

عدم استقرار تقدير الذات والمرونة كمتغيرين وسيطين بين الانتماء والرضا عن الحياة لدى المراهقين

د/ أسماء عثمان دياب عبد المقصود

أستاذ علم النفس المساعد

كلية التربية - جامعة الوادي الجديد

asmaaothman1981@yahoo.com

د/ أحمد كمال عبد الوهاب البهنساوي

أستاذ علم النفس المساعد

كلية الآداب - جامعة أسيوط

dr_ahmedkamal83@yahoo.com

المستخلص

هدفت الدراسة إلى التحقق من النموذج القياسي للانتماء، وعدم استقرار تقدير الذات، والمرونة، والرضا عن الحياة، وكذلك التعرف على النموذج الوسيطي لعدم استقرار تقدير الذات والمرونة كمتغيرات وسيطية بين الانتماء والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين، كذلك التعرف على مدى وجود فروق وفقاً لاختلاف متغيرات النوع، ومحل الإقامة، والصف الدراسي، والتفاعل بينهم على متغيرات الدراسة، أجريت الدراسة على عينة من المراهقين بالمرحلة الثانوية العامة مكونة من 446 (111 ذكور، 335 إناث)، وتتراوح أعمارهم بين 15 إلى 20 عاماً بمتوسط 16.83 عاماً، وانحراف 0.97 عاماً، وأظهرت النتائج صدق التحليل العاملي التوكيدي، وثبات اتساق داخلي، وألفا كرونباخ، وتجزئة نصفية لمقاييس الدراسة، كما كشفت النتائج عن نموذج بنائي يتمتع بمؤشرات حسن مطابقة ممتازة بلغت، $X^2= 281.104$, $DF= 157$, $df/X^2= 1.790$, $CFI= 0.910$, $RMSEA= 0.042$, $IFI= 0.912$, $TLI= 0.900$, $GFI= 0.942$ ، كما توصلت النتائج إلى أن بعد الرفض/الإقصاء يمكنه التنبؤ بعدم استقرار تقدير الذات، والرضا عن الحياة، كما أن عدم استقرار تقدير الذات لديه القدرة على التنبؤ بالمرونة، كما نجد أن الدرجة الكلية للمرونة لديها القدرة على التنبؤ بالرضا عن الحياة، كما أشارت النتائج إلى عدم وجود فروق جوهرية وفقاً لمتغيرات النوع، ومحل الإقامة، والصف الدراسي، والتفاعل بينهم على متغيرات الانتماء، وعدم استقرار تقدير الذات، والمرونة، والرضا عن الحياة باستثناء وجود فروق باختلاف متغير النوع على بعد التقبل/الاندماج، ومتغير الصف الدراسي على متغير الرفض/الإقصاء.

الكلمات المفتاحية: الانتماء، عدم استقرار تقدير الذات، المرونة، الرضا عن الحياة، المراهقين.

المقدمة والخلفية النظرية

يعد الدافع للانتماء مركز الوجود البشري وثقافته، وذلك من منظور تطوري، وتعد السمات الشخصية التي تحفز الفرد على الحصول على القبول، وتجنب الرفض أدوات لا غنى عنها تتيح له وتمكنه من البقاء (Malone, Pillow, Osman, 2012)، وقد ربطت الكثير من الأبحاث بين الانتماء والصحة النفسية؛ حيث تعد الرغبة في بناء روابط اجتماعية إيجابية واحدة من أكثر الاحتياجات العامة والأساسية للفرد، ويعنى الانتماء أن يكون لدى الفرد دافع شامل لتكوين علاقات دائمة وإيجابية مع الآخرين والحفاظ على حد أدنى على الأقل منها ويتضمن إرضاء هذا الدافع معيارين: الأول وجود حاجة لتفاعلات مرضية متكررة وفعالة مع عدد قليل من الأفراد، وثانيًا أن هذه التفاعلات لا بد أن تحدث في سياق إطار ثابت ودائم نسبيًا من الاهتمام العاطفي من أجل الصحة النفسية للأفراد (Baumeister & Leary, 1995).

والفشل في تلبية هذه الحاجة يمكن أن يكون له عواقب مختلفة على نمو الفرد وصحته النفسية (Maner, DeWall, Baumeister, & Schaller, 2007)، وأن الحرمان من الانتماء أو ما يسمى بالإقصاء الاجتماعي قد يؤدي إلى القلق والاكتئاب (Choenarom, Williams, and Hagerty, 2005)، ويؤثر في الأداء النفسي والسيولوجي للأفراد، حيث يستند الاستبعاد الاجتماعي الذي يتضمن التجاهل والرفض من قبل مجموعة اجتماعية (Williams, 2007) إلى تصور مفاده؛ عدم تقبل الفرد واحترامه ودعّمه من قبل الآخرين (Arslan, 2016). كما أن الشباب المستبعد اجتماعيًا لا يعد نفسه جزءًا من جماعة اجتماعية أو بيئية، ويشعر أنه لا جذور له، وأنه أجنبي (Duru & Balkis, 2014)، كما أشارت الكثير من الأبحاث إلى أن الاستبعاد الاجتماعي يرتبط بعدد من الصعوبات الانفعالية والسلوكية مثل الوحدة، والاكتئاب، وتقدير الذات المنخفض، والسلوك العدواني (Arslan, 2018)، وبالتالي قد يؤثر على رضا الشباب عن الحياة.

ويعنى الرضا عن الحياة _ والذي يعد مكونًا للصحة النفسية والرفاهية الذاتية _ أحكام الفرد المعرفية عن حياته (Diener, Emmons, Larsen & Griffin, 1985) وتعد علاقاته الاجتماعية مصادر مهمة للصحة النفسية الانفعالية والمعرفية للفرد (Diener & McGavran, 2008)، ويعرف الرضا عن الحياة بأنه تقييمات الفرد المعرفية العامة حول رضا الفرد عن حياته بمجالاتها المختلفة؛ أسرته، وأصدقائه، وبيئته، وكلما زادت مستويات الصحة النفسية للفرد، زاد الرضا عن الحياة وعاش انفعالات إيجابية، كما أن الرضا عن الحياة يعد متغيرًا نفسيًا مهمًا في فترة المراهقة، فكلما زاد الرضا عن الحياة قل مستوى العصابية وعدم التوافق والضبط الخارجي وسلوكيات العنف Çivitci, & Çivitci, (2009).

ويكون المراهقون ذوو الرضا المرتفع عن الحياة علاقات إيجابية مع والديهم وأصدقائهم ويتلقون تديماً إيجابياً من الوالدين والأصدقاء والمدرسين، ويعايش المراهقون ذوو الرضا عن الحياة المرتفع كفاءة ذاتية انفعالية واجتماعية وأكاديمية مرتفعة عن ذوي الرضا عن الحياة المنخفض Suldo (& Huebner, 2006)، ويكون المراهقون ذوو الرضا عن الحياة المرتفع اتجاهات أكثر إيجابية نحو المدرسة والمدرسين، ويحققون نجاحًا أكاديميًا، ولديهم مستويات من القلق والاكتئاب أقل ومستويات

مرتفعة من تقدير الذات والأمل عن أقرانهم ذوي الرضا عن الحياة المنخفض (Gilman & Huebner, 2006)، وبالتالي يعد الرضا عن الحياة مؤشراً إيجابياً مهماً للنمو النفسي والاجتماعي للمراهقين.

ويعد تقدير الذات من أكثر المتغيرات المنبئة بالرضا عن الحياة بالإضافة إلى الخصائص الديموجرافية والعلاقات الاجتماعية والشخصية، وقدرة الفرد على المواجهة (Zhang & Leung, 2002)، وطبقاً لـ (Diener and Diener, 1995) يشير تقدير الذات والرضا عن الحياة إلى تقييمات الفرد العالمية، إلا أن اتجاه هذه التقييمات مختلف؛ فيعكس تقدير الذات إدراكات الفرد وتقييماته لنفسه، أما الرضا عن الحياة فيتضمن تقييم الفرد لنفسه ككل، وبالتالي يعد تقدير الذات مكوناً من مكونات الرضا عن الحياة التي تتضمن رضا الفرد عن الأسرة والمدرسة والأصدقاء، وكذلك عن ذاته.

ويعد تقدير الذات المرتفع أحد المنبئات القوية بالرضا عن الحياة لدى المراهقين والشباب وقد وجدت الكثير من الدراسات علاقة قوية بين تقدير الذات والرضا عن الحياة (Chen, Cheung, Bond, & Leung, 2006) كما أوضحت الكثير من الدراسات أن تقدير الذات له تأثير إيجابي كمتغير متداخل an intervening variable على العلاقة بين متغيرات لها نفس المحتوى المفاهيمي مثل؛ الرضا عن الحياة والصحة النفسية بصفة عامة والسعادة وخصائص الشخصية والتدعيم الاجتماعي (Mahon, & Yarcheski, 2001) كما تناولت الكثير من الدراسات التأثير الوسيط لتقدير الذات على العلاقة بين الوحدة والاكتئاب (Brage & Meredith, 1994).

ويظهر الكثير من الأفراد المستبدين اجتماعياً انفعالات سلبية مثل القلق والاكتئاب والحزن والغيرة والوحدة (Baumeister & Leary, 1995)، وبالتالي يكون لديهم مستويات منخفضة من الرضا عن الحياة والسعادة؛ فعلى سبيل المثال، وجد (Arslan, 2018) التأثير التنبؤي الدال للاستبعاد الاجتماعي على الصحة النفسية لدى المراهقين كما أظهر المراهقون ذوو المستوى المرتفع من الاستبعاد الاجتماعي مستويات منخفضة من الصحة النفسية والانفعالية.

ووفقاً لنظرية القياس النفسي، يمتلك الفرد "قياساً نفسياً" يزوده بتقييم للقيمة الارتباطية التي تزوده بمعلومات عن تقييم الانتماء ويستخدم تقدير الذات كقياس نفسي لقياس الدرجة التي يعتبر الفرد عندها أن العلاقة قيمة (Leary, 2012; Leary & Baumeister, 2000). وبالتالي إذا شعر الفرد بتهديد في علاقة ذات قيمة، فإن تقديره لذاته سوف ينخفض ويتصرف بطرق تستعيد هذه العلاقة أو القيمة الارتباطية.

وبالتالي يشير تقدير الذات إلى تقييم الفرد الذاتي لأهميته كشخص (Marsh & O'Mara, 2008)؛ فمنذ منتصف مرحلة المراهقة المتوسطة وحتى نهايتها، يركز المراهق على الفضائل الاجتماعية مثل: الود، والحب، والتعاون، والتفاهم وينشغل بنظرة الآخرين الإيجابية وتعد القيم الشخصية والأخلاقية موضوعات رئيسة في مفاهيم الذات، والجانب التقييمي لمفهوم الذات هو تقدير الذات والذي يعد أحد المقاييس المهمة للشخصية السوية ومن خلال منحه الاحترام وخبرات حياة ناجحة يستطيع المراهق أن يكون إحساساً جيداً بتقدير الذات ويعده لبناء هوية متكاملة (Ikiz & Cakar, 2010)، كما يعد تقدير الذات أحد الأبعاد المهمة في الشخصية، ويعده العلماء من أكثر الأبعاد أهمية وتأثيراً في

السلوك؛ إذ لا يمكن أن نحقق فهما واضحا للشخصية، أو للسلوك الإنساني بوجه عام دون أن تشمل ضمن متغير اتنا الوسيطة مفهوم تقدير الذات (محمد السيد، 2011).

وعن المرونة فقد تطور مفهومها خلال الأربعة عقود الماضية، إلا أن الاتفاق المرتبط بتعريفها لم يحظ بإجماع الكثير (Masten, 2007)، ويمكن القول أن معظم التعريفات تقع بصفة عامة تحت مظلة ثلاث من الفئات التالية: الناتج، والعملية، وسمة الشخصية، فإذا نظرنا للمرونة على أنها ناتج فيمكن تعريفها على أنها ناتج يتسم بالتكيف الناجح على الرغم من المخاطرة، والضغط الحادة، والمحن المزمدة (Olsson et al., 2003)، وإذا نظرنا للمرونة على أنها عملية فيمكن تعريفها بأنها عملية دينامية للتكيف مع المخاطرة تتضمن التفاعل بين عوامل المخاطرة، ومصادر الحماية (Luthar, Cicchetti, & Becker 2000)، وإذا تناولنا المرونة كسمة للشخصية فيتم تعريفها على أنها سمة شخصية إيجابية تمكن الفرد من الاسترجاع من المحن، وأن يتكيف ويتعايش وينمو وينجح في ظل الظروف الصعبة (Liu, Wang, Zhou, Li, 2014)، ويتسم الفرد المرن بالضبط الداخلي، وصورة ذات إيجابية، والتفاؤل، والمواجهة الفعالة، والكفاءة الذاتية، وترتبط هذه الخصائص الإيجابية بالتوافق النفسي المرتفع، والذي ينعكس في الرضا المرتفع عن الحياة وانخفاض الضغوط نفسية (Liu, Wang, Zohu, Li, 2014).

وحدثًا بحث عدد من الباحثين عن الميكانيزمات الوسيطة التي تكمن وراء العلاقة بين المرونة والتوافق النفسي فعلى سبيل المثال كشف (Mak, Ng, & Wong 2011) عن ميكانيزم وسيط معرفي وهو أن سمة المرونة تعزز الرضا عن الحياة، وتقلل الاكتئاب من خلال مثلث معرفي إيجابي: وهو النظرة الإيجابية للذات، وللعالم، والمستقبل، وبالمثل وجد (Burns, Anstey & Windsor 2011) أن الانفعال الإيجابي والسلبي يتوسطان العلاقة بين المرونة والضغوط النفسية متمثلة في القلق والاكتئاب، وتعزز سمة المرونة المرتبطة بتسهيل الانفعال الإيجابي وتخفيف الانفعال السلبي تقدير الذات (Yu & Zhang, 2007)، وكحاجة نفسية أساسية يعد تقدير الذات وظيفة تكيفية مهمة في التوافق النفسي، وتشير الكثير من الأدلة إلى أن تقدير الذات من بين أقوى المنبئات بالرضا عن الحياة، ولا يعد تقدير الذات منبئًا قويًا فقط بالرضا عن الحياة، بل يعد أيضًا متغيرًا متداخلًا بين سمات الشخصية والرضا عن الحياة (Kwan, Bond, & Singelis, 1997).

بالإضافة إلى ذلك، تؤكد الأبحاث دور المرونة في الصحة النفسية للفرد في سياق الشدائد (Arslan, 2016)، والتركيز على دورها الوسيط فقد وجد (Rutter, 2006) أن الأفراد الذين يتمتعون بالمرونة يطورون ويقدمون نتائج أفضل على الرغم من المحن، وقد أكد (Arslan, 2016) على الدور الوسيط للمرونة في الارتباط بين سوء المعاملة النفسية والعديد من الصعوبات السلوكية والنفسية، بالإضافة إلى ذلك كشفت الأبحاث عن ارتباط المرونة بشكل إيجابي برضا الفرد عن حياته (Shi et al., 2015)، على سبيل المثال فقد ذكر (Bajaj & Pande, 2016) أن المرونة توسطت جزئيًا العلاقة بين التعقل والصحة النفسية، وتشير هذه الأدلة التجريبية إلى أن المرونة قد يكون لها دور وسيط في الارتباط بين الإقصاء الاجتماعي والرضا عن الحياة.

ويعد الإقصاء الاجتماعي حدثًا مؤلمًا، يسبب صعوبات اجتماعية وعاطفية وسلوكية مختلفة في تنمية الشباب، ومع ذلك، لا يُعرف الكثير عن الآلية التي قد تساعد الشباب على التعافي من هذه المحنة

(Waldeck, Tyndall, & Chmiel, 2015)، إحدى هذه الآليات تقدير الذات الذي يعمل على حماية الأفراد من الإقصاء الاجتماعي (Leary, Tambor, Terdal, & Downs, 1995) وأكد عدد من الدراسات الأدوار الوسيطة لتقدير الذات في سياق المحن (Arslan, 2016)؛ أي الأحكام الشخصية للفرد حول قيمته / قيمتها كشخص (Orth & Robins, 2014) وأنه يسهم بشكل إيجابي في التغلب على الضغوط، وقد يعزز الصحة النفسية، وأشارت الكثير من الدراسات أيضاً إلى أن الأفراد الذين يتمتعون بمستوى عالٍ من تقدير الذات لديهم مستويات عالية من الرضا عن الحياة (Civitci & Civitci, 2009)، كما أشار (Arslan, 2016) إلى الدور الوسيط الجزئي لتقدير الذات في سياق سوء المعاملة النفسية لدى المراهقين، تشير هذه النتائج إلى أن تقدير الذات قد يكون له دور الوسيط في الارتباط بين الإقصاء الاجتماعي والرضا عن الحياة.

وبالرجوع إلى الدراسات السابقة التي تناولت متغيرات البحث نجد أن دراسة Zhang & Leung (2002) فحصت التأثيرات الوسيطة للنوع والعمر على العلاقة بين تقدير الذات والرضا عن الحياة تكونت عينة الدراسة من (1347) مشاركاً تراوحت أعمارهم بين (14 إلى 88) عاماً وقد استخدمت الدراسة مقياس الرضا عن الحياة لـ Leung & Leung عام 1992، ومقياس تقدير الذات لـ Rosenerg عام 1965، وقد وجدت الدراسة أن تأثير تقدير الذات على الرضا عن الحياة أقوى لدى الذكور منه لدى الإناث ولتقدير الذات تأثير قوى على الرضا عن الحياة في المراحل الأكبر سناً عن المراحل العمرية الأصغر.

وقد هدفت دراسة Civitci & Civitci (2009) إلى الكشف عن دور تقدير الذات كمتغير متداخل في العلاقة بين الوحدة والرضا عن الحياة، تكونت عينة الدراسة من (439) من الطلاب (202 ذكور، 237 إناث) ممن تتراوح أعمارهم من (15 - 18) عاماً، واستخدمت الدراسة مقياس الشعور بالوحدة إعداد Russell, Peplau, & Cutrona, 1980 ومقياس تقدير الذات لـ Rosenerg عام 1965 ومقياس الرضا عن الحياة إعداد Diener, Emmons, Larsen, & Griffin عام 1985، ووجدت الدراسة أن تقدير الذات يتوسط جزئياً العلاقة بين الوحدة والرضا عن الحياة، ومع ذلك لا يؤثر تقدير الذات كمتغير على قوة العلاقة بين الوحدة والرضا عن الحياة.

