

الخصائص السيكومترية والبنية العاملية للنسخة المُعرّبة من

قائمة الخمسة الكبار-2 لدى عينة من المراهقين الجزائريين

Psychometric Properties and Factor Structure of the Arabic of the Big Five Inventory-2 among Algerian Adolescents

زغماتي إيمان^{1*}، علي تودرت نسيم²¹ مخبر علم النفس المرضي والأنثروبولوجيا التحليلية، جامعة الجزائر 2 (الجزائر)، [imene.zeghamati@univ-](mailto:imene.zeghamati@univ-alger2.dz)[alger2.dz](mailto:imene.zeghamati@univ-alger2.dz)² مخبر علم النفس العيادي والقياسي، جامعة الجزائر 2 (الجزائر)، nassima.alitoudert@univ-alger2.dz

تاريخ الاستلام : 2026/05/19 ؛ تاريخ القبول : 2026/09/27

ملخص: هدفت هذه الدراسة إلى فحص الخصائص السيكومترية للنسخة المُعرّبة من قائمة الخمسة الكبار-2 لدى عينة من المراهقين الجزائريين، بلغت (288) مشاركا، تتراوح أعمارهم بين 11 و16 سنة (متوسط العمر=14.3، والانحراف المعياري=1.6). تم تقييم الاتساق الداخلي باستخدام معامل ألفا لكرونباخ وأوميغا لماكدونالد، في حين تم فحص الصدق البنائي بالاعتماد على التحليل الموازي، وتحليل المكونات الأساسية، والتحليل العاملي التوكيدي. أظهرت النتائج مؤشرات ثبات مقبولة على مستوى السمات الكبرى (0.73-0.87؛ $\alpha = 0.73-0.87$) والفرعية ($\alpha \geq 0.61$)، كما دعمت نتائج التحليل العاملي التوكيدي نموذج "ثلاثة جوانب مع عامل الإذعان"، والذي أظهر مؤشرات مطابقة جيدة (CFI= ≥ 0.95 ; TLI= ≥ 0.95 ; RMSEA = ≤ 0.08). وبصفة عامة، تُقدّم النتائج أدلة أولية داعمة لثبات وصدق البنية العاملية للنسخة المُعرّبة من قائمة الخمسة الكبار-2 لدى المراهقين الجزائريين. ومع ذلك، لا تزال هناك حاجة إلى المزيد من الدراسات للتحقق من الصدق التقاربي، والصدق المرتبط بالمحك، وتكافؤ القياس عبر المجموعات الديمغرافية المختلفة.

الكلمات المفتاحية: قائمة الخمسة الكبار-2؛ خصائص سيكومترية؛ ثبات؛ صدق بنائي؛ مراهقين جزائريين.

Abstract: This study examined the psychometric properties of the Arabic version of the Big Five Inventory-2 in a sample of Algerian adolescents (N = 288; aged 11-16 years, M = 14.3, SD = 1.6). Internal consistency was assessed using Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficients, while construct validity was investigated through parallel analysis, principal component analysis, and confirmatory factor analysis. The findings showed acceptable reliability at both the domain level ($\alpha = 0.73-0.87$; $\omega = 0.79-0.89$) and facet level ($\alpha \geq 0.61$). Confirmatory factor analysis further supported the "three facets plus acquiescence" model, which demonstrated satisfactory fit indices (CFI ≥ 0.95 ; TLI ≥ 0.95 ; RMSEA ≤ 0.08). Overall, the results provide preliminary support for the reliability and structural validity of the Arabic BFI-2 among Algerian adolescents. However, additional research is needed to examine convergent validity, criterion-related validity, and measurement invariance across different demographic groups.

Keywords: Big Five Inventory-2; Psychometric properties; Reliability; Construct validity; Algerian Adolescents.

* ايمان زغماتي.

1- مقدمة

إن دراسة الشخصية لا تنطوي فقط على وصف ما هو مشترك ومستقر نسبيا بين الأفراد من نفس العمر، بل تسعى للكشف عن الفروق في بنية الشخصية بين الفئات العمرية المختلفة، والبحث في مسار نموها، وانعكاسات ذلك على جوانب الحياة الأكاديمية، والمهنية، والاجتماعية، والصحتين النفسية، والجسدية. ولتنظيم تلك الجهود البحثية وتسهيل تراكم الملاحظات الميدانية، ظهرت العديد من النماذج التي تصف الشخصية في عدد محدد من الأبعاد، مثل نموذج السمات الخمس الكبرى Big Five Model (Goldberg, 1990)، الذي لقي رواجا كبيرا منذ أول ظهور له في النصف الأول من القرن العشرين، وأصبح الإطار المرجعي لأغلب أبحاث الشخصية لدى الراشدين.

