameters to be estimated: 30

Degrees of freedom (65 - 30): 35

Result (Default model)
Minimum was achieved

Chi-square = 62.028

Degrees of freedom = 35

Probability level = .003

Model Fit Summary

CMIN

Model	NPAR	CMIN	DF	P	CMIN/DF
Default model	30	62.028	35	.003	1.772
Saturated model	65	.000	0		
Independence model	10	448.408	55	.000	8.153

Baseline Comparisons

Model	NFI Delta1	RFI rho1	IFI Delta2	TLI rho2	CFI
Default model	.862	.783	.935	.892	.931
Saturated model	1.000		1.000		1.000
Independence model	.000	.000	.000	.000	.000

Parsimony-Adjusted Measures

Model	PRATIO	PNFI	PCFI
Default model	.636	.548	.593
Saturated model	.000	.000	.000
Independence model	1.000	.000	.000

NCP

Model	NCP	LO 90	HI 90
Default model	27.028	8.900	52.998
Saturated model	.000	.000	.000
Independence model	393.408	329.609	464.679

FMIN

Model	FMIN	F0	LO 90	HI 90
Default model	.179	.078	.026	.153
Saturated model	.000	.000	.000	.000
Independence model	1.292	1.134	.950	1.339

RMSEA

Model	RMSEA	LO 90	HI 90	PCLOSE
Default model	.047	.027	.066	.572
Independence model	.144	.131	.156	.000

AIC

Model	AIC	BCC	BIC	CAIC
Default model	122.028	123.992		
Saturated model	130.000	134.256		
Independence model	468.408	469.063		

ECVI

Model	ECVI	LO 90	HI 90	MECVI
Default model	.352	.299	.427	.357
Saturated model	.375	.375	.375	.387
Independence model	1.350	1.166	1.555	1.352

HOELTER

Model	HOELTER .05	HOELTER .01
Default model	279	321
Independence model	57	64