وقد هدفت دراسة Liu, Wang & Lü (2013) إلى تحليل أهمية الذكاء الانفعالي في الرضا عن الحياة والبحث عن التأثيرات الوسيطة للمرونة والتوازن الانفعالي في هذه العلاقة، تكونت عينة الدراسة من (263) من طلاب الجامعة تراوحت أعمارهم من 18 إلى 25 عاماً، تم استخدام مقياس للتقارير الذاتية للذكاء الانفعالي، والمرونة، والانفعال الإيجابي والسلبي، ووجدت الدراسة أن الذكاء الانفعالي يرتبط إيجابياً بالرضا عن الحياة، وتعدى التأثير غير المباشر للذكاء الوجداني على الرضا عن الحياة من خلال التأثير الوسيط للتوازن الانفعالي، والمرونة، وكشفت النتائج أن للمرونة دوراً وسيطاً جزئياً بين الذكاء الوجداني، والتوازن الانفعالي.

وقد هدفت دراسة أمان أحمد وعاتكة على (2014) إلى تعرف الفروق بين درجات الانتماء ومركزية الذات لدى أطفال مرحلتى الطفولة الوسطى والمتأخرة في ضوء بعض المتغيرات الديمغرافية كالنوع، والعمر، والمحافظه (الموقع المكاني) في دولة الكويت، بلغت عينة الدراسة الكلية (252) طفلاً

من الذكور والإناث تتراوح أعمارهم ما بين (6 – 13) عامًا، واستخدمت الدراسة مقياس الانتماء للأطفال إعداد الباحثين، ومقياس مركزية الذات، وقد وجدت الدراسة ارتفاع درجة الانتماء ومركزية الذات لدى عينة الدراسة ووجود فروق دالة بين الذكور والإناث على البعد المزاجي لمركزية الذات والانتماء لصالح الإناث بينما لم تحقق الأبعاد الأخرى لمركزية الذات (الجسمية، الاجتماعية) أية فروق دالة، وعدم وجود فروق دالة بين الأطفال الأصغر سنًا (8 سنوات فأقل) مع الأطفال الكبار (8 سنوات فأكثر) على الانتماء ومركزية الذات، كما وجدت الدراسة فروقًا على البعد المزاجي لصالح أطفال محافظة الفروانية بينما لم تحقق الأبعاد الأخرى لمركزية الذات والانتماء أية فروق دالة، وأكدت الدراسة وجود علاقة ارتباطية موجبة بين الانتماء ومركزية الذات، والذي يؤكد أن الأطفال الذين يتسمون بتقدير مرتفع وإيجابي لذاتهم يتسمون بانتماء مرتفع للوطن.

وقد هدفت دراسة سناء عبد الفتاح (2014) إلى التعرف على مفاهيم الرضا عن الحياة وتقدير الذات، والعوامل الخمسة الكبرى للشخصية لدى عينة من المسنين، والتنبؤ بدرجة الرضا عن الحياة في ضوء متغيرات الدراسة الشخصية والديموجرافية، وطبقت الدراسة مقياس تقدير الذات، والرضا عن الحياة والعوامل الخمسة الكبرى للشخصية، وطبقت على عينة قوامها (200 من المسنين) وأشارت النتائج إلى وجود علاقة ارتباطية موجبة بين درجات أفراد العينة على مقياس الدراسة، كما وجدت فروقًا ذات دلالة إحصائية بين متوسطي درجات أفراد العينة مرتفعي ومنخفضي الدرجة على مقياس العوامل الخمسة للشخصية، ومقياس تقدير الذات في علاقتهما بمقياس الرضا عن الحياة لصالح مرتفعي الدرجة، وأمكن التوصل إلى نموذج التنبؤ بدرجة الرضا عن الحياة في ضوء متغيرات الدراسة.

وقد فحصت دراسة Arslan (2016) الدور الوسيط للمرونة وتقدير الذات في العلاقة بين سوء المعاملة النفسية والمشكلات الانفعالية والسلوكية لدى المراهقين، تكونت عينة الدراسة من (937) طالبًا من طلاب المرحلة الثانوية تراوحت أعمارهم من 14 إلى 19 عامًا، استخدمت الدراسة قائمة سوء المعاملة النفسية لـ Eryigit عام 2004، ومقياس سلوكيات المخاطرة لقياس المشكلات السلوكية إعداد Genc, tanirim & Ergene عام 2014 ومقياس تقدير الذات لـ Rosenerg عام 1965 وقائمة الأعراض المختصرة لقياس المشكلات الانفعالية إعداد Sahin, Batigün & Uğurtas عام 2002، ومقياس المرونة للأطفال والشباب إعداد Arslan عام 2015، وقد وجدت الدراسة أن سوء المعاملة النفسية يرتبط سلبًا بالمرونة وتقدير الذات ويرتبط إيجابيًا بالمشكلات الانفعالية والسلوكية، وتنبأ المرونة وتقدير الذات أيضًا بالمشكلات الانفعالية والسلوكية ووجدت الدراسة أن سوء المعاملة النفسية تنبأ بالمشكلات الانفعالية والسلوكية التي يتوسطها المرونة وتقدير الذات، وتتوسط المرونة وتقدير الذات جزئيًا العلاقة بين سوء المعاملة النفسية والمشكلات السلوكية وبين سوء المعاملة النفسية والمشكلات الانفعالية لدى المراهقين، وتمثل المرونة وتقدير الذات دورًا وقائيًا في الحد من المشكلات الانفعالية والسلوكية لدى الأفراد المساء معاملتهم نفسيًا.

وقد هدفت دراسة Bajaj & Pande (2016) إلى الكشف عن الدور الوسيط للمرونة في تأثير التعقل على الرضا عن الحياة والانفعالات كمؤشرات للصحة النفسية، تكونت عينة الدراسة من (327) طالبًا جامعيًا بالهند؛ (236 ذكور، و91 إناث) تراوحت أعمارهم من 18 – 23 عامًا، واستخدمت

الدراسة مقياس الوعي الانتباهي بالتعقل The mindful Attention Awareness Scale إعداد Diener, Emmons, Larsen, & Ryan عام 2003 ومقياس الرضا عن الحياة إعداد Conner & Davidson عام 2003 ومقياس الانفعال الإيجابي والسلبي إعداد Watson, Clark, & Tellegen, 1988 وأظهرت النتائج أن المرونة تتوسط جزئيًا العلاقة بين التعقل والرضا عن الحياة ومكونات الانفعال.

وهدفت دراسة Arslan (2019) إلى الكشف عن الدور الوسيط للمرونة وتقدير الذات في العلاقة بين الإقصاء الاجتماعي والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين في المدارس الثانوية، تكونت عينة الدراسة من (1172) طالبًا تراوحت أعمارهم من 14 إلى 19 عامًا، واستخدمت الدراسة مقياس الإقصاء الاجتماعي، وهو مقياس فرعي من مقياس الانتماء الذي أعده مالون وآخرون (2012) Malone et al، ومقياس تقدير الذات لـ Rosenerg عام 1965، ومقياس الرضا عن الحياة ومقياس المرونة للأطفال والشباب إعداد Liebenberg, Ungar & LeBlanc عام 2013، وجدت الدراسة علاقات سلبية ودالة بين الإقصاء الاجتماعي والرضا عن الحياة وتقدير الذات والمرونة، كما وجدت علاقات إيجابية ودالة بين المرونة والرضا عن الحياة وتقدير الذات، كما وجدت الدراسة أن الإقصاء الاجتماعي يتنبأ بشكل مباشر بالمرونة وتقدير الذات، ويتنبأ الإقصاء الاجتماعي بالرضا عن الحياة من خلال الدور الوسيط للمرونة وتقدير الذات مما يشير إلى أن المرونة وتقدير الذات يتوسطان العلاقة بين الإقصاء الاجتماعي والرضا عن الحياة لدى المراهقين.

يتضح من الدراسات السابقة التأكيد على أهمية تقدير الذات، والمرونة في الوقاية من سوء المعاملة ومن الكثير من الاضطرابات، والانفعالات، ومن الشعور بالوحدة، والإقصاء الاجتماعي، وأن تقدير الذات، والمرونة قد يشكلان دورًا مخففًا في تنمية المراهق وصحته النفسية في حالة الشدائد، ولكن لم تتناول الدراسات الانتماء ببعديه التقبل والإقصاء وعلاقتها بتقدير الذات والمرونة والرضا عن الحياة ووضع نموذج بنائي للعلاقات بين هذه المتغيرات وبالتالي يتناول البحث الحالي العلاقة المباشرة بين الانتماء الاجتماعي ببعديه (القبول/الاندماج، الرضا/الإقصاء) والرضا عن الحياة من خلال فحص الدور الوسيط لتقدير الذات والمرونة في هذه العلاقة، والتحقق من النموذج البنائي لمكونات الانتماء، وعدم استقرار تقدير الذات، والمرونة، والرضا عن الحياة، وكذلك التعرف على مدى وجود فروق جوهريّة وفقًا لاختلاف متغيرات النوع، ومحل الإقامة، والصف الدراسي، والتفاعل بينهم على متغيرات الدراسة.

مشكلة البحث

تعد رغبة الفرد في بناء العلاقات الإيجابية مع الآخرين والحفاظ عليها حاجة أساسية للأفراد (Baumeister, Brewer, Tice, & Twenge, 2007)، وأكدت الكثير من الأبحاث أن الإحساس بالانتماء يزيد من صحة الطلاب النفسية (Walton & Cohen, 2011)، إلا أن الإقصاء الاجتماعي يعوق هذه الحاجة الإنسانية الأساسية مما يهدد صحته النفسية (Arslan, 2017)، حيث يرتبط الإقصاء الاجتماعي بأعراض الاكتئاب (Choenarom, Williams, & Hagerty, 2005)، والعبء المعرفي (Skaalvik, & Skaalvik, 2011)، والقلق الاجتماعي (Hoyle & Crawford, 1994)، وكذلك بالتصور الانتحاري والأفكار الانتحارية الفعلية (Lester & Gunn, 2012).

ويؤثر الإقصاء الاجتماعي في الحالة الانفعالية للطلاب ويؤدي إلى استنزاف انفعالي (Stephens, Maslach, Jackson, Leither, Schaufeli, Schwab, 1986)؛ فقد وجدت دراسة (Townsend, Markus, & Phillips, 2012) ارتفاع مستوى هرمون الإجهاد (الكورتيزول) بين الطلاب الذين هُددت انتماؤهم، ويزيد الإحساس بالانتماء من دافعية التحصيل (Walton, Cohen, Cwir, & Spencer, 2012)، ووجد (Hagerty, Williams, Coyne, & Early (1996) إن الإحساس بالانتماء يرتبط بالأداء النفسي والاجتماعي، وكلما زاد الإحساس بالانتماء عزز الأداء النفسي والاجتماعي.

ويحدث عدد من التغيرات في مرحلة المراهقة في العلاقات الاجتماعية؛ فيعايش المراهق صراعات وعلاقات تتسم بالاستياء المتبادل بينه وبين والديه وينمو انفعاليًا بعيدًا عن بعضهم بعضًا، ويلاحظ أيضًا تغيرات في علاقات المراهق مع أقرانه حيث يكون علاقات جديدة وتتوسع بالتدريج دائرة علاقاتهم مع الأقران وتتعدد علاقاتهم الاجتماعية، ويجد نفسه في وضع يفترض أن يكون له فيه دور اجتماعي جديد (Johnson, Rose, & Russell, 1992).

وعلى الرغم من إجراء مجموعة متزايدة من الأبحاث حول العلاقة بين الانتماء الاجتماعي والرضا عن الحياة، لا تزال هناك حاجة لفهم الآليات الأساسية والميكانيزمات التحتية لهذه العلاقة والدور الوسيط للمرونة، وتقدير الذات في العلاقة بين الانتماء الاجتماعي والرضا عن الحياة مما يعد بمثابة أساس لبرامج تدخل جديدة حيث خدمات الاستشارة الوقائية في ضوء الأبحاث التجريبية. وبالتالي، تتحدد مشكلة الدراسة في دراسة الآثار الوسيطة لكل من تقدير الذات والمرونة على العلاقة بين الانتماء الاجتماعي والرضا عن الحياة بين المراهقين، والتحقق من النموذج البنائي لمكونات الانتماء، وعدم استقرار تقدير الذات، والمرونة، والرضا عن الحياة، وكذلك التعرف على مدى وجود فروق جوهرية وفقًا لاختلاف متغيرات النوع، ومحل الإقامة، والصف الدراسي، والتفاعل بينهم على متغيرات الدراسة.

أسئلة البحث

- 1- هل يوجد نموذج بنائي للعلاقات المتبادلة بين عدم استقرار تقدير الذات والمرونة والانتماء والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين؟
- 2- هل يوجد تأثير مباشر وغير مباشر لعدم استقرار تقدير الذات والمرونة كمتغيرات وسيطة بين الانتماء والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين؟
- 3- هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية وفق لاختلاف متغيرات النوع (ذكور/إناث)، ومحل الإقامة (ريف/حضر)، والصف الدراسي (الأول/الثاني/الثالث)، والتفاعل بينهم على متغيرات عدم استقرار تقدير الذات، والمرونة، والانتماء، والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين؟

أهداف البحث

- 1- توفير مقاييس للانتماء، عدم استقرار تقدير الذات، والرضا عن الحياة، والمرونة، تتمتع بخصائص سيكومترية جيدة للبيئة العربية بشكل عام، والبيئة المصرية بشكل خاص.

- 2- التعرف على النموذج البنائي للعلاقات المتبادلة بين عدم استقرار تقدير الذات، والمرونة، والانتماء، والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين.
- 3- تعرف التأثير المباشر وغير المباشر لعدم استقرار تقدير الذات، والمرونة كمتغيرات وسيطة بين الانتماء، والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين.
- 4- تعرف الفروق وفقاً لاختلاف متغيرات النوع (ذكور/إناث)، ومحل الإقامة (ريف/حضر)، والصف الدراسي (الأول/الثاني/الثالث)، والتفاعل بينهم على متغيرات عدم استقرار تقدير الذات، والمرونة، والانتماء، والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين.

أهمية البحث

- 1- إن الأفراد الذين يدركوا أنفسهم على أنهم مستبعدون إجتماعياً يتطلبون خدمات نفسية وتعليمية لمواجهة هذه الخبرة السلبية والتعامل معها، وتهدف الدراسة الحالية للتعرف على طبيعة العلاقة المباشرة وغير المباشرة بين الانتماء الاجتماعي، والرضا عن الحياة من خلال فحص الدور الوسيط لتقدير الذات، والمرونة في هذه العلاقة مما يجعلنا نفهم الدافع للسلوك الإنساني.
- 2- التعرف على النموذج البنائي الذي يفسر العلاقة بين عدم استقرار تقدير الذات، والمرونة، والانتماء، والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين مما قد يفيد في فهم طبيعة العلاقات المتبادلة والتأثيرات المشتركة لهذه المتغيرات، وقد يفيد في وضع برامج وقائية لمساعدة الطلاب على تعلم مهارات إيجابية تساعدهم في تحقيق أهدافهم الحياتية والتعليمية.
- 3- توفير أدوات قياس علمية تتحقق فيها الشروط العلمية اللازمة لقياس تقدير الذات، والمرونة، والانتماء، والرضا عن الحياة بما يتفق مع ثقافتنا العربية، وإثراء المكتبة العربية بأدوات لقياس هذه المفاهيم؛ حيث يمكن الاستفادة منها في إجراء المزيد من البحوث المستقبلية لدى عينات متباينة في البيئة العربية.
- 4- يتناول البحث فئة عمرية من الأفراد تمثل مرحلة مهمة في حياة الفرد، وهي مرحلة المراهقة؛ والتي تحتاج إلى مزيد من الدراسات والبحوث في مجال الانتماء.
- 5- يعد الانتماء متغيراً نفسياً إيجابياً مهماً يستحق مزيداً من البحث والدراسة حيث يعد أحد الحاجات الأساسية والمهمة للأفراد.

مصطلحات البحث

الانتماء: ويعرف (Hagerty, Lynch-Sauer, Patusky, Bouwsema, & Collier, 1992, p.173) الإحساس بالانتماء بأنه "خبرات الاندماج الشخصي في نظام أو بيئة لدرجة أن الأشخاص يشعرون بأنهم جزء متكامل من هذا النظام أو البيئة".

الرضا عن الحياة: يعرفه على محمد الديب (1994) بأنه "تقبل الفرد لذاته، ولأسلوب الحياة التي يحيها في المجال الحيوي المحيط به، ويبدو هذا الرضا في توافق الشخص مع ربه وذاته وأسرته،

وسعادته في العمل، وتقبله لأصدقائه وزملائه، كما يتضمن الرضا عن الإنجازات الماضية، والتفاؤل بالمستقبل، والسيطرة على البيئة والقدرة على تحقيق الأهداف".

عدم استقرار تقدير الذات: حجم التقلبات في تقدير الذات (المرتفع أو المنخفض) بناء على لحظة عابرة و سياق معين (Okada,2010). ويعرف (Zeigler-Hill et al., 2015) عدم استقرار تقدير الذات بأنه عدم الاستقرار "البارومتري" لأنه يتعلق بالتقلبات قصيرة المدى في مشاعر تقدير الذات (على سبيل المثال، تلك التي تحدث على مدار الأسبوع) بدلاً من عدم الاستقرار "الأساسي" الذي يتعامل مع التغيرات طويلة المدى في تقدير الذات (على سبيل المثال، تلك التي تحدث على مدى سنوات).

المرونة: تشتمل المرونة على قدرة الأفراد أو المجموعات الصغيرة أو المجتمعات على الاستعداد للاضطرابات في حياتهم واستيعابها والتعافي منها والتكيف معها، الأمر الذي من شأنه أن يزيد من استعدادهم ولياقتهم البدنية لتنفيذ المهام الشخصية والاجتماعية. (Zemba, et al., 2019)

منهج وإجراءات الدراسة

استخدم الباحثان المنهج الوصفي (الارتباطي والمقارن)، لمناسبته لأهداف الدراسة؛ حيث يقوم هذا المنهج بدراسة الظاهرة كما توجد في الواقع بوصفها وصفاً دقيقاً، ويعد المنهج الوصفي من أكثر المناهج استخداماً في الدراسات التربوية والنفسية.

عينة الدراسة:

أمكن للباحثين تطبيق أدوات الدراسة على عينة من المراهقين بالمرحلة الثانوية العامة مكونة من 446 (111 ذكوراً، 335 إناثاً)، وتتراوح أعمارهم بين 15 إلى 20 عاماً بمتوسط عمري 16.83 عاماً، وانحراف معياري 0.97 عاماً، وتتنوع العينة وفقاً لمجموعة من الخصائص يمكن توضيحها كما في جدول (1).