وعلى عكس مرحلة الرشد التي يتسم أفرادها بالنضج والاستقرار النسبي على مختلف الأصعدة، تُعنى مرحلة المراهقة بمجموعة من التغيرات البيولوجية والعصبية التي تُؤثر على مفهوم الذات، والديناميكية الأسرية، والعلاقات الاجتماعية، والمسؤوليات والتطلّعات المستقبلية. (غراب، 2014) وكما قد تضع المراهق محل صراعات داخلية وخارجية تزيد من احتمالية ظهور اضطرابات نفسية معينة، فإنها تُوفّر له فرصا مختلفة لتنمو فيها شخصيته وتستقر سماتها (Zhang et al., 2022). وبالتالي لا يمكن أن تكون سمات الشخصية لدى المراهقين مجرد نسخ مُصغّرة من نظيرتها لدى الراشدين (Brandes et al., 2019; Costa et al, 2019)، بل ستعكس بالضرورة مختلف الخصائص النمائية التي تُعنى بهذه المرحلة. وبقدر ما تُمثّل هذه الأخيرة ميدانا خصبا للدراسات النفسية، بقدر ما تستدعي وجود أدوات قياس ملائمة وصالحة تُقدّم استدلالات عادلة في حق المراهقين.

لقد جرت العادة في مجال قياس شخصية المراهقين إما أن يتم تطبيق المقاييس على غير الفئات العمرية المصمّمة لها دون التحقق من صلاحيتها السيكمترية، أو الاستعانة بقوائم الملاحظين من الراشدين لإجراء التقييم، أو أن يتم بناء أدوات خاصة بهم (Vicentini et al., 2025). وإن يقوم كل توجّه على مُبررات معقولة كتسهيل مقارنة النتائج بين مختلف المراحل العمرية؛ الموثوقية في تقييمات الراشدين من الأهل أو المعلمين لشخصية المراهقين؛ وأخذ خصائصهم النمائية بعين الاعتبار، فإن الاعتماد على احداها يشوبه العديد من القيود. فالتوجّه الأخير يستنفذ الوقت والعديد من الموارد المادية، والاعتماد على تقييمات الراشدين يُلغي استبطان المراهقين بعالمهم الداخلي ويُقدّم تقديرات منحازة أو غير دقيقة، كما قد لا يُناسب مستوى التجريد اللغوي للبند ومحتواها في التوجّه الأول قدرات المراهقين المعرفية وحياتهم الخاصة، ممّا يُصعّب عليهم فهمها (McCrae et al., 2005; De Fruyt et al., 2009; Du et al., 2025). وعليه، يلجئ العديد من الباحثين إلى تكييف المقاييس المُوجّهة للراشدين على فئة المراهقين، كحل وسط يجمع بين القابلية لمقارنة نتائج هذه المقاييس بين الفئتين من جهة، وضمان ملاءمتها النمائية والثقافية من جهة أخرى، دون الحاجة إلى بناء أدوات جديدة بالكامل أو الاعتماد حصرا على تقييمات الأطراف الخارجية.

ونجد من بين هذه المقاييس الإصدار الثاني من قائمة الخمسة الكبار Big Five Inventory-2 (Soto & John, 2017) الذي يسمح بوصف شخصية الأفراد في نظام هيكلي ذي خمس سمات أساسية (الانفعالية السلبية، والقبول، والاتقان، والانبساط والانفتاح الذهني)، و15 سمة فرعية facets، يقيسها عدد متساو ومختصر وواضح من العبارات السالبة والموجبة. ونظرا لشموليته ودقته في الوصف، وقصره وسهولة تطبيقه وتصحيحه، وفعاليته في التحكم في عامل الإذعان acquiescence؛ أي الميل للاستجابة بنعم أو لا بغض النظر عن محتوى البند، مقارنة بالإصدار الأول (BFI, John et al., 1991)، رُشّحت القائمة بنسخها الكاملة (60 بند)، والقصيرة (30 بند)، والمختصرة (15 بند) كبديل ملائم للعديد من المقاييس الطويلة في السياقات البحثية، كما نُقلت إلى بيانات ثقافية مُتعدّدة كالألمانية (Danner et al., 2019)، والتركية (Cemalcilar et al., 2021)، والعربية من الكويت (Al-Ansari & Alali, 2020) والجزائر (زغماتي وعلي تودرت، قيد المراجعة) والتي أظهرت جميعها أداء سيكومتريًا مكافئًا للنسخة الأصلية، وأضافت المزيد من الأدلة حول تماثل بنية الشخصية لدى الراشدين على اختلاف تلك السياقات الثقافية.