جدول (1) خصائص عينة الدراسة من المراهقين (ن=446)

المتغيرات	ذكور (ن=111)		إناث (ن=335)		الإجمالي	
	تكرار	النسبة المئوية	تكرار	النسبة المئوية	تكرار	النسبة المئوية
الصف الدراسي	الصف الأول	31	7	60	91	20.4
	الصف الثاني	56	12.6	186	242	54.3
	الصف الثالث	24	5.4	89	113	25.3
محل الإقامة	ريف	103	23.1	250	353	79.1
	حضر	8	1.8	85	93	20.9
العمر	من 15 إلى 16	52	11.7	110	162	36.3
	من 17 إلى 18	55	12.3	216	271	60.8
	من 19 إلى 20	4	0.9	9	13	2.9
الإجمالي	111	24.9	335	75.1	446	100

أدوات الدراسة

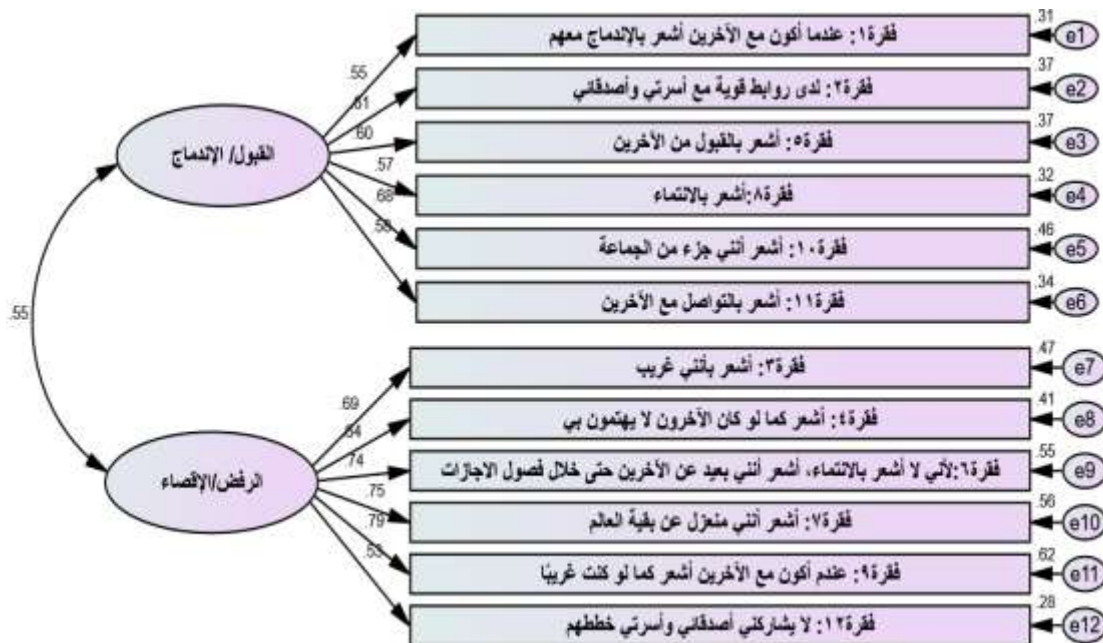
1- مقياس الانتماء العام (GBS) The General Belongingness Scale

أعد هذا المقياس (Malone, Pillow & Osman (2012) لقياس الإحساس بالانتماء العام يتكون المقياس من (12) فقرة يجب عنها باستخدام مقياس ليكرت الممتد من (1= لا أوافق بشدة إلى 7= أوافق بشدة) وقد حقق المقياس معاملات صدق وثبات عالية حيث تم استخدام التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي وأسفر التحليل عن عاملين (التقبل/الاندماج، والرفض/الإقصاء)، ويشمل بعد التقبل/الاندماج البنود التالية (1، 2، 5، 8، 10، 11)، ويشمل بعد الرفض/الإقصاء البنود التالية (3، 4، 6، 7، 9، 12)، كما أمكن استخدام الصدق التقاربي والتمييزي والصدق التنبؤي وكانت معاملات الصدق مرتفعة، وبلغ معامل ألفا كرونباخ (0.94)، وفي البحث الحالي تم ترجمة المقياس إلى اللغة العربية والتأكد من صحة الترجمة أمكن عرضها على مجموعة من الأساتذة في مجال علم النفس على دراية وإتقان باللغة الإنجليزية، وكما أمكن التحقق من الخصائص السيكومترية (الصدق والثبات) لمقياس الانتماء لدى عينة الدراسة الحالية من المراهقين حيث تم حساب الاتساق الداخلي بين درجة كل بند من البنود بالدرجة الكلية للبعد حيث بلغت معاملات الاتساق الداخلي (0.637، 0.666، 0.681، 0.655، 0.759، 0.683) لبنود

مجلة البحث العلمي في الآداب (العلوم الاجتماعية والإنسانية) العدد الواحد والعشرون الجزء السادس يوليو 2020

البعد الأول بالترتيب، وكما بلغت معاملات الاتساق الداخلي للبعد الثاني (0.758، 0.723، 0.783)، 0.784، 0.810، 0.638) لبُعد البعد الثاني بالترتيب، وبهذا يتضح أن المقياس يتسم باتساق داخلي جيد للمقياس حيث تراوحت معاملات الاتساق للبنود الفرعية لبعْد القبول/الاندماج بين (0.655 إلى 0.759)، وكما تراوحت معاملات الاتساق للبنود الفرعية لبعْد الرفض/الإقصاء بين (0.638 إلى 0.810) وهي معاملات اتساق جيدة للبنود بالأبعاد الفرعية، وهي قيم جميعها تدل على خصائص جيدة للاتساق الداخلي للمقياس الحالي لدى عينة الدراسة من المراهقين.

وكما أمكن حساب ثبات ألفا كرونباخ، وثبات التجزئة النصفية، حيث يتضح أن المقياس يتمتع بثبات ألفا كرونباخ حيث بلغت قيمة ثبات ألفا كرونباخ (0.768، 0.844، 0.848) لبعدي القبول/الاندماج، الرفض/الإقصاء، والدرجة الكلية لمقياس الانتماء على التوالي، كما يتسم المقياس بثبات التجزئة النصفية حيث بلغ معامل الارتباط بين النصفين (0.679، 0.750، 0.851) لبعدي القبول/الاندماج، الرفض/الإقصاء، والدرجة الكلية لمقياس الانتماء على التوالي، وكما بلغ ثبات التجزئة النصفية بعد تصحيح أثر الطول للمقياس بمعادلة سبيرمان براون بلغ ثبات التجزئة النصفية (0.809، 0.857، 0.920) لبعدي القبول/الاندماج، الرفض/الإقصاء، والدرجة الكلية لمقياس الانتماء على التوالي، وبلغ ثبات التجزئة النصفية (0.808، 0.855، 0.920) لبعدي القبول/الاندماج، الرفض/الإقصاء، والدرجة الكلية لمقياس الانتماء على التوالي، وهي قيم جميعها يدل على ثبات جيد للمقياس مما يجعل الباحثين مطمئنين عند استخدام المقياس لدى عينة الدراسة الحالية، وللتحقق من صدق المقياس الحالي لدى المراهقين أمكن للباحثين التأكد من النموذج القياسي لمقياس الانتماء لدى عينة الدراسة من المراهقين، ويمكن عرض النموذج القياسي باستخدام التحليل العاملي التوكيدي لمقياس الانتماء كما هو موضح بشكل (1).



شكل (1) نموذج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس الانتماء العام لدى المراهقين (ن=446)

جدول (2) الأوزان الانحدارية المعيارية وغير المعيارية لتشبعات البنود على العامل الكامن لمقياس الانتماء، وكذلك دلالتها الإحصائية

المفردة	<---	العامل	الوزن الانحداري المعيارية	الوزن الانحداري غير المعيارية	الخطأ المعياري	النسبة الحرجة	الدلالة
البند 1	<---	القبول/الاندماج	0.55	1.000	-	-	-
البند 2	<---	القبول/الاندماج	0.61	1.019	0.114	8.917	0.001
البند 5	<---	القبول/الاندماج	0.60	1.092	0.123	8.868	0.001
البند 8	<---	القبول/الاندماج	0.57	1.072	0.124	8.619	0.001
البند 10	<---	القبول/الاندماج	0.68	1.409	0.147	9.564	0.001
البند 11	<---	القبول/الاندماج	0.58	1.181	0.132	8.912	0.001
البند 3	<---	الرفض/الإقصاء	0.69	1.000	-	-	-
البند 4	<---	الرفض/الإقصاء	0.64	0.922	0.075	12.298	0.001
البند 6	<---	الرفض/الإقصاء	0.74	1.142	0.083	13.828	0.001
البند 7	<---	الرفض/الإقصاء	0.75	1.180	0.089	13.261	0.001
البند 9	<---	الرفض/الإقصاء	0.79	1.176	0.085	13.845	0.001
البند 12	<---	الرفض/الإقصاء	0.53	0.792	0.079	10.023	0.001

جدول (3) مؤشرات حسن المطابقة لنموذج مقياس الانتماء (ن=446)

المدى المثالي للمؤشرات	القيمة والتفسير	مؤشرات جودة المطابقة
أن تكون قيمة كا ² غير دالة إحصائياً	154.967 دالة عند مستوى دلالة 0.001	الاختبار الإحصائي كا ² مستوى دلالة كا ²
-	53	درجة الحرية DF

النسبة بين 2ا إلى درجة حريتها (df/X ²)	2.924 (ممتاز)	(صفر) إلى (5)
مؤشر المطابقة المقارن (CFI)	0.939 (ممتاز)	(0.9) إلى (1)
جذر متوسط مربع خطأ الاقتراب (RMSEA)	0.066 (ممتاز)	(صفر) إلى (0.08)
مؤشر المطابقة التزايدى (IFI)	0.939 (ممتاز)	(0.9) إلى (1)
مؤشر تاكر- لويس (TLI)	0.924 (ممتاز)	(0.9) إلى (1)
مؤشر جودة المطابقة (GFI)	0.943 (ممتاز)	(0.9) إلى (1)

ويتضح من خلال جدول (2، 3) أن نتائج التحليل العاملي التوكيدي تشير إلى أن المقياس يتمتع بنموذج قياسي ممتاز، وهذا ما أكدته مؤشرات حسن المطابقة، والتي كانت في مداها المثالي، كما أن جميع العوامل تشبعت بالعامل الكامن، كما كانت جميع التشبعت دالة إحصائياً، مما يجعلنا نطمئن إلى مدى صلاحية وملائمة النموذج الحالي في قياس الانتماء لدى المراهقين.

كما يمكن الاستدلال على الصدق البنائي (التقاربي - التمايز) من خلال عدة أدلة يكشف عنها التحليل العاملي التوكيدي حيث نجد أن تشبعت الفقرات على العوامل الخاصة بها تراوحت بين (0.53 - 0.79) وكانت جميع التشبعت تقع في الحدود المقبولة والممتازة للصدق التقاربي حيث نجد أن مؤشر التشبعت يشير إلى أن القيم تتراوح بين 0.50 - 0.90، تكون التشبعت التي تتراوح بين 0.50 - 0.70 تكون مقبولة أما التي تتراوح بين 0.70 - 0.90 فتكون ممتازة.

ومن ناحية الدليل الثاني للصدق التقاربي حيث نجد أن قيم التباين المستخلص أعلى من قيم التباينات المشتركة للعلاقات بين العاملين، ولحساب التباين المستخلص يكون بواسطة جمع أخطاء القياس للفقرات الخاصة بكل بعد، ويتم قسمتها على عددها، وبتطبيق المعادلة كانت التباينات المستحصلة كالاتي (0.36، 0.48) لعامل القبول/الاندماج، والرفض/الإقصاء على التوالي، ومن ناحية ثانية تم حساب التباين المشترك للعلاقات بين العاملين ويمكن حسابها من خلال مربع التباين للعلاقات بين العاملين، فنجد التباينات المشتركة للعلاقات المتعددة بين للعوامل بلغت (0.30) وبمراجعة القيم نجد أن جميع قيم التباين المستخلص لأخطاء القياس أكبر من التباين المشترك للعلاقات بين العاملين مما يعطي مؤشراً ممتازاً للصدق التقاربي.

الدليل الثالث لصدق التمايز حيث بلغت العلاقة الارتباطية بين العاملين في النموذج الحالي (0.55) وتعد القيم مقبولة إذا تراوحت بين (0.20 - 0.50)، وممتازة إذا تراوحت بين (0.50 - 0.70)، وبمراجعة القيمة نجد أن القيمة تقع في المستوى الممتاز، مما يفسر استقلال العوامل عن بعضها بعضاً.

2- مقياس الرضا عن الحياة (SWLS) Satisfaction with Life Scale

أعد هذا المقياس (Diener, Emmons, Larsen, & Griffin (1985) لتقييم أحكام الفرد المعرفية عن الرضا عن الحياة ويتكون من خمس عبارات يجب عنها باستخدام مقياس ليكرت الممتد من (1= لا أوافق بشدة إلى 7= أوافق بشدة) ويتسم المقياس في الصور الأجنبية بخصائص سيكومترية جيدة فتم حساب صدق المقياس باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الرئيسية وأسفر التحليل عن عامل واحد، وكذلك الصدق التقاربي ووجدت معاملات ارتباط مرتفعة، وكذلك تم حساب ثبات مجلة البحث العلمي في الآداب (العلوم الاجتماعية والإنسانية) العدد الواحد والعشرون الجزء السادس يوليو 2020

الاختبار باستخدام معامل ألفا كرونباخ وبلغ قيمته (0.87) وبطريقة إعادة الاختبار بعد مرور شهرين وبلغ (0.82)، وفي البحث الحالي تم ترجمة المقياس إلى اللغة العربية والتأكد من صحة الترجمة أمكن عرضها على مجموعة من الأساتذة في مجال علم النفس على دراية وإتقان باللغة الإنجليزية، وكما أمكن التحقق من الخصائص السيكومترية (الصدق والثبات) لمقياس الرضا عن الحياة لدى عينة الدراسة من المراهقين، وكما تم حساب الاتساق الداخلي بين درجة البنود والدرجة الكلية لمقياس الرضا عن الحياة حيث بلغت معاملات الارتباط (0.695، 0.716، 0.712، 0.762، 0.616) للبنود الخمسة لمقياس الرضا عن الحياة على التوالي وهي قيم جميعها تدل على مؤشر جيد للاتساق الداخلي لمقياس الرضا عن الحياة، وكما بلغ معامل ثبات ألفا كرونباخ (0.752) لمقياس الرضا عن الحياة وتعتبر القيمة عن ثبات جيد للمقياس، وللتحقق من صدق المقياس الحالي لدى المراهقين أمكن للباحثين التأكد من النموذج القياسي لمقياس الرضا عن الحياة لدى عينة الدراسة من المراهقين، ويمكن عرض النموذج القياسي باستخدام التحليل العاملي التوكيدي لمقياس الرضا عن الحياة كما هو موضح بشكل (2).



$X^2 = 14.682$, $DF = 5$, $df/X^2 = 2.936$, $CFI = 0.971$, $RMSEA = 0.066$, $IFI = 0.971$, $TLI = 0.941$, $GFI = 0.987$.

شكل (2) نموذج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس الرضا عن الحياة لدى المراهقين (ن=446)

جدول (4) الأوزان الانحدارية المعيارية وغير المعيارية لتشبعات البنود على العامل الكامن المرتبطة بها في مقياس عدم استقرار تقدير الذات، وكذلك دلالتها الإحصائية

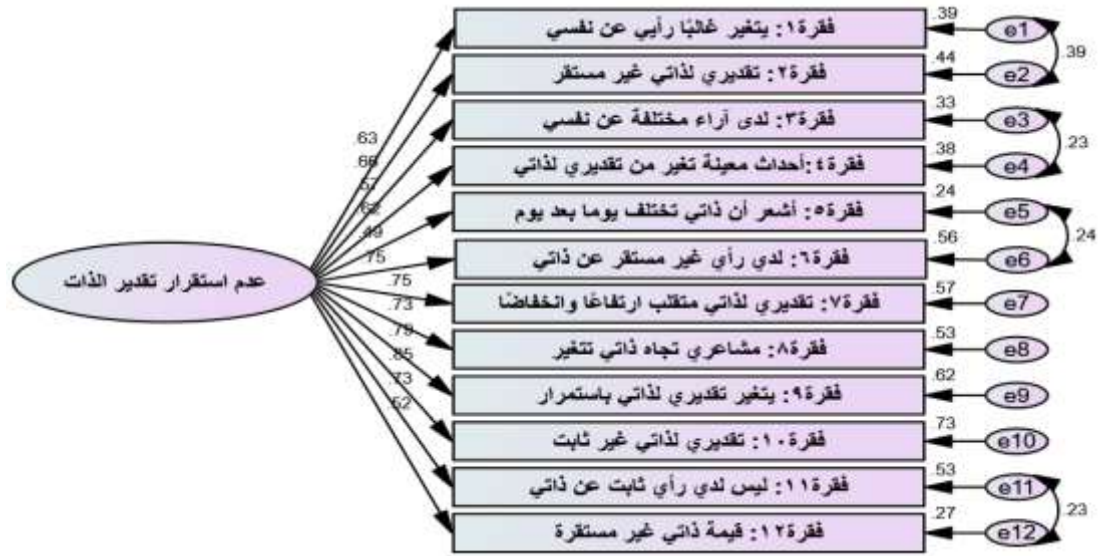
المفردة	العامل	الوزن الانحداري المعيارية	الوزن الانحداري غير المعيارية	الخطأ المعياري	النسبة الحرجة	الدلالة
البند 1	الرضا عن الحياة	0.25	1.000	-	-	-
البند 2	الرضا عن الحياة	0.64	3.816	0.863	4.420	0.001
البند 3	الرضا عن الحياة	0.67	4.047	0.926	4.368	0.001
البند 4	الرضا عن الحياة	0.72	4.404	1.027	4.288	0.001
البند 5	الرضا عن الحياة	0.37	2.660	0.705	3.771	0.001

ويتضح من خلال نتائج مؤشرات حسن المطابقة للتحليل العاملي التوكيدي أن النموذج القياسي ممتاز، وهذا ما أكدته مؤشرات المطابقة، والتي كانت في مداها المثالي، كما أن جميع البنود تشبعت بالعامل الكامن، كما كانت جميع التشبعات دالة إحصائياً، مما يجعلنا نطمئن إلى مدى صلاحية وملائمة النموذج الحالي في قياس الرضا عن الحياة لدى المراهقين، وكما يمكن الاستدلال على الصدق البنائي (التقاربي) حيث نجد أن تشبعات الفقرات على العامل الكامن تراوحت بين (0.25 - 0.72) وكانت أغلب التشبعات تقع في الحدود المقبولة والممتازة للصدق التقاربي.

3- مقياس عدم استقرار تقدير الذات Self-Esteem Instability

أعد مقياس عدم استقرار تقدير الذات (Howard (2017 ويتكون المقياس من (12) عبارة يجاب عنها بسبع استجابات تتراوح من (لا أوافق بشدة = 1 إلى أوافق بشدة = 7) وقد قام معد المقياس الأصلي بحساب الصدق من خلال التحليل العاملي الاستكشافي، وقد أسفرت النتائج باستخدام محك كاتل، ومحك تحليل التوازي، ومحك كايزر عن تمتع مقياس عدم استقرار تقدير الذات ببعد أحادي، حيث تشبعت كل الفقرات بقوة على عامل فردي، كما حقق المقياس معاملات صدق مرتفعة باستخدام الصدق التقاربي، والتلازمي، وتم حساب الثبات باستخدام ألفا كرونباخ وبلغت قيمته (0.97)، وللتحقق من صدق وثبات المقياس في البحث الحالي قام الباحثان بترجمة عبارات المقياس إلى اللغة العربية والتأكد من صحة الترجمة بعرضها على مجموعة من الأساتذة في مجال علم النفس على دراية وإتقان باللغة الإنجليزية، وللتحقق من الخصائص السيكومترية (الصدق والثبات) لمقياس عدم استقرار تقدير الذات لدى عينة الدراسة من المراهقين تم حساب الاتساق الداخلي بين درجة البنود بالدرجة الكلية للمقياس حيث بلغت (0.694، 0.731، 0.645، 0.674، 0.555، 0.789، 0.753، 0.742، 0.788، 0.838، 0.763، 0.583) للبنود بالترتيب، وبهذا يتسم المقياس باتساق داخلي بين درجات البنود، والدرجة الكلية لمقياس عدم استقرار تقدير الذات، حيث تراوحت معاملات الاتساق بين (0.555 إلى 0.838) لبنود مقياس عدم استقرار تقدير الذات بالدرجة الكلية لمقياس عدم استقرار تقدير الذات، وهي قيم جميعها تدل على اتساق داخلي جيد للمقياس الحالي لدى عينة الدراسة من المراهقين.

كما أمكن حساب ثبات ألفا كرونباخ حيث بلغ معامل ألفا كرونباخ (0.912) لعدم استقرار تقدير الذات، وكما يتسم المقياس ككل بثبات التجزئة النصفية حيث بلغ معامل الارتباط بين النصفين (0.869) للدرجة الكلية لمقياس عدم استقرار تقدير الذات، وكما بلغ ثبات التجزئة النصفية بعد تصحيح أثر الطول للمقياس بمعادلة سبيرمان براون بلغ ثبات التجزئة النصفية (0.930) للدرجة الكلية لعدم استقرار تقدير الذات، وكما بلغ ثبات التجزئة النصفية بعد التصحيح بمعادلة جتمان (0.929) للدرجة الكلية لعدم استقرار تقدير الذات، وهي قيم جميعها يدل على ثبات جيد للمقياس مما يجعل الباحثين مطمئنين عند استخدام المقياس لدى عينة الدراسة الحالية، وللتحقق من صدق المقياس الحالي لدى المراهقين أمكن للباحثين التأكد من النموذج القياسي لعدم استقرار تقدير الذات لدى عينة الدراسة، ويمكن عرض النموذج القياسي باستخدام التحليل العاملي التوكيدي لعدم استقرار تقدير الذات كما هو موضح بشكل (3).



$X^2 = 145.166$, $DF = 50$, $df/X^2 = 2.903$, $CFI = 0.964$, $RMSEA = 0.065$, $IFI = 0.965$, $TLI = 0.953$, $GFI = 0.947$

شكل (3) نموذج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس عدم استقرار تقدير الذات لدى المراهقين (ن = 446)

جدول (5) الأوزان الانحدارية المعيارية وغير المعيارية لتشبعات البنود على العامل الكامن المرتبطة بها في مقياس عدم استقرار تقدير الذات، وكذلك دلالتها الإحصائية

المفردة	<---	العامل	الوزن الانحداري المعيارية	الوزن الانحداري غير المعيارية	الخطأ المعياري	النسبة الحرجة	الدلالة
البند 1	<---	عدم استقرار تقدير الذات	0.63	1.000	-	-	-
البند 2	<---	عدم استقرار تقدير الذات	0.66	1.088	0.071	15.280	0.001
البند 3	<---	عدم استقرار تقدير الذات	0.57	0.857	0.080	10.705	0.001
البند 4	<---	عدم استقرار تقدير الذات	0.62	0.906	0.080	11.306	0.001
البند 5	<---	عدم استقرار تقدير الذات	0.49	0.736	0.080	9.149	0.001
البند 6	<---	عدم استقرار تقدير الذات	0.75	1.253	0.095	13.126	0.001
البند 7	<---	عدم استقرار تقدير الذات	0.75	1.198	0.091	13.143	0.001
البند 8	<---	عدم استقرار تقدير الذات	0.73	1.147	0.090	12.776	0.001
البند 9	<---	عدم استقرار تقدير الذات	0.79	1.340	0.099	13.538	0.001
البند 10	<---	عدم استقرار تقدير الذات	0.85	1.436	0.100	14.357	0.001
البند 11	<---	عدم استقرار تقدير الذات	0.73	1.276	0.099	12.891	0.001
البند 12	<---	عدم استقرار تقدير الذات	0.52	0.931	0.096	9.664	0.001

ويتضح من خلال نموذج التحليل العاملي التوكيدي أن النموذج القياسي لمقياس عدم استقرار تقدير الذات يمثل نموذجًا ممتازًا، وهذا ما أكدته مؤشرات حسن المطابقة، والتي كانت في مداها المثالي، كما أن جميع العوامل تشبعت بالعامل الكامن، كما كانت جميع التشبعت دالة إحصائياً، مما يجعلنا نطمئن إلى مدى صلاحية وملاءمة النموذج الحالي في قياس عدم استقرار تقدير الذات لدى المراهقين.

كما يمكن الاستدلال على الصدق البنائي (التقاربي) حيث نجد أن تشبعت الفقرات على العامل الكامن تراوحت بين (0.49 - 0.85) وكانت جميع التشبعت تقع في الحدود المقبولة والممتازة للصدق التقاربي حيث نجد أن مؤشر التشبعت يشير إلى أن القيم تتراوح بين 0.50 - 0.90، وتكون التشبعت التي تتراوح بين 0.50 - 0.70 مقبولة أما التي تتراوح بين 0.70 - 0.90 فتكون ممتازة.

4- مقياس المرونة Resilience Scale

أعد مقياس المرونة (Wagnild and Young (1990) يتكون المقياس من (25) عبارة يجاب عنها باستخدام مقياس ليكرت الممتد من (1 = لا أوافق بشدة إلى 7 = أوافق بشدة)، ويتسم المقياس بخصائص سيكومترية جيدة، حيث تم حساب الثبات باستخدام معامل ألفا كرونباخ وبلغت قيمته (0.863)، وتم استخدام الصدق العاملي عند إعداد المقياس في البيئة الأصلية للمقياس، وأسفرت نتائج التحليل العاملي عن خمسة عوامل، هي: (الوحدة الوجودية، والاتزان، والاعتماد على الذات، والمثابرة، والمعنى أو الهدف)، ويقصد بالعامل الأول وهو "الوحدة الوجودية" أن الفرد يدرك أن لكل فرد حياته الفريدة من نوعها؛ فإذا كانت هناك بعض الخبرات التي نشترك فيها وتبادلها إلا أن هناك بعض التجارب والخبرات لا بد أن نخوضها بمفردنا، مما يسمح بالإبداع وتقبل الذات والحرية والشعور بالتفرد، ويقصد بالعامل الثاني وهو "الاتزان" التوازن بين حياة الفرد وما يمر به من تجارب حيث يدرك الفرد أن هناك أفرًا وأحزانًا في حياته، ويدل على قدرة الفرد على توسيع نطاق خبراته، وتعديل استجاباته المتطرفة عند التعرض للشدائد، ويقصد بالعامل الثالث وهو "المثابرة" مدى قدرة الفرد على المثابرة على الرغم من التعرض للمحن والإحباطات، ويشير إلى غريزة البقاء والرغبة في مواصلة التقدم على الرغم من الكثير من الخسائر التي مر بها، والتي تأخذ وقتها وتمر، ويقصد بالعامل الرابع وهو "الاعتماد على الذات" الاعتقاد بقدرات الفرد وإمكانياته لإدارة حياته اليومية، وبالتالي يعتمد على ذاته ويثق بها، ويشير العامل الرابع "الهدف أو المعنى" الإدراك بأن الحياة لها معنى وتقييم الفرد لإسهاماته وقدرته على تجديد المعنى لحياته وتحويل الخبرات السلبية التي يمر بها إلى فرصة للنمو والرضا.

وللتحقق من الخصائص السيكومترية (الصدق والثبات) لمقياس المرونة لدى عينة الدراسة الحالية من المراهقين، ومن خلال تتبع التراث النظري والدراسات السيكومترية عبر الثقافية على مقياس المرونة الحالي وجد أن هناك تفاوتًا في عدد الأبعاد وعدد البنود المقبولة من النسخة الأصلية للمقياس عبر الثقافات المتنوعة لذا أمكن للباحثين بعد ترجمة المقياس وعرضه على مجموعة من الأساتذة المتخصصين في علم النفس ولهم خبرة واسعة باللغة الأجنبية للتأكد من دقة الصياغة وسلامة اللغة، وبعد

الإطمئنان إلى الترجمة للعربية أمكن تطبيق المقياس على عينة الدراسة لحساب الخصائص السيكومترية للمقياس حيث أمكن حساب الصدق العاملي الاستكشافي للوقوف على طبيعة وعدد العوامل المقبولة للمقياس الحالي في الثقافة المصرية، وبعد إجراء التحليل العاملي الاستكشافي أمكن استكمال باقي طرق التأكد من الخصائص السيكومترية للمقياس باستخدام التحليل العاملي التوكيدي، والاتساق الداخلي، وألفا كرونباخ، ويمكن عرض الخصائص السيكومترية كما يلي:-

الصدق العاملي

يعتمد هذا النوع من الصدق على التحليل العاملي للاختبار ولموازينه التي تُنسب إليه، وتقوم فكرة التحليل العاملي على حساب معاملات ارتباط الاختبار، ثم تحليل هذه الارتباطات إلى العوامل التي أدت لإظهارها (فؤاد أبو حطب، أمال صادق، 1991). وللتأكد من كفاءة التعيين تم حساب اختبار Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy (KMO) وفقاً لمحك كايزر يجب أن تكون القيمة أعلى من 0.50 مما يعطي دلالة على أن الارتباطات عموماً في المستوى المطلوب، ومن خلال نتائج اختبار KMO بلغت قيمته (0.823) مما يعطي مؤشراً جيداً لصلاحية العينة الحالية لحساب التحليل العاملي، ومن ناحية ثانية ينبغي أن يكون اختبار برتلليت Bartlett's Test of Sphericity دالاً إحصائياً وعندما تكون دالة فهي تعني أن المصفوفة الارتباطية تتوفر على الحد الأدنى من العلاقات، وبلغ مستوى دلالة اختبار برتلليت 0.001 وبهذا فهي مصفوفة مقبولة للتحليل العاملي (محمد تيغزة، 2012: 83).

وقد قام الباحثان بحساب المصفوفة الارتباطية لبنود المقياس تلاه إجراء التحليل العاملي بطريقة المكونات الأساسية Principle Components لهوتلينج Hotelling مع تدوير متعامد للمحاور بطريقة الفارماكس Varimax لكاييزر Kaiser، وقد تم استخدام محك الجذر الكامن واحد صحيح للعوامل التي تم استخراجها ومحك التشعب الجوهري للبند بالعامل $0,3 \leq$ ، ومحك جوهري العامل هو أن يحتوى على ثلاثة بنود جوهرياً على الأقل (أبو حطب، وصادق، 1991). وقد أمكن استخراج ثمانية عوامل من المصفوفة العاملية يوجد خمسة عوامل فقط مقبولة، ويمكن توضيح المصفوفة العاملية كاملة، وبعد ذلك توضيح العوامل الخمسة المقبولة للمقياس كما يوضح جدول (6):

جدول (6) المصفوفة العاملية للتحليل العاملي بعد التدوير باستخدام طريقة المكونات الأساسية لهوتلينج على مقياس المرونة لدى عينة من المراهقين (ن=446)

النسخة المصرية	البند	البند	العمل الأول	العمل الثاني	العمل الثالث	العمل الرابع	العمل الخامس	العمل السادس	العمل السابع	العمل الثامن	قيم الشيوخ
١	١٢	أجز الأعمال في الوقت محدد.	٠.٧١١								٠.٥٦٣
٢	١٤	لدى الضبط ذاتي.	٠.٦٧٨								٠.٥٥٧
٣	١	عندما أخطئ، أتبع تنفيذ هذه الخطط.	٠.٦٠٣								٠.٤٨٨
٤	٣	أنا قادر على الاعتماد على نفسي أكثر من أي فرد آخر.	٠.٥٤٨								٠.٥٨٤
٥	١٧	نقبي بنفسى تجعلنى أتجاوز الأوقات الصعبة.	٠.٤٨٦								٠.٥٢٦
٦	٦	أشعر بالفخر لأننى أجزت أشياء فى الحياة.	٠.٤٢٧								٠.٥٠٣
٧	٤	الحفاظ على الاهتمام بالأشياء أمر مهم بالنسبة لى.	٠.٧٠٧								٠.٥١٨
٨	١٥	ما زلت مهتما بالعديد من الأشياء.	٠.٦٨٤								٠.٥٦٣
٩	١٦	عادة ما أجد شيئاً يشعرنى بالسعادة حتى فى الأوقات العصيبة.	٠.٦١٨								٠.٤٨٦
١٠	٩	أشعر أنه يمكنى التعامل مع أشياء كثيرة فى وقت واحد.	٠.٧٢٥								٠.٦٣١
١١	٢٣	عندما أواجه موقفاً صعباً عادة ما أستطيع تجاوزه.	٠.٥٥٩								٠.٥٤٤
١٢	١٠	أستطيع تحقيق أهدافى مهما كانت العقبان.	٠.٥٣٢								٠.٤٩٥
١٣	٢	أدير أموري بطريقة أو بأخرى.	٠.٤٣٠								٠.٣٦٠
١٤	٢٥	لا بأس إذا كان هناك أشخاص لا يحبوننى.	٠.٦٥٩								٠.٥٣٠
١٥	١٨	فى حالة الطوارئ، أنا شخص يمكن أن يعتمد عليه الناس عموماً.	٠.٦٠٥								٠.٥٧٥
١٦	١٩	يمكننى عادة التعامل مع الموقف بعدة طرق.	٠.٥٠٨								٠.٤٩٠
١٧	١٣	يمكننى أن أتجاوز الأوقات الصعبة لأننى واجهت صعوبات من قبل.	٠.٤٤٠								٠.٤٩٥
١٨	٧	فى العادة أستطيع التكيف مع مشكلاتى وأتمكن من حلها.	٠.٦٣٧								٠.٤٩٦
١٩	٢٤	لدى ما يكفى من الطاقة لأفعل ما يجب على فعله.	٠.٥١٥								٠.٥٤٩
٢٠	٢١	لحباتى معنى.	٠.٤٨٤								٠.٥٥٧
البند	٥	يمكن أن أكون بمفردى إذا كان لا بد لى من ذلك.	٠.٦٨١								٠.٥٥٧

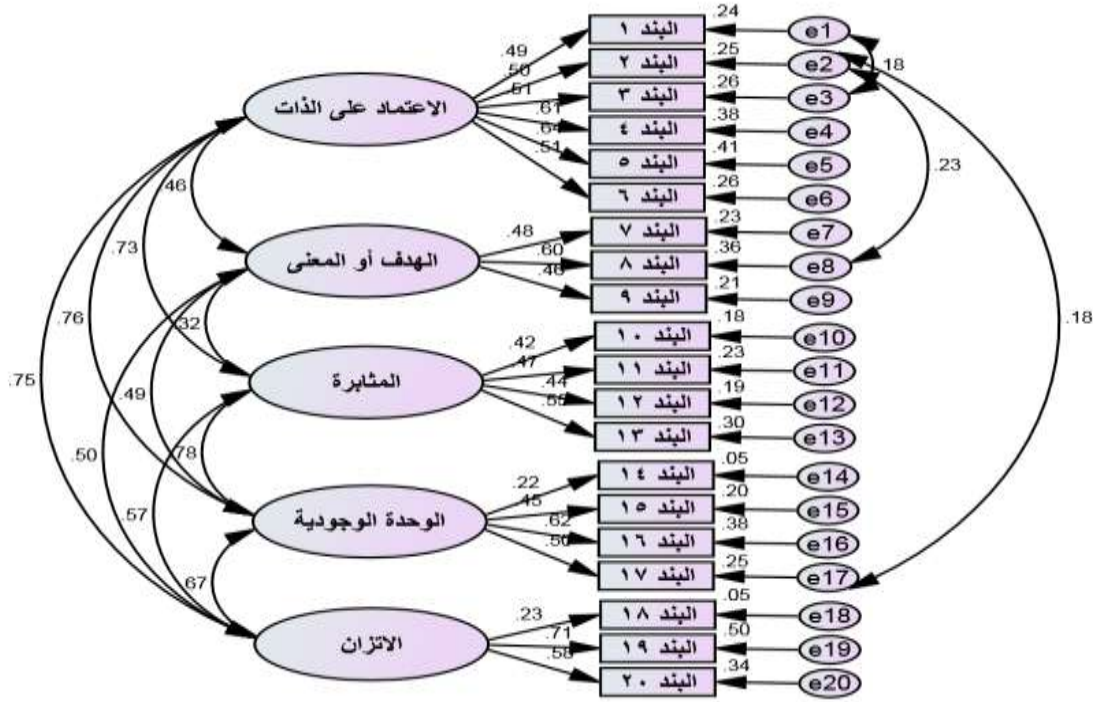
النسخة المصرية	البند	البند	العامل الأول	العامل الثاني	العامل الثالث	العامل الرابع	العامل الخامس	العامل السادس	العامل السابع	العامل الثامن	قيم
المحذوفة	٨	أنا صديق لنفسى							٠,٦٧٧		٠,٥٩٦
	٢٠	في بعض الأحيان أرغم (أجبر) نفسي على فعل أشياء لا أحبها.							٠,٧٣٢		٠,٦١٥
	٢٢	أنا لا أتعامل مع الأشياء التي لا أستطيع فعل أي شيء بشأنها.							٠,٦١٩		٠,٥٩٤
	١١	نادرًا ما أتساءل: ما الهدف من ذلك كله.							٠,٨١٨		٠,٧١٠
		الجذر الكامن	٢,٩٠٥	١,٨٩٤	١,٧٨٠	١,٧٤٢	١,٣٨٣	١,٣٦٦	١,٣٠٥	١,٢١٠	١٣,٥٨٥
		التباين الارتباطي	١١,٦٢١	٧,٥٧٤	٧,١٢١	٦,٩٧٠	٥,٥٣٣	٥,٤٦٤	٥,٢١٩	٤,٨٤٠	٥٤,٣٤٣
		التباين العملي	٢١,٣٨	١٣,٩٤	١٣,١٠	١٢,٨٢	١٠,١٨	١٠,٠٦	٩,٦١	٨,٩١	١٠٠%

يتضح من جدول (11) أن: العامل الأول قد تشعب عليه (6) بنود، وبفحص البنود التي تشعب بها العامل الأول وجد أنها تُشير إلى الانضباط الذاتي، والاعتماد على النفس والثقة، والإنجاز في الحياة اليومية، لذا يقترح الباحثان تسمية هذا العامل (الاعتماد على الذات)، وقد بلغ جذره الكامن (2.905)، ونسبة تباينه (21.38%). ويشمل هذا العامل الفقرات التي تحمل أرقام (1، 3، 6، 12، 14، 17) في النسخة الأصلية للمقياس، والفقرات من (1 إلى 6) في النسخة المصرية، وقد تشعب على العامل الثاني (3) بنود وبفحص البنود التي تشعب بها العامل الثاني وجد أنها تُشير إلى الشعور بأهمية ومعنى الحياة، والفخر بالحياة والاعتزاز بها لذلك اقترح الباحثان تسمية هذا العامل بـ (الهدف أو المعنى)، وقد بلغ جذره الكامن (1.894)، ونسبة تباينه (13.94%). ويشمل هذا العامل الفقرات التي تحمل أرقام (4، 15، 16) في النسخة الأصلية للمقياس، والفقرات من (7 إلى 9) في النسخة المصرية. وقد تشعب على العامل الثالث (4) بنود وبفحص البنود التي تشعب بها العامل الثالث وجد أنها تُشير إلى القدرة على مواجهة المشكلات والمواقف الصعبة والتعامل معها بفعالية. لذلك اقترح الباحثان تسمية هذا العامل بـ (المثابرة)، وقد بلغ جذره الكامن (1.780)، ونسبة تباينه (13.10%). ويشمل هذا العامل الفقرات التي تحمل أرقام (2، 9، 10، 23) في النسخة الأصلية للمقياس، والفقرات من (10 إلى 13) في النسخة المصرية.