أما لدى المراهقين، فقد أشارت دراسة (Ober et al., 2022) التي أُجريت على 834 ممتدّسا بثنائيات الوسط الغربي للولايات المتحدة الأمريكية، والذين تتراوح أعمارهم من 14 إلى 18 سنة [444 أنثى، متوسط عمر قدره 16.76 وانحراف معياري قدره 0.87] إلى محافظة الأداة على بنيتها العاملية الأصلية، بعد التحكم في أثر الإذعان على مستوى البنود، مع تسجيل مؤشرات مطابقة ضعيفة بالنسبة لبعد الانفتاح الذهني. كما توصلت دراسة (Zhang et al., 2022) التي أُجريت على 315 ممتدّسا بالصف العاشر في إحدى الثانويات الصينية [15-16 سنة، 163 أنثى، متوسط عمر قدره 16.20 وانحراف معياري قدره 0.61]، إلى إمكانية استخراج البنية العاملية للأداة سواء باستخدام السمات الفرعية 15 أو البنود 60، مع وجود مستويات مقبولة من الاتساق الداخلي لبنود السمات الكبرى (بين 0.75 إلى 0.83) والفرعية (0.64 بالمتوسط). وهي نتائج مقاربة مما قدّمته دراسة (Shuai, et al., 2026) بعد تطبيق القائمة على 450 مراهقا يُمارس رياضة كرة القدم [215 أنثى، متوسط عمر قدره 12.94، وانحراف معياري قدره 0.78] من 12 مدينة في مقاطعة Shandong الصينية. وبذلك، تُشير هذه النتائج مُجمّعة إلى وجود أدلة أولية تدعم صلاحية تطبيق الإصدار الثاني من قائمة الخمسة الكبار على المراهقين.

لكن، وبالنظر إلى محدودية الأدلة المتوفرة؛ على حد علمنا، حول صلاحية تطبيق النسخة المُعرّبة من هذه القائمة على عينة من المراهقين في السياق العربي عموما والجزائري خصوصا، ومع الحاجة المتزايدة إلى أدوات مختصرة، تُقدّم وصفا شاملا ودقيقا لشخصية هذه الفئة العمرية بقياسها للسمات الكبرى والفرعية في آن واحد، وتسمح بمقارنة النتائج عبر المراحل النمائية، تأتي الدراسة الحالية لتحقيق من الخصائص السيكومترية لهذه القائمة، وفقا للمنهجية المُعتمد عليها في (Soto & John, 2017). وبناء على ذلك، نطرح التساؤل التالي:

- هل تُحافظ النسخة المعرّبة من الإصدار الثاني لقائمة الخمسة الكبار على اتساقها الداخلي وبنيتها العملية عند تطبيقها على عينة من المراهقين الجزائريين؟ وحسب الأدلة المشار إليها أعلاه، نتوقع أن:

1. تُظهر النسخة المعرّبة من الإصدار الثاني من قائمة الخمسة الكبار مؤشرات مقبولة من الاتساق الداخلي على مستوى السمات الكبرى والفرعية عند تطبيقها على عينة من المراهقين الجزائريين.

2. تُحافظ النسخة المعرّبة من الإصدار الثاني من قائمة الخمسة الكبار على بنيتها العملية عند تطبيقها على عينة من المراهقين الجزائريين.

2- الطريقة والأدوات:

2-1. منهج وأداة الدراسة

يندرج العمل الحالي في إطار الدراسات السيكمترية التي تهدف إلى فحص ثبات وصدق أدوات القياس، والتحقق من صلاحية تطبيقها في السياقات الأصلية أو عبر الثقافية. وتتمثل أداة الدراسة الحالية في النسخة المعرّبة من قائمة الخمسة الكبار 2-Big Five Inventory (Soto & John, 2017; Al-Ansari & Alali, 2020)، والتي تتكوّن من 60 بنداً موزعة على خمس سمات كبرى (بمقدار 12 بنداً لكل سمة)، وخمسة عشر سمة فرعية (بمقدار 4 بنود لكل سمة)، كما يُشير إليه الجدول 1.

الجدول (1): توزيع بنود قائمة الخمسة الكبار على السمات الكبرى والفرعية

البنود	الجوانب	السمة الكبرى
4R- 34- 49R- 19	القلق Anxiety	الانفعالية السلبية
39- 24R- 54- 9R	الاكتئاب Depression	Negative Emotionality
29R- 59- 44R-14	التقلب الوجداني Emotional Volatility	
16R -1 -31R- 46	الاجتماعية Sociability	الانبساط
41-56-26R-11R	مستوى النشاط Energy Level	Extraversion
6- 21- 36R- 51R	الحزم Assertiveness	
55R- 10- 25R- 40	الفضول الفكري Intellectual Curiosity	الانفتاح العقلي
30R- 60- 45R- 15	الخيال الإبداعي Creative Imagination	Open-Mindedness
20- 5R- 35- 50R	الحس الجمالي Aesthetic Sensitivity	
3R- 33- 48R- 18	النظام Organization	الالتقان
8R- 38- 53- 23R	الإنتاجية Productiveness	Conscientiousness
43- 58R- 13- 28R	المسؤولية Responsibility	
47R- 2- 32- 17R	التعاطف Compassion	القبول
52- 7- 37R- 22R	الاحترام Respectfulness	Agreeableness

ملاحظة: تُشير R إلى البنود السالبة، المصدر: زغماتي وعلي تودرت، 2025، ص123

كُتِبَت البنود على شكل عبارات قصيرة، مصحوبة إما بمرادف (مثل: خجول أحياناً، انطوائي)، بتعريف (مثل: مستقر انفعالياً، لا ينزعج بسهولة) أو بسياق توضحي (مثل: يعتقد أن الشَّعر أو المسرحيات مملة). ويستغرق المشارك مدة 10 دقائق للإجابة على تلك البنود، باختيار أحد البدائل الخمسة التي تنطبق عليه: لا أؤيد قطعاً، لا أؤيد، محايد، أؤيد، أؤيد بشدة. وتُصحح البنود الموجبة بمنح البديل الأول درجة 1 والبديل الأخير درجة 5، بينما تُصحح البنود السالبة بمنح درجة 5 للبديل الأول و1 للبديل الأخير. (Soto & John, 2017)

2-2. عينة الدراسة

طُبِّقَت النسخة المُعرَّبة من الإصدار الثاني من قائمة الخمسة الكبار، إلى جانب مجموعة أخرى من المقاييس في إطار انجاز أطروحة الدكتوراه، وذلك على عينة مُتاحة من المراهقين الملتحقين بمتوسطة رابطة محمد وثانوية خالد الشريف بوسماحة بمدينة تيبازة، خلال الفصل الأول من الموسم الدراسي 2024/2025 وتحت إشراف مستشارتي التوجيه بالمؤسستين. واعتمد في إجراء الدراسة الحالية على جزء من تلك العينة، مقداره 288 مشاركاً، تتراوح أعمارهم من 11 إلى 16 سنة (بمتوسط عمر قدره 14.3 وانحراف معياري قدره 1.6)، موزعين على مختلف مستويات مرحلتي التعليم المتوسط والثانوي. ونظراً لغلبة الإناث (56.2%) والفئة العمرية 14-16 سنة (80.9%)، والمستوى الاقتصادي المتوسط (79.8%)، فإن العينة الحالية أقرب في خصائصها إلى دراستي (Ober et al., 2022; Zhang et al., 2022) من دراسة (Shuai, et al., 2026). ويأتي الجدول 2 ليوضح المزيد عن هذه العينة.

الجدول (2): خصائص عينة الدراسة الحالية

الخصائص	العدد	النسبة المئوية
نوع الجنس	162	56.2%
إناث		
ذكور	126	43.8%
المرحلة التعليمية	96	33.4%
التعليم المتوسط		
التعليم الثانوي	192	66.6%
السن	55	19.1%
11-13		
14-16	233	80.9%
المستوى الاقتصادي	20	7.1%
منخفض		
متوسط	225	79.8%
مرتفع	37	13.1%
لم يُصرَّح بالمستوى الاقتصادي	6	2.1%

المصدر: من إعداد الباحثين

وبالرغم من أن النسبة المثلثية لإجراء التحليل العاملي تتراوح من 5 إلى 10 أفراد لكل بند؛ أي حوالي 300 إلى 600 مشاركا لـ 60 بنداً، والتي تفوق حجم العينة الحالية ($N=288$)، تُشير بعض الأدبيات إلى إمكانية الاعتماد على أحجام أصغر في حال توفر بعض الشروط، مثل وجود تشعبات عالية ووضوح البنية العاملية. (McCallum et al., 1999)

2-3. أساليب معالجة البيانات

أُجريت المعالجة الإحصائية وفق المنهجية المعتمدة في الدراسة الأصلية لـ (Soto & John, 2017) والمتمثلة في:

- فحص الاتساق الداخلي لبنود القائمة بالاعتماد على معامل ألفا لكرونباخ لسهولة مقارنة نتائجه بالدراسات السابقة، ومعامل أوميجا لماكدونالد، نظراً لتقديراته الدقيقة في حالة المقاييس متعددة الأبعاد (Padilla & Divers, 2016). ويُفترض أن يُظهر كلا المعاملين قيمة مقبولة، مع احتمال انخفاضها على مستوى السمات الفرعية ($0.60 \sim$)، نظراً لقلة عدد بنودها، كما أشارت إليه الدراسات السابقة (Ober et al., 2022; Zhang et al., 2022).
 - التأكد من مدى كفاية العينة للتحليل العاملي ومدى اختلاف مصفوفة الارتباطات بين المتغيرات (أي البنود) عن مصفوفة الوحدة، بالاعتماد على اختبار بارتليت Bartlett الذي ينبغي أن تكون قيمته دالة إحصائياً ($0.05 <$) واختبار كيزر-ماير أولكين KMO الذي يتطلب أن تتجاوز قيمه لكافة المصفوفة ولكل بند 0.50 (تيغزة، 2012).
 - التحقق من إمكانية استخراج مصفوفة خماسية المكونات باستخدام: البنود الخام، والبنود التي تم معالجتها من أثر الإذعان بطرح متوسط إجابات الأفراد من جميع بنود الأداة (within-person centering)، والسمات الفرعية الخمسة عشر بعد عكس ترميز بنودها السالبة وحساب درجاتها الكلية. ويتم ذلك بالاعتماد على التحليل الموازي Parallel Analysis وتحليل المكونات الرئيسية Principal Component Analysis بالتدوير المتعامد varimax. ويُتوقع أن نتوصل إلى ست مكونات في التطبيق الأول، أين يُمثّل المكون السادس عامل الإذعان، بينما نتحصّل على خمس مكونات تعكس البنية المنصوص عليها نظرياً، مع تسجيل تشعبات تفوق 0.30 (بالقيمة المطلقة) على السمة الأم، وذلك في التطبيقين الثاني والثالث.
 - فحص البنية العاملية للأداة بتنفيذ التحليل العاملي التوكيدي بطريقة weighted least squares mean and variance adjusted، ومقارنة جودة مطابقة ثلاث نماذج اقترحها صاحبي الأداة (Soto & John, 2017) لبيانات الدراسة الحالية وهي:
1. نموذج السمة الكبرى الواحدة single domain model الذي يُسمح فيه للبنود 12 بالتشعب على عامل واحد.