كما تشعب على العامل الرابع (4) بنود وبفحص البنود التي تشعب بها العامل الرابع وجد أنها تُشير إلى القدرة على مواجهة الضغوط والمواقف الصعبة بشكل منفرد لذلك اقترح الباحثان تسمية هذا العامل بـ (الوحدة الوجودية)، وقد بلغ جذره الكامن (1.742)، ونسبة تباينه (12.82%). ويشمل هذا العامل الفقرات التي تحمل أرقام (13، 18، 19، 25) في النسخة الأصلية للمقياس، والفقرات من (14 إلى 17) في النسخة المصرية.

كما قد تشعب على العامل الخامس (3) بنود وبفحص البنود التي تشعب بها العامل الخامس وجد أنها تُشير إلى المبادرة والقدرة على توسيع نطاق الخبرات، وتعديل استجاباته لذلك اقترح الباحثان تسمية هذا العامل بـ (الاتزان)، وقد بلغ جذره الكامن (1.383)، ونسبة تباينه (10.18%). ويشمل هذا العامل الفقرات التي تحمل أرقام (7، 21، 24) في النسخة الأصلية، والفقرات من (18 إلى 20) في النسخة المصرية، وبهذا تتكون النسخة المصرية من مقياس المرونة 20 بنداً بعد حذف 5 بنود من النسخة
مجلة البحث العلمي في الآداب (العلوم الاجتماعية والإنسانية) العدد الواحد والعشرون الجزء السادس يوليو 2020

الأصلية، والبنود المحذوفة هي (5، 8، 11، 20، 22) وكانت موزعة على ثلاثة عوامل غير مطابقة للشروط، وللتحقق من الصدق التوكيدي للمقياس الحالي لدى المراهقين أمكن للباحثين التأكد من النموذج القياسي للمرونة لدى عينة الدراسة من المراهقين، ويمكن عرض النموذج القياسي باستخدام التحليل العاملي التوكيدي للمرونة كما هو موضح بشكل (4).



$\chi^2 = 281.104$, $DF = 157$, $df/\chi^2 = 1.790$, $CFI = 0.910$, $RMSEA = 0.042$, $IFI = 0.912$, $TLI = 0.90$, $GFI = 0.942$

شكل (4) نموذج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس المرونة لدى المراهقين (ن=446)

جدول (7) الأوزان الانحدارية المعيارية وغير المعيارية لتشبعات البنود على العامل الكامن لمقياس المرونة، وكذلك دلالتها الإحصائية

المفردة	<---	العامل	الوزن الانحداري المعيارية	الوزن الانحداري غير المعيارية	الخطأ المعياري	النسبة الحرجة	الدلالة
البند 1	<---	الاعتماد على الذات	0.49	1.000	-	-	-
البند 2	<---	الاعتماد على الذات	0.50	0.953	0.129	7.411	0.001

المفردة	<---	العامل	الوزن الانحداري المعياري	الوزن الانحداري غير المعياري	الخطأ المعياري	النسبة المئوية	الدلالة
البند 3	<---	الاعتماد على الذات	0.61	1.039	0.127	8.200	0.001
البند 4	<---	الاعتماد على الذات	0.61	0.964	0.118	8.141	0.001
البند 5	<---	الاعتماد على الذات	0.64	1.178	0.148	7.961	0.001
البند 6	<---	الاعتماد على الذات	0.51	0.878	0.122	7.183	0.001
البند 7	<---	الهدف أو المعنى	0.48	1.000	-	-	-
البند 8	<---	الهدف أو المعنى	0.60	1.490	0.254	5.873	0.001
البند 9	<---	الهدف أو المعنى	0.48	1.163	0.219	5.314	0.001
البند 10	<---	المثابرة	0.42	1.000	-	-	-
البند 11	<---	المثابرة	0.47	1.028	0.180	5.724	0.001
البند 12	<---	المثابرة	0.44	0.977	0.169	5.779	0.001
البند 13	<---	المثابرة	0.55	0.903	0.151	5.998	0.001
البند 14	<---	الوحدة الوجودية	0.22	1.000	-	-	-
البند 15	<---	الوحدة الوجودية	0.45	1.878	0.510	3.684	0.001
البند 16	<---	الوحدة الوجودية	0.62	2.282	0.597	3.821	0.001
البند 17	<---	الوحدة الوجودية	0.56	1.942	0.529	3.668	0.001
البند 18	<---	الاتزان	0.23	1.000	-	-	-
البند 19	<---	الاتزان	0.71	3.299	0.835	3.950	0.001
البند 20	<---	الاتزان	0.58	3.062	0.794	3.854	0.001

يتضح من خلال نموذج التحليل العاملي التوكيدي أن النموذج القياسي لمقياس المرونة يتمتع ببناء ممتاز، وهذا ما أكدته مؤشرات حسن المطابقة، والتي كانت في مداها المثالي، كما أن جميع العوامل تشبعت بالعامل الكامن، كما كانت جميع التشبعات دالة إحصائياً، مما يجعلنا نطمئن إلى مدى صلاحية وملاءمة النموذج الحالي في قياس المرونة لدى المراهقين.

كما يمكن الاستدلال على الصدق البنائي (التقاربي - التمايز) من خلال عدة أدلة يكشف عنها التحليل العاملي التوكيدي حيث نجد أن تشبعات الفقرات على العوامل الخاصة بها تراوحت بين (0.22)

- 0.61) وكانت جميع التشبعات تقع في الحدود المقبولة والممتازة للصدق التقاربي حيث نجد أن مؤشر التشبعات يشير إلى أن القيم تتراوح بين 0.50- 0.90، تكون التشبعات التي تتراوح بين 0.50- 0.70 تكون مقبولة أما التي تتراوح بين 0.70 - 0.90 فتكون ممتازة، وتشير أغلب التشبعات إلى درجة مقبولة.

ومن ناحية الدليل الثاني للصدق التقاربي نجد أن قيم التباين المستخلص أعلى من قيم التباينات المشتركة للعلاقات بين العوامل حيث بلغت (0.30، 0.27، 0.23، 0.21، 0.30) للعوامل الخمسة وهي على التوالي، ومن ناحية ثانية تم حساب التباين المشترك للعلاقات بين العوامل المتعددة الخمسة فنجد التباينات المشتركة للعلاقات المتعددة بين العوامل تتراوح بين (0.10 إلى 0.61) وبمراجعة القيم نجد أن أغلب قيم التباين المستخلص لأخطاء القياس أكبر من التباين المشترك للعلاقات بين العوامل مما يعطي مؤشراً ممتازاً للصدق التقاربي.

الدليل الثالث لصدق التمايز نجد أن العلاقة الارتباطية بين العوامل في النموذج الحالي بلغت (0.32 إلى 0.78) وتعد القيم مقبولة إذا تراوحت بين (0.20- 0.50)، وممتازة إذا تراوحت بين (0.50-0.70)، وبمراجعة القيمة نجدها تقع في المستوى الممتاز، مما يفسر استقلال العوامل عن بعضها البعض، كما أمكن التحقق من الخصائص السيكومترية حيث أمكن حساب الاتساق الداخلي بين درجة الأبعاد بالدرجة الكلية للمقياس، ويمكن توضيح ذلك من خلال جدول (8).

جدول (8) الاتساق الداخلي بين درجات البنود بالأبعاد الفرعية للصورة النهائية لمقياس المرونة لدى عينة الدراسة من المراهقين (ن=446)

الصورة المصرية	رقم البند الأصلي	البند	ارتباط البند بالبعد	ارتباط البعد بالدرجة الكلية
1	12	أنجز الأعمال في الوقت محدد.	**0.691	**0.783
2	14	لدي انضباط ذاتي.	**0.662	
3	1	عندما أخط، أتابع تنفيذ هذه الخطط.	**0.613	
4	3	أنا قادر على الاعتماد على نفسي أكثر من أي فرد آخر.	**0.698	
5	17	ثقتي بنفسني تجعلني أتجاوز الأوقات الصعبة.	**0.656	
6	6	أشعر بالفخر؛ لأنني أنجزت أشياء في الحياة.	**0.606	
7	4	الحفاظ على الاهتمام بالأشياء أمر مهم بالنسبة لي.	**0.579	
8	15	ما زلت مهتمًا بالعديد من الأشياء	**0.623	
9	16	عادة ما أجد شيئاً يشعرنني بالسعادة حتى في الأوقات العصيبة.	**0.615	

الصورة المصرية	رقم البند الأصلي	البند	ارتباط البند بالبعد	ارتباط البعد بالدرجة الكلية
10	9	أشعر أنه يمكنني التعامل مع أشياء كثيرة في وقت واحد.	**0.699	**0.731
11	23	عندما أواجه موقفًا صعبًا عادة ما أستطيع تجاوزه.	**0.634	
12	10	أستطيع تحقيق أهدافي مهما كانت العقبات.	**0.656	
13	2	أدير أموري بطريقة أو بأخرى.	**0.589	
14	25	لا بأس إذا كان هناك أشخاص لا يحبونني.	**0.620	
15	18	في حالة الطوارئ، أنا شخص يمكن أن يعتمد عليه الناس عموماً.	**0.666	**0.680
16	19	يمكنني عادةً التعامل مع الموقف بعدة طرق.	**0.637	
17	13	يمكنني أن أتجاوز الأوقات الصعبة لأنني واجهت صعوبات من قبل.	**0.626	
18	7	في العادة أستطيع التكيف مع مشكلاتي وأتمكن من حلها.	**0.569	**0.658
19	24	لدي ما يكفي من الطاقة لأفعل ما يجب عليّ فعله.	**0.755	
20	21	لحياتي معنى.	**0.763	

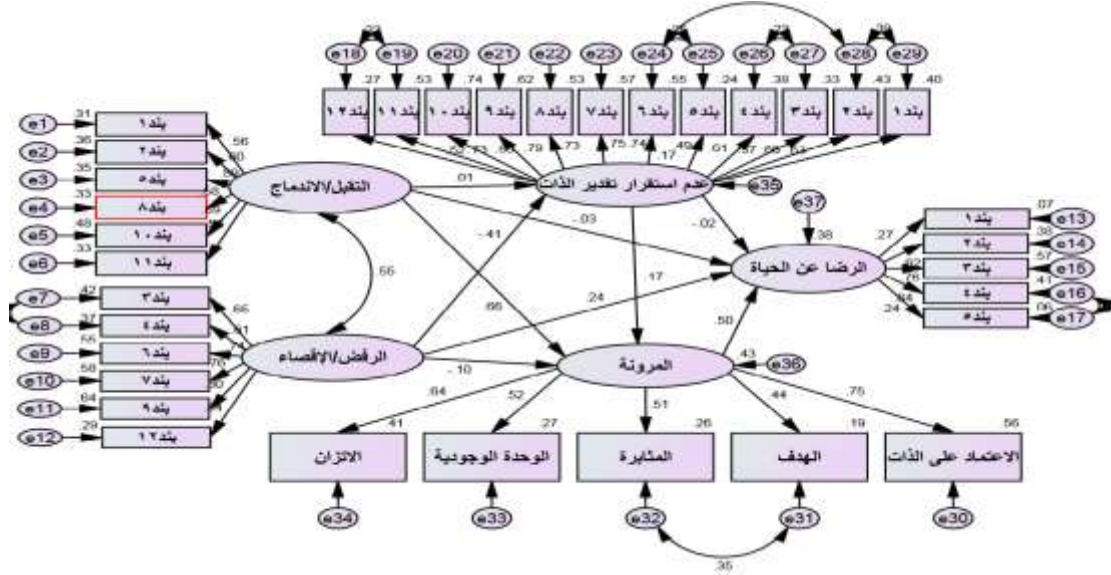
تراوحت معاملات الاتساق الداخلي بين البنود ودرجة البعد الأول الاعتماد على الذات بين (0.606 إلى 0.698)، كما تراوحت معاملات الاتساق الداخلي بين البنود ودرجة البعد الثاني الهدف بين (0.579 إلى 0.623)، كما تراوحت معاملات الاتساق بين البنود ودرجة البعد الثالث المثابرة بين (0.589 إلى 0.699)، كما تراوحت معاملات الاتساق بين البنود ودرجة البعد الرابع الوحدة الوجودية بين (0.626 إلى 0.666)، كما تراوحت معاملات الاتساق بين البنود ودرجة البعد الخامس الاتزان بين (0.569 إلى 0.763). كما بلغت معاملات الاتساق الداخلي بين الأبعاد الفرعية والدرجة الكلية لمقياس المرونة بالأبعاد الفرعية (0.783، 0.651، 0.731، 0.680، 0.658) لمتغيرات الاعتماد على الذات، والهدف، والمثابرة، والوحدة الوجودية، والاتزان على التوالي، وهي قيم تعبر عن اتساق داخلي مقبول، كما أمكن حساب ثبات ألفا كرونباخ للأبعاد الفرعية والدرجة الكلية لمقياس المرونة، حيث بلغت معاملات ألفا كرونباخ (0.722، 0.710، 0.764، 0.706، 0.702، 0.751) لمتغيرات الاعتماد على الذات، والهدف، والمثابرة، والوحدة الوجودية، والاتزان والدرجة الكلية للمرونة على التوالي.

نتائج الدراسة ومناقشتها:

نتيجة الفرض الأول والذي ينص على أنه "يوجد نموذج بنائي للعلاقات المتبادلة بين عدم استقرار تقدير الذات، والمرونة، والانتماء، والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين" وللتحقق من صحة الفرض أمكن للباحثين من اختبار صحة الفرض من خلال اختبار صحة النموذج البنائي لمتغيرات الدراسة، وهي تقدير الذات، والمرونة، والانتماء، والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين باستخدام

مجلة البحث العلمي في الآداب (العلوم الاجتماعية والإنسانية) العدد الواحد والعشرون الجزء السادس يوليو 2020

نظرية نمذجة المعادلات البنائية وتطبيقاتها ببرنامج أموس 24 AMOS وللتعرف على نتائج الدراسة يمكن توضيحها من خلال النموذج المقترح شكل (5)، وجدول (9) العلاقات المتبادلة بين متغيرات الدراسة كما يلي:-



$$X^2 = 902.998, DF = 509, df/X^2 = 1.774, CFI = 0.930, RMSEA = 0.042, IFI = 0.931, TLI = 0.923, GFI = 0.895$$

شكل (5) النموذج البنائي للعلاقات المتبادلة بين عدم استقرار تقدير الذات والمرونة والانتماء والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين (ن=446)

تشير مؤشرات حسن المطابقة إلى مؤشرات ممتازة للنموذج البنائي لمتغيرات الدراسة، وهي عدم استقرار تقدير الذات، والمرونة، والانتماء، والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين مما يعطي مؤشراً قوياً على النموذج البنائي لمتغيرات الدراسة

جدول (9) التأثيرات المباشرة وغير المباشرة للمتغيرات المستقلة والكامنة في المتغيرات التابعة المشاهدة للنموذج البنائي، وكذلك دلالتها الإحصائية

المسارات	الوزن الانحداري المعياري	الوزن الانحداري غير المعياري	الخطأ المعياري	النسبة الحرجة	الدلالة
التقبل/الاندماج <--- عدم استقرار تقدير الذات	0.008	0.01	0.099	0.079	غير دال
الرفض/الإقصاء <--- عدم استقرار تقدير الذات	-0.354	-0.41	0.067	-5.286	0.001
الرفض/الإقصاء <--- المرونة	-0.329	-0.10	0.244	-1.351	غير دال

الدلالة	النسبة الحرجة	الخطأ المعياري	الوزن الانحداري غير المعياري	الوزن الانحداري المعياري	المسارات	
0.01	2.908-	0.221	0.17-	0.643-	المرونة	<--- عدم استقرار تقدير الذات
0.001	7.205	0.488	0.66	3.517	المرونة	<--- التقبل/الاندماج
غير دال	0.282-	0.046	0.03-	0.013-	الرضا عن الحياة	<--- التقبل/الاندماج
0.01	2.645	0.024	0.24	0.064	الرضا عن الحياة	<--- الرفض/الإقصاء
غير دال	0.364-	0.019	0.02-	0.007	الرضا عن الحياة	<--- عدم استقرار تقدير الذات
0.001	3.596	0.012	0.50	0.042	الرضا عن الحياة	<--- المرونة
-	-	-	0.56	1.000	بند 1	<--- التقبل/الاندماج
0.001	9.118	0.110	0.60	0.999	بند 2	<--- التقبل/الاندماج
0.001	8.983	0.117	0.59	1.053	بند 5	<--- التقبل/الاندماج
0.001	8.919	0.121	0.58	1.078	بند 8	<--- التقبل/الاندماج
0.001	9.923	0.144	0.69	1.426	بند 10	<--- التقبل/الاندماج
-	-	-	0.65	1.000	بند 3	<--- الرفض/الإقصاء
0.001	12.901	0.071	0.61	0.922	بند 4	<--- الرفض/الإقصاء
0.001	13.096	0.092	0.74	1.198	بند 6	<--- الرفض/الإقصاء
0.001	12.810	0.099	0.76	1.271	بند 7	<--- الرفض/الإقصاء
0.001	13.250	0.095	0.80	1.256	بند 9	<--- الرفض/الإقصاء
-	-	-	0.27	1.000	بند 1	<--- الرضا عن الحياة
0.001	4.826	0.703	0.62	3.391	بند 2	<--- الرضا عن الحياة
0.001	4.772	0.879	0.76	4.193	بند 3	<--- الرضا عن الحياة
0.001	4.777	0.752	0.64	3.591	بند 4	<--- الرضا عن الحياة
0.001	3.328	0.483	0.24	1.607	بند 5	<--- الرضا عن الحياة