2. نموذج ثلاث جوانب **three facets model** الذي يتضمن ثلاث عوامل تُمثِّل جوانب السمة الكبرى، ويُسمح فيه للبنود أن تتشعب على عاملٍ عامٍ واحدٍ فقط، مع وجود ارتباطات بين العوامل الثلاث.

3. نموذج السمات الثلاث إضافة إلى عامل الإذعان **three facets plus acquiescence model** الذي يُضيف إلى النموذج السابق عاملاً يقيس نسبة ميل الأفراد إلى الاستجابة بنعم "yea-saying" أو لا "nah-saying". ويُسمح فيه للبنود بالتشعب على نفس العامل والسمة الفرعية التي تقيسها في آن واحد، شرط ألا ترتبط هذه الأخيرة بعامل الإذعان. (pp. 127-128). ويُفترض أن يُظهر النموذج الثالث مؤشرات مطابقة أفضل من النموذجين الأولين، نظراً لفصله لتأثير الإذعان عن الاستجابات الحقيقية للأفراد، وذلك من خلال الحصول على أقل قيمة ممكنة لـ X^2 ، قيم CFI و TLI التي تفوق 0.95، قيمة RMSEA التي تقل عن 0.08.

واعتمد في تنفيذ جميع هذه الإجراءات على حزم Psych (Revelle, 2026)، و SemTools (Jorgensen et al., 2026)، وحزمة dplyr (Wickham et al., 2026)، وحزمة summarytools (Cumtois, 2026) التي تُوفِّرها اللغة الإحصائية R (V. 4.4.2; R Core Team, 2026).

3- النتائج ومناقشتها:

3-1. الاتساق الداخلي للأداة على مستوى السمات الكبرى والفرعية

يُشير الجدول 3 إلى قيم مؤشري الاتساق الداخلي لبنود السمات الكبرى والفرعية المُضمنة في الإصدار الثاني من قائمة الخمسة الكبار، والتي يتضح أنها قيم مقبولة ومنقاربة. إذ تتراوح قيم معاملات ألفا من 0.73 بالنسبة لبنود الانفتاح العقلي إلى غاية 0.87 بالنسبة لبنود الانفعالية السلبية، كما تتراوح قيم معاملات أوميغا من 0.79 إلى 0.89 بالنسبة لنفس البنود. وفيما يتعلّق بالسمات الفرعية، اتخذت معاملات ألفا قيماً تتراوح من 0.61 بالنسبة لبنود الحس الجمالي والخيال الإبداعي والمسؤولية إلى غاية 0.81 بالنسبة لبنود الاجتماعية، بينما اتخذ معامل أوميغا قيماً تتراوح من 0.66 بالنسبة لبنود الحس الجمالي إلى 0.87 بالنسبة لبنود الاجتماعية.

الجدول (3): تقديرات معاملات ألفا وأوميغا على مستوى السمات الكبرى والفرعية

السمات الكبرى والفرعية		الثبات	
		ω	α
الانبساط		0.85	0.81
1. الاجتماعية		0.87	0.81
2. الحزم		0.73	0.67
3. مستوى النشاط		0.77	0.67
القبول		0.87	0.84
4. التعاطف		0.70	0.64

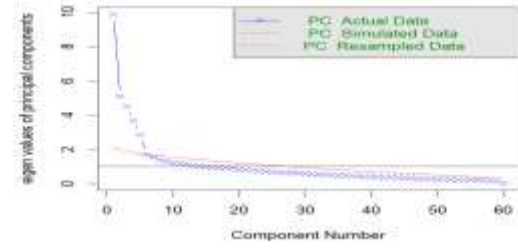
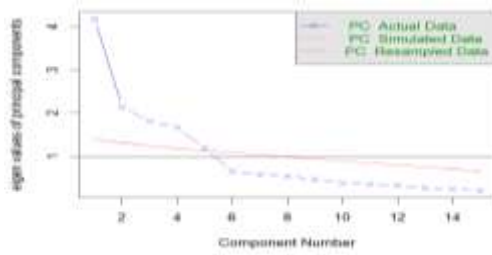
0.78	0.72	5. الاحترام
0.70	0.66	6. الثقة
0.89	0.86	الاتقان
0.79	0.75	7. الإنتاجية
0.82	0.80	8. النظام
0.75	0.61	9. المسؤولية
0.89	0.87	الانفعالية السلبية
0.73	0.69	10. القلق
0.83	0.76	11. الاكتئاب
0.86	0.80	12. القلب الوجداني
0.79	0.73	الانفتاح
0.68	0.62	13. الفضول الفكري
0.66	0.61	14. الحس الجمالي
0.70	0.61	15. الخيال الابداعي
0.75/0.86	0.70/0.82	المتوسط

ملاحظة: α معامل ألفا لكرونباخ، w معامل أوميجا لماكدونالد، القيم المظللة بالأسود خاصة بالسّمات الكبرى، القيم على يمين / خاصة بالسّمات الكبرى والأخرى خاصة بالسّمات الفرعية. المصدر: من إعداد الباحثين.

3-2. البنية العاملية للإصدار الثاني من قائمة الخمسة الكبار

3-2-1. على مستوى السّمات الكبرى

بعد التأكد من كفاية عينة الدراسة (MSA الكلي = 0.83، MSA لكل بند [0.66-0.91] > 0.50) واختلاف الارتباطات بين البنود عن مصفوفة الوحدة (p. value = 7673.205 (1770) ; χ^2 = 7673.205 (1770) ; $p < 0.05$)، تم إجراء التحليل الموازي Parallel analysis باستخدام البنود الخام، والذي أسفر عن وجود ست مكونات أساسية. ولكن، بعد معالجة هذه البنود من أثر الإذعان، بطرح متوسط إجابات الأفراد من جميع بنود الأداة within-person centering، أشار نفس التحليل إلى وجود خمس مكونات أساسية تقع فوق الخط الأحمر، كما يوضحه الشكل 1، وهي نتيجة مطابقة لما أشار إليه التحليل الموازي باستخدام السّمات الفرعية 15، كما يوضحه الشكل 2.



الشكل (2): عدد المكونات المستخرجة

باستخدام السمات الفرعية

المصدر: من إعداد الباحثين

الشكل (1): عدد المكونات المستخرجة باستخدام

السمات الكبرى

المصدر: من إعداد الباحثين

وفي نفس السياق، أشار تحليل المكونات الأساسية PCA سواء باستخدام البنود المعالجة (الجدول 5) أو السمات الفرعية (الجدول 6) إلى إمكانية استخراج مصفوفة خماسية المكونات، تُفسّر قيما متفاوتة من التباين، مع تسجيل تشبعات من معتدلة إلى قوية على المكونات الأم. فعلى سبيل المثال، تُفسّر المصفوفة الموضّحة في الجدول 5 ما مقداره 43.1 % من التباين الملاحظ، بتشبعات تتراوح من 0.304 إلى غاية 0.768 بالقيم المطلقة (0.572 بالمتوسط). كما تُفسّر المصفوفة الموضّحة في الجدول 6 ما نسبته 73.2 % من التباين الملاحظ، بتشبعات قوية تتراوح من 0.669 إلى غاية 0.907 (0.793 بالمتوسط). إضافة إلى ذلك، نلاحظ وجود تشبعات ثانوية قليلة ودالة نظريا على مستوى السمات الفرعية وبنودها، كتشبع سمة الاكتئاب سلبا على مكون الانبساط، وتشبع من سمة الحزم سلبا على مكون القبول، وسمة الاحترام على مكون الاتقان، والتي ستناقش في الجزء الموالي.

الجدول (5): المصفوفة الناتجة عن تحليل المكونات الأساسية باستخدام البنود المعالجة من أثر الإذعان

التشبعات					بنود القائمة
الانفتاح RC2 العقلي	الانفعالية السلبية RC5	الاتقان RC3	القبول RC1	الانبساط RC4	
				0.764	البند 1
				0.395	البند 6
			-0.373	-0.355	البند 11
				-0.766	البند 16
			-0.354	0.498	البند 21
				-0.427	البند 26
				-0.674	البند 31
				-0.409	البند 36

			0.313	0.578	البند 41
				0.725	البند 46
		-0.304		-0.486	البند 51
			0.392	0.604	البند 56
			0.610		البند 2
		0.332	0.537		البند 7
			-0.556		البند 12
-0.329			-0.315		البند 17
			-0.605		البند 22
			0.696		البند 27
			0.654		البند 32
			-0.684		البند 37
			-0.368	-0.300	البند 42
			-0.733		البند 47
			0.587		البند 52
			-0.733		البند 57
		-0.741			البند 3
		-0.680			البند 8
		0.484			البند 13
		0.671			البند 18
		-0.582			البند 23
		-0.592			البند 28
		0.754			البند 33
		0.685			البند 38
		0.497	0.327		البند 43
		-0.585			البند 48
		0.670			البند 53
		-0.596			البند 58
	-0.707				البند 4
	-0.423			0.363	البند 9

	0.524			-0.319	البند 14
	0.408		-0.391		البند 19
	-0.431			0.307	البند 24
	-0.783				البند 29
	0.676				البند 34
	0.620			-0.360	البند 39
	-0.716				البند 44
	-0.690				البند 49
	0.571			-0.356	البند 54
	0.768				البند 59
-0.356					البند 5
0.354					البند 10
0.518					البند 15
0.539					البند 20
-0.535					البند 25
-0.576					البند 30
0.469					البند 35
0.574					البند 40
-0.554					البند 45
-0.474					البند 50
-0.602					البند 55
0.608					البند 60
3.837	5.428	5.851	5.993	4.758	المجموع
% 6.4	% 9	% 9.8	% 10	% 7.9	التباين الجزئي
%43.1					التباين الكلي

ملاحظة: تُشير القيم المظللة بالرمادي إلى التشبعات الأولية بينما تُشير القيم المظللة بالأسود إلى التشبعات الثانوية. المصدر: من إعداد الباحثين.