الدلالة	النسبة الحرجة	الخطأ المعياري	الوزن الانحداري غير المعياري	الوزن الانحداري المعياري	المسارات	
0.001	11.931	0.114	0.73	1.359	بند 11	عدم استقرار تقدير الذات <---
0.001	11.593	0.132	0.86	1.530	بند 10	عدم استقرار تقدير الذات <---
0.001	11.101	0.128	0.79	1.417	بند 9	عدم استقرار تقدير الذات <---
0.001	10.664	0.114	0.73	1.216	بند 8	عدم استقرار تقدير الذات <---
0.001	10.885	0.117	0.75	1.270	بند 7	عدم استقرار تقدير الذات <---
0.001	10.755	0.122	0.74	1.316	بند 6	عدم استقرار تقدير الذات <---
0.001	8.242	0.095	0.49	0.779	بند 5	عدم استقرار تقدير الذات <---
0.001	9.642	0.099	0.61	0.956	بند 4	عدم استقرار تقدير الذات <---
0.001	9.197	0.099	0.37	0.909	بند 3	عدم استقرار تقدير الذات <---
-	-	-	0.75	1.000	الاعتماد على الذات	المرونة <---
0.001	7.756	0.047	0.44	0.362	الهدف	المرونة <---
0.001	9.272	0.055	0.51	0.511	المثابرة	المرونة <---
0.001	9.172	0.054	0.52	0.497	الوحدة الوجودية	المرونة <---
0.001	10.380	0.054	0.64	0.565	الاتزان	المرونة <---
0.001	9.81	0.086	0.54	0.846	بند 12	الرفض/الإقصاء <---
0.001	9.047	0.128	0.58	1.155	بند 11	التقبل/الاندماج <---
-	-	-	0.52	1.000	بند 12	عدم استقرار تقدير الذات <---
0.001	9.799	0.109	0.63	1.068	بند 1	عدم استقرار تقدير الذات <---
0.001	10.029	0.114	0.68	1.140	بند 2	عدم استقرار تقدير الذات <---

ويتضح من خلال نتائج التحليل العاملي التوكيدي أن النموذج البنائي لقياس عدم استقرار تقدير الذات، والمرونة، والانتماء، والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين يعطي مؤشراً قوياً على أنه يتمتع ببناء ممتاز، وهذا ما أكدته مؤشرات حسن المطابقة، والتي كانت في مداها المثالي، كما أن جميع مجلة البحث العلمي في الآداب (العلوم الاجتماعية والإنسانية) العدد الواحد والعشرون الجزء السادس يوليو 2020

التأثيرات كانت دالة إحصائياً عند مستوى دلالة 0.001، مما يجعلنا نطمئن إلى مدى صلاحية وملاءمة النموذج الحالي في قياس المرونة لدى المراهقين.

حيث جاءت جميع المؤشرات التي تربط بين متغيرات الدراسة دالة، حيث نجد أن التقبل/ الاندماج كأحد بعدي مقياس الانتماء تشبع بجميع البنود المرتبطة به، وكذلك بمتغيري الرفض/الإقصاء، والمرونة، وكانت العلاقات دالة عند مستوى دلالة 0.001، في حين نجد أن التقبل والاندماج لم يرتبطا بصورة دالة بمتغيري عدم استقرار تقدير الذات، والرضا عن الحياة، وكما نجد أن الرفض/الإقصاء كأحد أبعاد مقياس الانتماء تشبع بجميع البنود المرتبطة به، وكذلك ارتبط بصورة واضحة بمتغيري عدم استقرار تقدير الذات، والرضا عن الحياة عند مستوى دلالة 0.001، في حين لم يرتبط بعد الرفض/الإقصاء بالمرونة، كما نجد أن عدم استقرار تقدير الذات تشبعت عليه جميع البنود المرتبطة به، وكما ارتبط عدم استقرار تقدير الذات بالمرونة عند مستوى دلالة 0.01 في حين لم يرتبط بالرضا عن الحياة، كما نجد أن المرونة تشبعت عليه الأبعاد الفرعية المرتبطة به، كذلك أمكن لمتغير المرونة التنبؤ بالرضا عن الحياة، وكانت المؤشرات جيدة، وفي النهاية يمكن القول بأن جميع مؤشرات حسن المطابقة للنموذج البنائي لمتغيرات الدراسة وهي الانتماء ببعديه (التقبل/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، والمرونة، وعدم استقرار تقدير الذات، والرضا عن الحياة تعبر عن مؤشرات في الحدود الممتازة مما يجعل هذا النموذج نموذجاً قوياً في تفسير البناء النظري القوي لتفسير مدى كفاءة المقاييس المستخدمة في الدراسة الحالية، وهذا قد يأتي نتيجة منطقية لأن هذه المقاييس تتمتع بكفاءة سيكومترية عبر ثقافية في الكثير من بلدان العالم.

حيث تؤكد دراسة أجراها (Howard, 2017) على عينة بلغت 141 طالباً جامعياً، وتشير النتائج بشكل واضح أن مقياس عدم استقرار تقدير الذات يتسم بكفاءة سيكومترية مرتفعة ونموذج بنائي قوي، ويؤيد البناء التوكيدي لمتغيرات الدراسة عدد من نتائج الدراسات حيث توصلت دراسة أجراها (Loso et al, 2013) حيث أجريت الدراسة على عينة مكونة من 243 من السكان بمتوسط عمري قدره 41 عاماً، وأظهرت النتائج أن مقياس المرونة المكون من (25) بنداً يتكون من خمسة عوامل واضحة، ويتسم النموذج البنائي بمؤشرات جيدة، وتشتمل الصورة المختصرة الـ 14 بنداً عاملاً واحداً فقط.

ووجدت دراسة (Pinheiro, Matos, Pestana, Oliveira & Costa, 2015)، والتي اعتمدت على عينة مكونة من 387 من الآباء (35.1% من الذكور، 64.9% من الإناث) حسن مطابقة نموذج مقياس المرونة في البيئة البرتغالية، وتشير النتائج إلى تحقق النموذج البنائي الأحادي لمقياس المرونة، ويتضمن المقياس جوانب تتعلق بتقدير الذات، والاستقلالية، والإتقان، والمثابرة، والتوازن، وكما كشفت دراسة أجراها (Hayas, Calvete, Barrio, Beato, Muñoz & Padierna, 2014) على عينة أسبانية مكونة من 279 من العاديين، 124 مرضى، 45 تعافوا من مرض الضعف الجنسي)، تراوحت أعمارهم بين 28 إلى 30 أن مقياس المرونة يتكون من بناء قوي وواضح موزع على عاملين، وكانت جميع المؤشرات ممتازة. وفي دراسة أجراها (Arrindell, Meeuwes & Huyse, 1991) أظهرت النتائج أن مقياس الرضا عن الحياة مكون من عامل واحد فقط، كما تشير دراسة Malone, (2012) Pillow & Osman إلى أن مقياس الانتماء يتمتع بخصائص سيكومترية جيدة، تشير إلى

وجود عاملين وهما التقبل/الاندماج، والرفض/الإقصاء. وبهذا يمكن القول بأن النموذج البنائي الحالي كشف عن قوة البناء النظري المستند عليه بناء المقاييس الحالية، وقوتها عبر الثقافية حيث أنها تتمتع بخصائص سيكومترية جيدة وبناء عاملي ممتاز عبر ثقافي.

نتائج الفرض الثاني: والذي ينص على "يوجد تأثير مباشر وغير مباشر لعدم استقرار تقدير الذات والمرونة كمتغيرات وسيطة بين الانتماء والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين" وللتحقق من صحة الفرض أمكن استخدام تحليل المسار باستخدام برنامج أموس AMOS ver 24 والذي يعتمد على نظرية نمذجة المعادلات البنائية والتي من ضمنها اختبار العلاقات الوسيطة بين المتغيرات المشاهدة، ومن هذا المنطلق يهدف هذا الفرض إلى التحقق من مدى وجود تأثيرات مباشرة وغير مباشرة لعدم استقرار تقدير الذات والمرونة كمتغيرات وسيطة بين الانتماء (القبول/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين، لذا أمكن حساب المصفوفة الارتباطية كخطوة أولى نحو بناء النموذج الوسيطي كما في جدول (10).

جدول (9) مصفوفة العلاقات الارتباطية لعدم استقرار تقدير الذات، والمرونة، والانتماء (القبول/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين (ن=446)

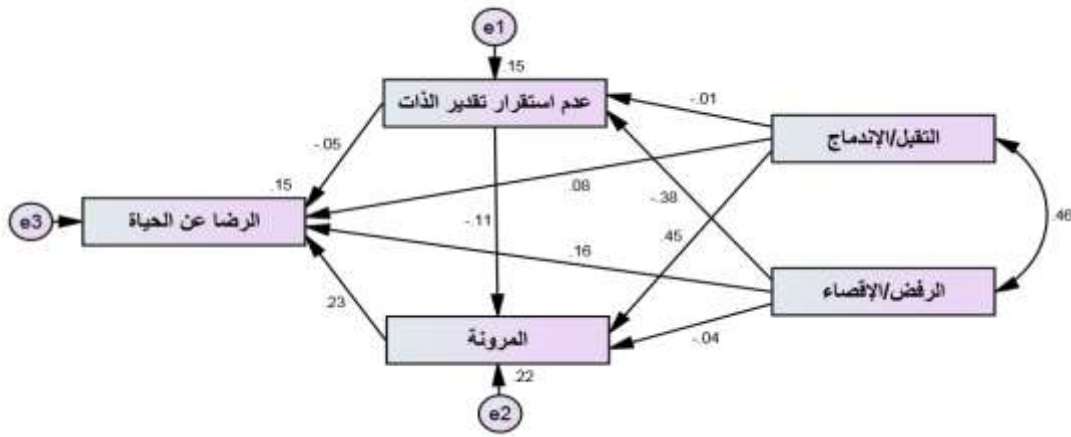
المتغيرات	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1									
2	-0.263**	1								
3	0.051	0.319**	1							
4	-0.049	0.427**	0.493**	1						
5	-0.110*	0.384**	0.308**	0.377**	1					
6	-0.198**	0.435**	0.301**	0.288**	0.347**	1				
7	-0.180**	0.783**	0.651**	0.731**	0.680**	0.658**	1			
8	-0.184**	0.444**	0.253**	0.260**	0.219**	0.377**	0.452**	1		
9	-0.388**	0.275**	0.034	0.038	0.062	0.279**	0.208**	0.457**	1	
10	-0.169**	0.340**	0.105*	0.114*	0.130**	0.373**	0.312**	0.272**	0.267**	1

** دال عند مستوى دلالة 0.01، * دال عند مستوى دلالة 0.05

1=عدم استقرار تقدير الذات، 2=الاعتماد على الذات، 3=الهدف، 4=المثابرة، 5=الوجودية، 6=الاتزان، 7=الدرجة الكلية للمرونة، 8=القبول/الاندماج، 9=الرفض/الإقصاء، 10=الرضا عن الحياة.

يتضح من خلال جدول (9) أن هناك ارتباطاً بين متغير الانتماء X متمثل في (القبول/الاندماج، الرفض/الإقصاء) بمتغيري (عدم استقرار تقدير الذات، المرونة) كمتغيرات وسيطة (M)، وكما نجد أن متغير الرضا عن الحياة (Y) كمتغير تابع، ارتبط بالمتغيرات الوسيطة (عدم استقرار تقدير الذات، المرونة). وبناءً على ما سبق أمكن اختبار صحة النموذج المقترح والبيانات التي أمكن جمعها ويوضح شكل (6) النموذج الوسيطي.

مجلة البحث العلمي في الآداب (العلوم الاجتماعية والإنسانية) العدد الواحد والعشرون الجزء السادس يوليو 2020



شكل (6) النموذج الوسيط لعدم استقرار تقدير الذات، والمرونة كمتغيرات وسيطية بين الانتماء (القبول/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين (ن=446)

جدول (10) التأثيرات المباشرة وغير المباشرة للمتغيرات المستقلة على المتغيرات التابعة المشاهدة للنموذج الوسيط، وكذلك دلالتها الإحصائية

الدلالة	النسبة الحرجة	الخطأ المعياري	الوزن الانحداري غير المعياري	الوزن الانحداري المعياري	المسارات
غير دال	0.176-	0.138	0.01-	0.024-	عدم استقرار تقدير الذات <---
0.001	7.811-	0.038	0.38-	0.688-	عدم استقرار تقدير الذات <---
0.001	9.543	0.177	0.45	1.119	المرونة <---
غير دال	0.821-	0.080	0.04-	0.066-	المرونة <---
0.05	2.483-	0.040	0.11-	0.100-	عدم استقرار تقدير الذات <---
غير دال	1.561	0.056	0.08	0.087	الرضا عن الحياة <---
0.01	3.069	0.035	0.16	0.106	الرضا عن الحياة <---
غير دال	1.030-	0.018	0.05-	0.018-	عدم استقرار تقدير الذات <---
0.001	4.683	0.020	0.23	0.096	الرضا عن الحياة <---

يتضح من خلال جدول (10) أن هناك تأثيرًا لبعض المتغيرات المستقلة على المتغيرات التابعة حيث تشير النتائج إلى ما يلي:-

يتضح أن متغير الرفض/الإقصاء كأحد بعدي مقياس الانتماء يمكنه التنبؤ بدرجة مقياس عدم استقرار تقدير الذات، حيث بلغت قيمة ت (7.811) وهي قيمة دالة عند مستوى دلالة 0.001، ويتفق ذلك مع دراسة (Arslan, 2019)، كما يتبين أن بعد الرفض/الإقصاء كأحد بعدي مقياس الانتماء لديه القدرة على التنبؤ بالرضا عن الحياة حيث بلغت قيمة ت (3.069) وهي قيمة دالة عند مستوى دلالة 0.01، كما توصلت النتائج إلى أن بعد التقبل/الاندماج كأحد بعدي مقياس الانتماء لديه القدرة على التنبؤ بالدرجة على مقياس المرونة، حيث بلغت قيمة ت (0.821) وهي قيمة غير دالة، وأظهرت النتائج أن درجة مقياس عدم استقرار تقدير الذات لديه القدرة على التنبؤ بالمرونة حيث بلغت قيمة ت (2.483) وهي قيمة دالة عند مستوى دلالة 0.05، كما نجد أن الدرجة الكلية للمرونة لديها القدرة على التنبؤ بالرضا عن الحياة حيث بلغت قيمة ت (4.683) وهي قيمة دالة عند مستوى دلالة 0.001.

ويأتي دور الرفض/الإقصاء الاجتماعي كمنبئ بالرضا عن الحياة لدى المراهقين؛ لأن فترة المراهقة فترة حرجة ويترتب عليها حب المعاندة والاستقلال بالرأي عن الآخرين والشعور بالرضا عن الحياة والإحساس بالذات، ويتفق مع نتيجة الدراسة الحالية ما توصلت إليه دراسة (Arslan, 2019)، بأن هناك دورًا وسيطياً للمرونة، وتقدير الذات في توضيح العلاقة بين الإقصاء الاجتماعي، والصحة النفسية وفي خفض التأثيرات السلبية للإقصاء الاجتماعي على الرضا عن الحياة لدى المراهقين، حيث إن الأفراد ذوي تقدير الذات المرتفع لا يرون الإقصاء الاجتماعي على أنه يمثل تهديدًا لهم نظرًا لحب الاستقلال والظهور والتفرد بالرأي عن المحيطين بهم وخاصة الأسرة، كما أن الأدلة التجريبية تشير إلى أن المرونة قد يكون لها دور وسيط في الارتباط بين الإقصاء الاجتماعي والرضا عن الحياة.

وأشارت الكثير من الدراسات أيضًا إلى أن الأفراد الذين يتمتعون بمستوى عالٍ من تقدير الذات لديهم مستويات عالية من الرضا عن الحياة (Civitci & Civitci, 2009)، كما تشير دراسة أمان أحمد وعاتكة على (2014) إلى وجود علاقة ارتباطية موجبة بين الانتماء، ومركزية الذات، والتي تؤكد على أن الأطفال الذين يتسمون بتقدير مرتفع وإيجابي لذاتهم يتسمون بانتماء مرتفع للوطن.

كما أظهرت النتائج أن بعد التقبل/الاندماج كأحد بعدي مقياس الانتماء ليس لديه القدرة على التنبؤ بالدرجة على مقياس عدم استقرار تقدير الذات حيث بلغت قيمة ت (0.176) وهي قيمة غير دالة، كما أظهرت النتائج أن بعد التقبل/الاندماج كأحد بعدي مقياس الانتماء ليس لديه القدرة على التنبؤ بالدرجة على مقياس الرضا عن الحياة، حيث بلغت قيمة ت (1.561) وهي قيمة غير دالة، كما توصلت النتائج أن بعد الرفض/الإقصاء كأحد بعدي مقياس الانتماء ليس لديه القدرة على التنبؤ بالدرجة على مقياس المرونة حيث بلغت قيمة ت (0.821) وهي قيمة غير دالة، كما أشارت النتائج إلى أن الدرجة على مقياس عدم استقرار تقدير الذات ليس لديها القدرة على التنبؤ بالدرجة على مقياس الرضا عن الحياة حيث بلغت قيمة ت (1.030) وهي قيمة غير دالة، كما نجد أن سيطرة سمات الرفض/الإقصاء الاجتماعي على الفرد تجعله شخصًا غير مرن، وهذه الصفات قد تكون متذبذبة لدى المراهقين، وخاصة مع بداية سن البلوغ

ويتمد لمرحلة المراهقة المتوسطة والتي تكون فيها الشخصية غير ناضجة بالشكل الكافي، كما نجد أن التقبل/ الاندماج لا يمكنه التنبؤ بالرضا عن الحياة، وكذلك عدم استقرار تقدير الذات وقد يرجع ذلك إلى أن المراهق قد يكون مندمجاً اجتماعياً ولكن داخله صراع بين طفولته وشبابه الذي لم ينضج بشكل كافٍ فيحدث الصراع النفسي الذي يشعره بالتذبذب بين استقرار تقدير الذات، والرضا عن الحياة.