الجدول (6): المصفوفة الناتجة عن تحليل المكونات الأساسية باستخدام السمات الفرعية.

السمات الفرعية	التشبعات
----------------	----------

الانقباض RC4	القبول RC1	الاتقان RC3	الانفعالية السلبية RC5	الانفتاح العقلي RC2	
0.907					الاجتماعية
0.562	-0.404				الحزم
0.816					مستوى النشاط
	0.824				التعاطف
	0.779	0.324			الاحترام
	0.810				الثقة
		0.846			التنظيم
		0.833			الإنتاجية
		0.812			المسؤولية
			0.878		القلق
-0.345			0.669		الاكتئاب
			0.862		التقلب الوجداني
				0.769	الفضول الفكري
				0.716	الحس الجمالي
				0.790	الخيال الابداعي
2.095	1.862	2.382	2.454	2.177	المجموع
14%	12.4%	15.9%	16.4%	12.4%	التباين الجزئي
73.2%					التباين الكلي

ملاحظة: تُشير القيم المظلمة بالرمادي إلى التشبعات الأولية بينما تُشير القيم المظلمة بالأسود إلى التشبعات الثانوية. المصدر: من إعداد الباحثين.

2-2-3. على مستوى السمات الفرعية

يُوضّح الجدول 7 مؤشرات جودة المطابقة الناتجة عن التحليل العاملي التوكيدي لثلاث نماذج مقترحة في (Soto & John, 2017). إذ يُظهر النموذج الأول الذي يفترض تشبع البنود الإثني عشر على عامل واحد فقط، مطابقة رديئة على مستوى السمات الخمسة ($x^2 = [220.882]$; $RMSEA = [0.119-0.189]$; $CFI = [0.671-0.841]$; $TLI = [0.598-0.806]$; 504.794)، والتي تحسّنت بعد نمذجة السمات الفرعية للأداة في النموذج الثاني ($CFI = [0.686-0.894]$; $TLI = [0.624-0.863]$; $x^2 = [168.157-492.038]$; $RMSEA = [0.101-0.117]$)، بالرغم من أنها لم تصل إلى العتبة المنصوص عليها. أما بالنسبة للنموذج الأخير الذي يُضيف عامل الإذعان لنفس البنية السابقة، فقد أظهر مؤشرات مطابقة

ملائمة على مستوى السمات الخمسة (CFI) ; $x^2 = [116.019-173.261]$; RMSEA = [0.060-0.077] ; TLI = [0.951-0.970] ; (= [0.959-0.970]).

الجدول (7): مؤشرات جودة المطابقة للتحليل العاملي التوكيدي لبنود أداة القياس

النموذج	X^2	DF	CFI	TLI	RMSEA
الانسحاب	سمة كبرى واحدة	54	0.671	0.598	0.175
	ثلاث جوانب	51	0.863	0.823	0.116
	ثلاث جوانب إضافة لعامل الإذعان	50	0.961	0.970	0.061
القبول	سمة كبرى واحدة	54	0.841	0.806	0.119
	ثلاث جوانب	51	0.868	0.829	0.112
	ثلاث جوانب إضافة لعامل الإذعان	50	0.969	0.958	0.077
الاتقان	سمة كبرى واحدة	54	0.833	0.796	0.128
	ثلاث جوانب	51	0.894	0.863	0.105
	ثلاث جوانب إضافة لعامل الإذعان	50	0.959	0.967	0.061
الانفعالية السلبية	سمة كبرى واحدة	54	0.692	0.624	0.189
	ثلاث جوانب	51	0.885	0.850	0.101
	ثلاث جوانب إضافة لعامل الإذعان	50	0.970	0.951	0.060
الانفتاح	سمة كبرى واحدة	54	0.686	0.616	0.134
	ثلاث جوانب	51	0.775	0.709	0.117
	ثلاث جوانب إضافة لعامل الإذعان	50	0.959	0.962	0.073

ملاحظة: CFI مؤشر المطابقة المقارن، TLI مؤشر توكر لويس، X^2 معامل كاف تربيع، df قيم الحرية، RMSEA الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ التقارب، النموذج المظلل بالأسود هو النموذج المتطابق مع بيانات الدراسة، تم التحقق من كل نموذج على حدة، المصدر: من إعداد الباحثين.