نتائج الفرض الثالث والذي ينص على أنه "توجد فروق ذات دلالة إحصائية وفقاً لاختلاف متغيرات النوع (ذكور/إناث)، ومحل الإقامة (ريف/حضر)، والصف الدراسي (الأول/الثاني/الثالث)، والتفاعل بينهم على متغيرات عدم استقرار تقدير الذات والمرونة والانتماء والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين"، وللتحقق من صحة الفرض الحالي أمكن للباحثين استخدام تحليل التباين المتعدد بهدف معرفة الفروق وفق لاختلاف متغير النوع، ومحل الإقامة، والصف الدراسي، والتفاعل بينهم على متغيرات عدم استقرار تقدير الذات والمرونة والانتماء والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين، كما في جدول (11).

جدول (11)

تحليل التباين المتعدد وفقاً لاختلاف متغيرات النوع (ذكور/إناث)، ومحل الإقامة (ريف/حضر)، والصف الدراسي (الأول/الثاني/الثالث)، والتفاعل بينهم على متغيرات الانتماء، وعدم استقرار تقدير الذات، والمرونة، والرضا عن الحياة لدى عينة من المراهقين (ن=446)

مصدر التباين	المتغيرات	مجموع المربعات	متوسط المربعات	درجة الحرية	قيمة (ف)	مستوى الدلالة
	التقبل/الاندماج	1.379	1	1.379	0.039	غير دال
	الرفض/الإقصاء	46.571	1	46.571	0.536	غير دال
	عدم استقرار تقدير الذات	9.179	1	9.179	0.032	غير دال
	الاعتماد على الذات	63.992	1	63.992	2.048	غير دال
النوع (ذكور/إناث)	الهدف	1.721	1	1.721	0.141	غير دال
	المثابرة	48.704	1	48.704	2.729	غير دال
	الوحدة الوجودية	38.887	1	38.887	2.359	غير دال
	الاتزان	27.059	1	27.059	1.942	غير دال
	الدرجة الكلية للمرونة	630.223	1	630.223	2.82	غير دال
	الرضا عن الحياة	61.849	1	61.849	1.6	غير دال
	التقبل/الاندماج	135.357	1	135.357	3.793	0.05
محل الإقامة (ريف/حضر)	الرفض/الإقصاء	179.058	1	179.058	2.062	غير دال
	عدم استقرار تقدير الذات	46.435	1	46.435	0.162	غير دال
	الاعتماد على الذات	4.349	1	4.349	0.139	غير دال

مصدر التباين	المتغيرات	مجموع المربعات	متوسط المربعات	درجة الحرية	قيمة (ف)	مستوى الدلالة
الصف الدراسي (الأول/الثاني/الثالث)	الهدف	0.195	1	0.195	0.016	غير دال
	المثابرة	28.977	1	28.977	1.623	غير دال
	الوحدة الوجودية	52.802	1	52.802	3.203	غير دال
	الاتزان	13.165	1	13.165	0.945	غير دال
	الدرجة الكلية للمرونة	214.165	1	214.165	0.958	غير دال
	الرضا عن الحياة	0.465	1	0.465	0.012	غير دال
	التقبل/الاندماج	123.211	2	123.211	1.726	غير دال
	الرفض/الإقصاء	609.934	2	609.934	3.513	0.05
	عدم استقرار تقدير الذات	860.753	2	860.753	1.501	غير دال
	الاعتماد على الذات	169.64	2	169.64	2.715	غير دال
النوع (ذكور/إناث) × محل الإقامة (ريف/حضر)	الهدف	1.564	2	1.564	0.064	غير دال
	المثابرة	7.429	2	7.429	0.208	غير دال
	الوحدة الوجودية	5.428	2	5.428	0.165	غير دال
	الاتزان	30.879	2	30.879	1.108	غير دال
	الدرجة الكلية للمرونة	214.94	2	214.94	0.481	غير دال
	الرضا عن الحياة	63.898	2	63.898	0.827	غير دال
	التقبل/الاندماج	55.839	1	55.839	1.565	غير دال
	الرفض/الإقصاء	117.49	1	117.49	1.353	غير دال
	عدم استقرار تقدير الذات	0.99	1	0.99	0.003	غير دال
	الاعتماد على الذات	0.186	1	0.186	0.006	غير دال
النوع (ذكور/إناث) × محل الإقامة (ريف/حضر)	الهدف	3.36	1	3.36	0.275	غير دال
	المثابرة	25.516	1	25.516	1.429	غير دال
	الوحدة الوجودية	23.569	1	23.569	1.43	غير دال
	الاتزان	2.645	1	2.645	0.19	غير دال
	الدرجة الكلية للمرونة	167.277	1	167.277	0.748	غير دال
	الرضا عن الحياة	0.025	1	0.025	0.001	غير دال
	التقبل/الاندماج	101.189	2	101.189	1.418	غير دال
	الرفض/الإقصاء	391.598	2	391.598	2.255	غير دال
	عدم استقرار تقدير الذات	1291.45	2	1291.45	2.253	غير دال
	الاعتماد على الذات	20.996	2	20.996	0.336	غير دال

مصدر التباين	المتغيرات	مجموع المربعات	متوسط المربعات	درجة الحرية	قيمة (ف)	مستوى الدلالة
(الأول/الثاني/الثالث)	الهدف	12.764	2	6.382	0.522	غير دال
	المثابرة	58.485	2	29.243	1.638	غير دال
	الوحدة الوجودية	4.006	2	2.003	0.121	غير دال
	الاتزان	19.876	2	9.938	0.713	غير دال
	الدرجة الكلية للمرونة	106.243	2	53.121	0.238	غير دال
	الرضا عن الحياة	59.383	2	29.692	0.768	غير دال
	التقبل/الاندماج	2.63	2	1.315	0.037	غير دال
	الرفض/الإقصاء	80.673	2	40.337	0.465	غير دال
محل الإقامة (ريف/حضر)	عدم استقرار تقدير الذات	806.685	2	403.343	1.407	غير دال
	الاعتماد على الذات	215.765	2	107.882	1.453	غير دال
×	الهدف	10.996	2	5.498	0.449	غير دال
	المثابرة	25.63	2	12.815	0.718	غير دال
الصف الدراسي (الأول/الثاني/الثالث)	الوحدة الوجودية	40.706	2	20.353	1.235	غير دال
	الاتزان	3.444	2	1.722	0.124	غير دال
	الدرجة الكلية للمرونة	603.231	2	301.616	1.35	غير دال
	الرضا عن الحياة	42.24	2	21.12	0.546	غير دال
	التقبل/الاندماج	1.253	2	0.627	0.018	غير دال
	الرفض/الإقصاء	14.386	2	7.193	0.083	غير دال
محل الإقامة (ريف/حضر)	عدم استقرار تقدير الذات	666.151	2	333.075	1.162	غير دال
	الاعتماد على الذات	58.59	2	29.295	0.938	غير دال
×	الهدف	22.234	2	11.117	0.908	غير دال
	المثابرة	55.518	2	27.759	1.555	غير دال
النوع (ذكور/إناث)	الوحدة الوجودية	25.348	2	12.674	0.769	غير دال
	الاتزان	3.454	2	1.727	0.124	غير دال
×	الدرجة الكلية للمرونة	468.392	2	234.196	1.048	غير دال
	الرضا عن الحياة	8.108	2	4.054	0.105	غير دال
الخطأ	التقبل/الاندماج	15489.1	434	35.689		
	الرفض/الإقصاء	37680.3	434	86.821		
	عدم استقرار تقدير الذات	124403	434	286.642		
	الاعتماد على الذات	13558.8	434	31.241		

مصدر التباين	المتغيرات	مجموع المربعات	متوسط المربعات	درجة الحرية	قيمة (ف)	مستوى الدلالة
	الهدف	5311.15	434	12.238		
	المثابرة	7746.88	434	17.85		
	الوحدة الوجودية	7155.01	434	16.486		
	الاتزان	6047.31	434	13.934		
	الدرجة الكلية للمرونة	96993.4	434	223.487		
	الرضا عن الحياة	16774.8	434	38.652		
المجموع	التقبل/الاندماج	1.379	1			
	الرفض/الإقصاء	46.571	1			
	عدم استقرار تقدير الذات	9.179	1			
	الاعتماد على الذات	63.992	1			
	الهدف	1.721	1			
	المثابرة	48.704	1			
	الوحدة الوجودية	38.887	1			
	الاتزان	27.059	1			
	الدرجة الكلية للمرونة	630.223	1			
	الرضا عن الحياة	61.849	1			

يتضح من خلال جدول (11) أن الفروق وفقاً لاختلاف متغيرات النوع (ذكور/إناث)، ومتغير محل الإقامة (ريف/حضر)، والصف الدراسي (الأول/ الثاني/ الثالث)، والتفاعل بينهم على بعدي الانتماء وهما (التقبل/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، وعدم استقرار تقدير الذات، والدرجة الكلية على المرونة وأبعادها الفرعية وهي (الاعتماد على الذات، الهدف، المثابرة، الوحدة الوجودية، الاتزان)، والرضا عن الحياة فنجد أن جميع هذه المقارنات باختلاف متغيرات النوع (ذكور/إناث)، ومتغير محل الإقامة (ريف/حضر)، والصف الدراسي (الأول/ الثاني/ الثالث)، والتفاعل بينهم كانت غير دالة باستثناء المقارنة على بعدي الانتماء باختلاف متغير محل الإقامة (ريف/حضر) على بعد التقبل/الاندماج، كذلك الفروق باختلاف متغير الصف الدراسي على متغير الرفض/الإقصاء في حين أن جميع المقارنات الأخرى كانت قيمة ف غير دالة ويمكن توضيح ذلك بالتفصيل كما يلي:-

بالنسبة للفروق باختلاف متغير النوع (ذكور/إناث) على بعدي الانتماء وهما (التقبل/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، وعدم استقرار تقدير الذات، والدرجة الكلية على المرونة وأبعادها الفرعية وهي (الاعتماد على الذات، الهدف، المثابرة، الوحدة الوجودية، الاتزان)، والرضا عن الحياة فنجد أن قيمة ف بلغت (0.039، 0.536، 0.032، 2.82، 2.048، 0.141، 2.729، 2.359، 1.942، 1.600) على بعدي الانتماء وهما (التقبل/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، وعدم استقرار تقدير الذات، والدرجة الكلية على

المرونة وأبعادها الفرعية وهي (الاعتماد على الذات، الهدف، المثابرة، الوحدة الوجودية، الاتزان)، والرضا عن الحياة على التوالي وهي قيم جميعها غير دال.

بالنسبة للفروق باختلاف متغير محل الإقامة (ريف/حضر) على بعدي الانتماء وهما (التقبل/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، وعدم استقرار تقدير الذات، والدرجة الكلية على المرونة وأبعادها الفرعية وهي (الاعتماد على الذات، الهدف، المثابرة، الوحدة الوجودية، الاتزان)، والرضا عن الحياة فنجد أن قيمة ف بلغت (2.062، 0.162، 0.958، 0.139، 0.016، 1.623، 3.203، 0.945، 0.012) على بعد الانتماء (الرفض/الإقصاء)، وعدم استقرار تقدير الذات، والدرجة الكلية على المرونة وأبعادها الفرعية وهي (الاعتماد على الذات، الهدف، المثابرة، الوحدة الوجودية، الاتزان)، والرضا عن الحياة على التوالي وهي قيم جميعها غير دال. في حين بلغت قيمة ف (3.793) لبعدي الانتماء كإحد بعدي الانتماء وكانت القيمة دالة عند مستوى دلالة 0.05 وتتبع المتوسطات الحسابية نجد أن الفروق كانت جوهرية لصالح مجموعة الريف مقابل مجموعة الحضر.

ويمكن تفسير هذه النتيجة في ضوء التنشئة الاجتماعية لأبناء الريف فالأب في الريف يرى أن الابن امتداد له، كما يرى أن نجاحه في التعليم تعويض عما فاتته من فرصة التعليم، ومن عدم إعتلائه مراكز اجتماعية مقبولة، كما يفيد من أي فرصة تسنح له لتحسين أوضاعهم الاجتماعية والاقتصادية، ويسمح أهل الريف لأبنائهم باختيار أصدقائهم وإبداء آرائهم والاستقلال بالرأي مما يكسبه ثقته بنفسه، والمشاركة في الكثير من الواجبات الاجتماعية (سامي عبد القوي، ومحمد أحمد، 1994). وبالتالي نجد أن التقبل والاندماج لدى أبناء الريف أكثر منه عند أبناء الحضر.

بالنسبة للفروق باختلاف متغير الصف الدراسي (الأول/ الثاني/ الثالث) على بعدي الانتماء وهما (التقبل/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، وعدم استقرار تقدير الذات، والدرجة الكلية على المرونة وأبعادها الفرعية وهي (الاعتماد على الذات، الهدف، المثابرة، الوحدة الوجودية، الاتزان)، فنجد أن قيمة ف بلغت (1.726، 1.501، 0.481، 2.715، 0.064، 0.208، 0.165، 1.108، 0.827) على بعد التقبل/الاندماج كأحد بعدي الانتماء، وعدم استقرار تقدير الذات، والدرجة الكلية على المرونة وأبعادها الفرعية وهي (الاعتماد على الذات، الهدف، المثابرة، الوحدة الوجودية، الاتزان)، والرضا عن الحياة على التوالي وهي قيم جميعها غير دال، في حين نجد أن قيمة ف بلغت (3.513) لبعدي الرفض/الإقصاء كأحد بعدي الانتماء وكانت القيمة دالة عند مستوى دلالة 0.05 وتتبع الفروق بين المجموعات الثلاث الفرعية باستخدام اختبار LSD نجد أن الفروق كانت بين مجموعتي الصف الثاني والثالث فقط وكانت الفروق لصالح طلاب الصف الثالث الثانوي مقارنة بطلاب الصف الثاني، وكانت الفروق جوهرية عند مستوى دلالة 0.05، وقد يرجع ذلك إلى مرحلة النمو الحرجة التي يمر بها طلاب المرحلة الثانوية، كما أنها خاتمة المراحل الدراسية التي يتقرر بعدها مصير الطالب، وتتبلور خطته بشأن الالتحاق بالجامعة، مما قد يتبادر له في الذهن عن الحياة الجامعية وحرية الفكر والإبداع بعيداً عن قيود الأسرة مما قد يجعله أكثر رفضاً للواقع الحالي ويتطلع إلى الحياة الجامعية، وإلى الحصول على مزيد من الحرية، والانفتاح في المرحلة القادمة بعيداً عن قيود المرحلة الحالية، وخاصة فيما يتعلق بقيود الدراسة وطبيعتها، وقيود ورقابة الأسرة والكبت الدراسي المرتكز على المذاكرة للوصول إلى كلية جيدة،

أو الوصول لهدف معين متعلق بالفرد، أو تطلعات الأسرة التعليمية للمراهق، كما لا يفوتنا أيضًا طبيعة المرحلة العمرية التي يمر بها المراهقون من تغيرات هرمونية، وتغير في سمات الشخصية، والنزوع إلى العناد، والرفض للبيئة، والقيود الأسرية المحيطة به مما يجعله يفكر في الحصول على استقلال بشكل أكبر حتى، وإن كان يترتب عليه أخذ قرارات غير صائبة.

بالنسبة للفروق وفقًا للتفاعل بين متغيري النوع (ذكور/إناث)، ومحل الإقامة (ريف/حضر) على بعدي الانتماء، وهما (التقبل/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، وعدم استقرار تقدير الذات، والدرجة الكلية على المرونة وأبعادها الفرعية، وهي (الاعتماد على الذات، الهدف، المثابرة، الوحدة الوجودية، الاتزان)، والرضا عن الحياة فنجد أن قيمة ف بلغت (1.565، 1.353، 0.003، 0.748، 0.006، 0.275، 1.429، 1.430، 0.190، 0.001) على بعدي الانتماء، وهما (التقبل/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، وعدم استقرار تقدير الذات، والدرجة الكلية على المرونة وأبعادها الفرعية وهي (الاعتماد على الذات، الهدف، المثابرة، الوحدة الوجودية، الاتزان)، والرضا عن الحياة على التوالي، وهي قيم جميعها غير دالة.

بالنسبة للفروق وفقًا للتفاعل بين متغيري النوع (ذكور/إناث)، والصف الدراسي (الأول/الثاني/الثالث) على بعدي الانتماء وهما (التقبل/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، وعدم استقرار تقدير الذات، والدرجة الكلية على المرونة وأبعادها الفرعية وهي (الاعتماد على الذات، الهدف، المثابرة، الوحدة الوجودية، الاتزان)، والرضا عن الحياة فنجد أن قيمة ف بلغت (1.418، 2.255، 2.253، 0.238، 0.336، 0.522، 1.638، 0.121، 0.713، 0.768) على بعدي الانتماء وهما (التقبل/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، وعدم استقرار تقدير الذات، والدرجة الكلية على المرونة وأبعادها الفرعية وهي (الاعتماد على الذات، الهدف، المثابرة، الوحدة الوجودية، الاتزان)، والرضا عن الحياة على التوالي، وهي قيم جميعها غير دال.

بالنسبة للفروق وفقًا للتفاعل بين متغيري محل الإقامة (ريف/حضر)، والصف الدراسي (الأول/الثاني/الثالث) على بعدي الانتماء وهما (التقبل/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، وعدم استقرار تقدير الذات، والدرجة الكلية على المرونة وأبعادها الفرعية وهي (الاعتماد على الذات، الهدف، المثابرة، الوحدة الوجودية، الاتزان)، والرضا عن الحياة فنجد أن قيمة ف بلغت (0.465، 0.037، 1.407، 1.350، 0.449، 0.718، 1.235، 0.124، 0.546) على بعدي الانتماء وهما (التقبل/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، وعدم استقرار تقدير الذات، والدرجة الكلية على المرونة وأبعادها الفرعية وهي (الاعتماد على الذات، الهدف، المثابرة، الوحدة الوجودية، الاتزان)، والرضا عن الحياة على التوالي، وهي قيم جميعها غير دالة.

بالنسبة للفروق وفقًا للتفاعل بين متغيرات النوع (ذكور/إناث)، ومحل الإقامة (ريف/حضر)، والصف الدراسي (الأول/الثاني/الثالث) على بعدي الانتماء وهما (التقبل/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، وعدم استقرار تقدير الذات، والدرجة الكلية على المرونة وأبعادها الفرعية وهي (الاعتماد على الذات، الهدف، المثابرة، الوحدة الوجودية، الاتزان)، والرضا عن الحياة فنجد أن قيمة ف بلغت (0.018)،

0.083، 1.162، 1.048، 0.938، 0.908، 1.555، 0.769، 0.124، 0.105) على بعدي الانتماء وهما (التقبل/الاندماج، الرفض/الإقصاء)، وعدم استقرار تقدير الذات، والدرجة الكلية على المرونة وأبعادها الفرعية وهي (الاعتماد على الذات، الهدف، المثابرة، الوحدة الوجودية، الاتزان)، والرضا عن الحياة على التوالي وهي قيم جميعها غير دالة.

ويتفق ذلك مع عدد من الدراسات العربية التي وجدت عدم وجود فروق بين الذكور والإناث في الانتماء مثل دراسة (سامي عبد القوي، ومحمد أحمد عويضة 1994) ودراسة محمد سليمان، وجمال محمد (2005). ويختلف مع دراسة (Harvey, & Retter, 2002) التي وجدت فروقاً ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث في الحاجة إلى الانتماء لصالح الإناث وقد يرجع هذا الاختلاف بين الدراسات العربية والأجنبية إلى اختلاف طبيعة المجتمع المصري والعربي عن المجتمعات الغربية.

ويمكن تفسير عدم وجود فروق بين الذكور والإناث في الانتماء وتقدير الذات والرضا عن الحياة والمرونة إلى مجموعة المبادئ والقيم التي يتلقاها الفرد منذ مرحلة الطفولة خلال عملية التنشئة الاجتماعية والتي يشترك فيها الذكور والإناث معاً، وكذلك المعايير الثقافية والأخلاقية والاجتماعية التي تفرض على الفرد أن يتكيف مع متطلبات مجتمعه ولا تميز بين الذكور والإناث، كما أن التطور التكنولوجي، والاقتصادي، والاجتماعي الذي شهده العالم يؤثر على المجتمع المصري ويتبعه تغير على مستوى القيم والأفكار والأدوار، حيث لم نعد نلاحظ الاختلاف بين الذكور والإناث في إشباع الحاجات النفسية كالانتماء، وتقدير الذات بل أصبحت الأسرة، والمدرسة، والمجتمع تشجع الإناث على الدراسة والسفر، والعمل بهدف إشباع حاجاتهم النفسية الأساسية.

بحوث مقترحة:

- 1- إجراء دراسات مماثلة على عينات عمرية مختلفة.
- 2- إعداد برامج لتنمية تقدير الذات، والمرونة، وتعزيز الانتماء، والرضا عن الحياة لدى عينات مختلفة.
- 3- التوسع في دراسة الانتماء، والمرونة وعلاقتها ببعض الاضطرابات النفسية لدى مراحل المراهقة المختلفة.

المراجع

- أمان أحمد محمود، عاتكة على السعيد (2014). الانتماء وتقدير مركزية الذات في ضوء بعض المتغيرات الديمغرافية لدى أطفال مرحلتي الطفولة الوسطى والمتأخرة في الكويت، *مجلة العلوم التربوية*، 22(3)، 234 – 307.
- سامي عبد القوي علي، ومحمد أحمد عويضة (1994). الحاجات النفسية لدى طلاب الجامعة "دراسة نفسية مقارنة"، *مجلة علم النفس*، 32، 96-118.
- سناء عبد الفتاح علي (2014). مفاهيم الرضا عن الحياة وتقدير الذات، والعوامل الخمسة الكبرى للشخصية لدى عينة من المسنين، *مجلة التربية*، 4(161)، 409-469.

- على محمد الديب (1994). العلاقة بين التوافق والرضا عن الحياة لدى المسنين وبين استمرارهم في العمل، بحوث في علم النفس على عينات مصرية سعودية عمانية. الهيئة المصرية العامة للكتاب، الجزء الأول، 377 – 415.
- فؤاد أبو حطب، أمال صادق (1991). *مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائي في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية، القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية.*
- محمد السيد عبد الوهاب (2011). أبعاد تقدير الذات المنبئة بالعنف "دراسة على طلاب الثانوي بمحافظة قنا"، *دراسات عربية في علم النفس*، 10 (4)، 701 – 752.
- محمد بوزيان تيغزة (2012). *التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي: مفاهيمها ومنهجيتها بتوظيف حزمة SPSS وليزرل LISREL.* دار المسيرة: الأردن.
- محمد سليمان الوطبان، وجمال محمد على (2005). الفروق بين الجنسين في الحاجات النفسية الأساسية لدى طلبة وطالبات الجامعة في المجتمع السعودي، *مجلة كلية التربية بالزقازيق*، 1-21.
- Arrindell, W., Meeuweses, L & Huyse, F (1991). the satisfaction with life scale (swls): psychometric properties in a non-psychiatric medical outpatients sample, *Personality and Individual Differences*, 12 (2), 117-123.
- Arslan, G. (2016). Psychological maltreatment, emotional and behavioral problems in adolescents: The mediating role of resilience and self-esteem. *Child Abuse & Neglect*, 52, 200-209.
- Arslan, G. (2017). Social exclusion and psychological Social exclusion and psychological mediation and moderation effect of social support. *Child Indicators Research*, 11, 897–918.
- Arslan, G. (2018). School-based social exclusion, affective wellbeing, and mental health problems in adolescents: A study of mediator and moderator role of academic selfregulation. *Child Indicators Research*, 11(3), 963–980.
- Arslan, G. (2019). Mediating role of the self–esteem and resilience in the association between social exclusion and life satisfaction among adolescents. *Personality and Individual Differences*, 151 109514.
- Bajaj, B. & Pande, N. (2016). Mediating role of resilience in the impact of mindfulness on life satisfaction and affect as indices of subjective well-being. *Personality and Individual Differences*, 93, 63–67.
- Baumeister, R. F., & Leary, M. R. (1995). The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. *Psychological Bulletin*, 117(3),497–529.

- Baumeister, R. F., Brewer, L. E., Tice, D. M., & Twenge, J. M. (2007). Thwarting the need to belong: Understanding the interpersonal and inner effects of social exclusion. *Social and Personality Psychology Compass*, 1(1), 506-520.
- Bernstein, J., Graczyk, A., Lawrence, D., Bernstein, E., & Strunin, L. (2011). Determinants of drinking trajectories among minority youth and young adults: The interaction of risk and resilience. *Youth & Society*, 43(4), 1199–1219.
- Brage, D., & Meredith, W. (1994). A causal model of adolescent depression. *The Journal of Psychology*, 128, 455–468.
- Burns, R., Anstey, K., Windsor, T. (2011). Subjective well-being mediates the effects of resilience and mastery on depression and anxiety in a large community sample of young and middle-aged adults. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 45, 240 – 248
- Chen, S., Cheung, F. M., Bond, M. H., & Leung, J. P. (2006). Going beyond self-esteem to predict life satisfaction: The Chinese case. *Asian Journal of Social Psychology*, 9, 24–35.
- Choenarom, C., Williams, R. A., & Hagerty, B. M. (2005). The role of sense of belonging and social support on stress and depression in individuals with depression. *Archives of Psychiatric Nursing*, 19, 18–29.
- Çivitci, N., & Çivitci, A. (2009). Self-esteem as mediator and moderator of the relationship between loneliness and life satisfaction in adolescents. *Personality and Individual Differences*, 47(8), 954–958. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2009.07.022>.
- Diener, E. D., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71–75.
- Diener, E., & Diener, M. (1995). Cross-cultural correlates of life satisfaction and self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68, 653–663.
- Diener, M., & McGavran, M. B. (2008). What makes people happy? A developmental approach to the literature on family relationships and well-being. In M. Eid, & R. J. Larsen (Eds.). *The science of subjective well-being* (pp. 347–375). New York, NY: Guilford.

- Donnellan, M. B., Kenny, D. A., Trzesniewski, K. H., Lucas, R. E., & Conger, R. D. (2012). Using trait-state models to evaluate the longitudinal consistency of global self-esteem from adolescence to adulthood. *Journal of Research in Personality, 46*, 634–645.
- Duru, E., & Balkis, M. (2014). The roles of academic procrastination tendency on the relationships among self-doubt, self-esteem and academic achievement. *Education and Science, 39*(173), 274–287.
- Gilman, R., & Huebner, E. S. (2006). Characteristics of adolescents who report very high life satisfaction. *Journal of Youth and Adolescence, 35*, 293–301.
- Hagerty, B. M., Lynch-Sauer, J., Patusky, K. L., Bouwsema, M., & Collier, P. (1992). Sense of belonging: A vital mental health concept. *Archives of Psychiatric Nursing, 6*(3), 172–177. [https://doi.org/10.1016/0883-9417\(92\)90028-H](https://doi.org/10.1016/0883-9417(92)90028-H).
- Hagerty, B. M., Williams, R. A., Coyne, J. C., & Early, M. R. (1996). Sense of belonging and indicators of social and psychological functioning. *Archives of Psychiatric Nursing, 10*, 235–244.
- Harvey, V. & Retter, K. (2002). Variation by gender between children and adolescents on four basic psychological needs, *International Journal of Reality Therapy, xx1*(2), 33-36.
- Hayas, C., Calvete, E., Barrio, A., Beato, L., Muñoz, P., & Padierna, J (2014). Resilience Scale-25 Spanish version: Validation and assessment in eating disorders, *Eating Behaviors, 15*, 460–463.
- Hjemdal, O., Vogel, P., Solem, S., Hagen, K., & Stiles, T. (2011). The relationship between resilience and levels of anxiety, depression, and obsessive–compulsive symptoms in adolescents. *Clinical Psychology & Psychotherapy, 18*(4), 314–321.
- Howard, M. (2017). Measuring self-esteem instability through a single-administration scale: Still a fruitless endeavor? *Personality and Individual Differences, 104*, 522–532
- Hoyle, R. H., & Crawford, A. M. (1994). Use of individual-level data to investigate group phenomena issues and strategies. *Small Group Research, 25*(4), 464–485. <https://doi.org/10.1177/1046496494254003>.

- Ikiz, E., Cakar, F. (2010). Perceived social support and self-esteem in adolescence. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 5, 2338–2342.
- Johnson, R. A., Rose, J., & Russell, D. W. (1992). Loneliness and interpersonal relationships across the school years. In F. J. Medway & T. P. Cafferty (Eds.), *School psychology: A social psychological perspective* (pp. 377–396). Hardback: Education-Erlbaum Associates.
- Kwan, V. S., Bond, M. H., & Singelis, T. M. (1997). Pancultural explanations for life satisfaction: Adding relationship harmony to self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73(5), 1038–1051.
- Leary, M. R. (2012). Sociometer theory. In E. T. Higgins, A. W. Kruglanski, & P. A. M. Van Lange (Eds.), *The handbook of theories of social psychology*. Vol. 2. (pp. 141–159). London: SAGE.
- Leary, M. R., & Baumeister, R. F. (2000). The nature and function of self-esteem: Sociometer theory. *Advances in Experimental Social Psychology*, 32, 2–51. [http://dx.doi.org/10.1016/S0065-2601\(00\)80003-9](http://dx.doi.org/10.1016/S0065-2601(00)80003-9).
- Leary, M. R., Tambor, E. S., Terdal, S. K., & Downs, D. L. (1995). Self-esteem as an interpersonal monitor: The sociometer hypothesis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68(3), 518–530.
- Lester, D., & Gunn, I. J. F. (2012). Perceived burdensomeness and thwarted belonging: An investigation of the interpersonal theory of suicide. *Clinical Neuropsychiatry*, 9(6), 221–224.
- Liu, Y., Wang, Z., & Lü, W. (2013). Resilience and affect balance as mediators between trait emotional intelligence and life satisfaction. *Personality and Individual Differences*, 54, 850–855.
- Liu, Wang, Zohu, Li, (2014). Affect and self-esteem as mediators between trait resilience and psychological adjustment. *Personality and Individual Differences*, 66, 92–97.
- Losoi, H., Turunen, S., Wäljas, M., Helminen, M., Öhman, J., Julkunen, J., & Rosti-Otajärvi (). Psychometric Properties of the Finnish Version of the Resilience Scale and its Short Version, *Psychology, Community & Health*, 2(1), 1–10, doi:10.5964/pch.v2i1.40.
- Luthar, S. S., Cicchetti, D., & Becker, B. (2000). The construct of resilience: A critical evaluation and guidelines for future work. *Child Development*, 71, 543–562.

- Mak, W., Ng, I., & Wong, C. (2011). Resilience: Enhancing well-being through the positive cognitive triad. *Journal of Counseling Psychology*, 58, 610–617.
- Malone, Pillow, Osman, (2012). The General Belongingness Scale (GBS): Assessing achieved belongingness. *Personality and Individual Differences*, 52, 311–316.
- Maner, J. K., DeWall, C. N., Baumeister, R. F., & Schaller, M. (2007). Does social exclusion motivate interpersonal reconnection? Resolving the “porcupine problem”. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92(1), 42–55. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.92.1.42>.
- Marsh, H. W., & O’Mara, A. (2008). Reciprocal effects between academic selfconcept, self-esteem, achievement, and attainment over seven adolescent years: Unidimensional and multidimensional perspectives of self-concept. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 34, 542–552. <https://doi.org/10.1177/0146167207312313>.
- Maslach, C., Jackson, S. E., Leiter, M. P., Schaufeli, W. B., & Schwab, R. L. (1986). *Maslach burnout inventory*. Vol. 21, Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press 3463–3464.
- Masten, A. S. (2007). Resilience in developing systems: Progress and promise as the fourth wave rises. *Development and Psychopathology*, 19, 921–930.
- Okada, R. (2010). A meta-analytic review of the relation between self-esteem level and self-esteem instability. *Personality and Individual Differences*, 48, 243–246.
- Olsson, C. A., Bond, L., Burns, J. M., Vella-Brodrick, D. A., & Sawyer, S. M. (2003). Adolescent resilience: A concept analysis. *Journal of Adolescence*, 26, 1–11.
- Orth, U., & Robins, R. W. (2014). The development of self-esteem. *Current Directions in Psychological Science*, 23(5), 381–387. <https://doi.org/10.1177/0963721414547414>.
- Percy, A. (2008). Moderate adolescent drug use and the development of substance use self-regulation. *International Journal of Behavioral Development*, 32(5), 451–458.

- Pinheiro, M., Matos, A., Pestana, C., Oliveira, S., & Costa, J. (2015). The Resilience Scale: A study in a Portuguese adult sample. *The European Proceedings of Social & Behavioural Sciences (EPSBS)*, 67-80. <http://dx.doi.org/10.15405/epsbs.2015.08.7>.
- Rutter, M. (2006). Implications of resilience concepts for scientific understanding. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1094(1), 1–12.
- Shi, M., Wang, X., Bian, Y., & Wang, L. (2015). The mediating role of resilience in the relationship between stress and life satisfaction among Chinese medical students: A cross-sectional study. *BMC Medical Education*, 15(1), 2–7. <https://doi.org/10.1186/s12909-015-0297-2>.
- Stephens, N. M., Townsend, S. S., Markus, H. R., & Phillips, L. T. (2012). A cultural mismatch: Independent cultural norms produce greater increases in cortisol and more negative emotions among first-generation college students. *Journal of Experimental Social Psychology*, 48, 1389–1393. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2012.07.008>.
- Suldo, S. M., & Huebner, E. S. (2006). Is extremely high life satisfaction during adolescence advantageous? *Social Indicators Research*, 78, 179–203.
- Wagnild, G., & Young, H. M. (1990). Resilience among older women. *Journal of Nursing Scholarship*, 22, 252–255.
- Waldeck, D., Tyndall, I., & Chmiel, N. (2015). Resilience to ostracism: A qualitative inquiry. *The Qualitative Report*, 20(10), 1646–1670.
- Williams, K. D. (2007). Ostracism. *Annual Review of Psychology*, 58(1), 425–452.
- Wills, T., Ainette, M., Stoolmiller, M., Gibbons, F., & Shinar, O. (2008). Good self-control as a buffering agent for adolescent substance use: An investigation in early adolescence with time-varying covariates. *Psychology of Addictive Behaviors*, 22(4), 459–471.
- Yarcheski, A, Mahon, NE, Yarcheski, TJ (2001) Social support and well-being in early adolescents: The role of mediating variables. *Clinical Nursing Research* 10(2), 163–181.
- Yu, X., & Zhang, J. (2007). Factor analysis and psychometric evaluation of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC) with Chinese people. *Social Behavior and Personality: An international journal*, 35, 19-30.

- Zeigler-Hill, V., Holden, C., Enjaian, B., Southard, A., Besser, A., Li, H., Zhang, Q., (2015). Self-Esteem Instability and Personality: The Connections Between Feelings of Self-Worth and the Big Five Dimensions of Personality. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 41(2) 183–198.
- Zemba, V. (2019). Defining, measuring, and enhancing resilience for small groups. *Safety Science*, 120, 603–616.
- Zhang, L., & Leung, J. (2002). Moderating effects of gender and age on the relationship between self-esteem and life satisfaction in mainland Chinese. *International Journal of Psychology*, 37, 83–91.
- Zolkoski, S., & Bullock, L. (2012). Resilience in children and youth: A review. *Children and Youth Services Review*, 34(12), 2295–2303.

Self-Esteem Instability and Resilience as Mediating Variables between Belonging and Life Satisfaction among Adolescents

Ahmed K. A. El-Bahnsawy

Asmaa O. Diab

Assistant professor, Faculty of Art,

Assistant professor, Faculty of Education,

Assuit University

The New Valley University

asmaaothman1981@yahoo.com

dr_ahmedkamal83@yahoo.com

Abstract

The study aimed to examine the standard model of belonging, self-esteem instability, resilience and life satisfaction, in addition to identifying the mediating model of self-esteem instability and resilience as mediators between belonging and life satisfaction among a sample of adolescents. The study also aimed to identify the fundamental differences according to differences in gender, residence, grade levels, and interaction between them on the variables of the study. The sample comprised 446 students enrolling in high school (111 males, 335 females) with ages ranged 15-20 years ($M= 16.83$, $SD=0.97$). Results showed factorial validity, good internal consistency, Cronbach's alpha, and split half reliability of the study measures. The results also revealed a structural model that has excellent conformity indicators of $X^2 = 281.104$, $DF = 157$, $df / X^2 = 1.790$, $CFI = 0.910$, $RMSEA = 0.042$, $IFI = 0.912$, $TLI = 0.900$, $GFI = 0.942$. Results also showed that rejection/social exclusion predicts self-esteem instability and life satisfaction, and found self-esteem instability predicts resilience and the overall degree of resilience predicts life satisfaction. The results also indicated that there are no differences according to the variables of gender, place of residence, and the classroom, and the interaction between them on the variables of belonging, self-esteem instability, resilience, and life satisfaction except for the presence of differences with gender variable on the dimension of acceptance/inclusion, and the classroom variable on rejection/social exclusion dimension.

Key Words: Belonging, self-esteem instability, resilience, life satisfaction, and adolescents.