3-3. مناقشة النتائج

هدفت الدراسة الحالية إلى فحص الخصائص السيكومترية الأساسية للنسخة المعربة من الإصدار الثاني من قائمة الخمسة الكبار (Al-Ansari & Alali, 2020; Soto & John, 2017) ومقارنتها مع الدراسات السابقة، للحكم على مدى صلاحية تطبيقها على عينة من المراهقين. فمن حيث الاتساق الداخلي للأداة، بلغ متوسط قيم معاملات ثبات ألفا 0.82، وهي قيمة قريبة لما توصل إليه صاحبي الأداة (0.87) بالمتوسط) في عينة الطلبة (Soto & John, 2017)، و(0.80) في دراسة (Zhang et al., 2022)، و(0.904) في دراسة (Shuai et al., 2026) على لاعبي كرة القدم من المراهقين، وحتى بالنسبة للاستقصاء السابق (0.83 بالمتوسط) على عينة المراهقة المتأخرة والرشد (زغماتي وعلي تودرت، قيد المراجعة).

أما على مستوى السمات الفرعية، فبلغ متوسط معاملات ألفا 0.70، وهي قيمة قريبة لما توصلت له الدراسة الأصلية (0.77 بالمتوسط؛ Soto & John, 2017)، ومرتفعة عن (0.64 بالمتوسط؛ Zhang et al., 2022)، كما لم يتم تسجيل أي قيم أقل من 0.60 كما هو الحال مع سمات الاحترام (0.47) والثقة (0.52)، والفضول الفكري (0.39) في دراسة (Zhang et al., 2022). مما يُشير إلى أن بنود الأداة تُظهر اتساقاً داخلياً مقبولاً في قياس السمات الخمس الكبرى والفرعية، مع وجود نسبة من تباين الدرجات الملاحظة التي تُعزى بدرجة كبيرة إلى الفروق الحقيقية بين الأفراد في هذه السمات.

وبالنظر إلى معاملات أوميغا، يتبين أنها اتخذت قيماً أعلى من قيم معاملات ألفا لكرونباخ، سواء على مستوى السمات الكبرى (0.86 بالمتوسط) أو الفرعية (0.75 بالمتوسط). ويُمكن تفسير هذا الفارق في ضوء البنية الهرمية للأداة؛ كما أشارت إليه نتائج التحليل العاملي التوكيدي، إضافة إلى تباين الأوزان العاملية للبنود، الأمر الذي قد يعكس عدم تحقق افتراضي أحادية البعد وتكافؤ البنود في قياس التكوين الفرضي τ equivalent (Flora, 2020; Padilla & Divers, 2016)، مما يجعله تقديراً متحفظاً للاتساق الداخلي الحقيقي لبنود الأداة.

وفيما يخص البنية العاملية للقائمة، أشار كل من التحليل الموازي وتحليل المكونات الأساسية على مستوى السمات الكبرى إلى إمكانية الوصول إلى خمس مكونات واضحة سواء باستخدام السمات الفرعية الخمسة عشر أو البنود المعالجة من أثر الإذعان، مع تشبّع معظم البنود والسمات الفرعية على مكوناتها الأصلية، بقيم أعلى من التشبعات الثانوية، وبمتوسط قدره بالقيم المطلقة (0.572) و(0.793) على التوالي. وهي النتائج التي دعمتها مخرجات التحليل العاملي التوكيدي، من حيث تطابق بيانات الدراسة مع النموذج الثالث الذي يأخذ بعين الاعتبار تعقد بنية الشخصية ويُنمذج عامل الإذعان. ممّا يدل على أن النسخة المعربة من قائمة الخمسة الكبار تُحافظ على بنيتها العاملية الهرمية عند تطبيقها على عينة من المراهقين، خصوصاً عند التحكم في الفروق الفردية في طريقة الاستجابة سواء بطرح متوسط إجابات الأفراد من جميع بنود الأداة within-person centering، نمذجة عامل الإذعان بشكل مباشر، أو من خلال تساو عدد البنود الموجبة والسالبة على مستوى السمات الفرعية، مثلما أشار إليه صاحبي الأداة (Soto et al., 2008; Soto & John, 2017).

وتتفق هذه النتائج مع ما توصلت إليه دراسة (Shuai et al., 2026) و (Zhang et al., 2022)، إلا أنها تختلف عما أشارت إليه دراسة (Ober et al., 2022) بخصوص سمة الانفتاح العقلي التي لم يتطابق نموذجها للبيانات في حالة التحليل العاملي التوكيدي، حتى عند نمذجة عامل الإذعان. ويُعدُّ هذا النمط متوافقاً مع مخرجات الدراسات السابقة حول صعوبة استرجاع بُنية هذه السمة لدى المراهقين وعدم اتساق البنود التي تقيسها. ويُوصف ذلك غالباً كنمط نمائي يُعزى إلى صعوبة فهم هذه الفئة للطبيعة المُجرّدة لجوانب الانفتاح على الخبرات، والذي يتراجع في أواخر مرحلة المراهقة إلى بداية مرحلة الرشد (Soto et al., 2008; De Fruyt et al., 2009).

وفي نفس السياق، تم تسجيل بعض التشبعات الثانوية أثناء فحص مخرجات تحليل المكونات الأساسية، كتشبع سمة الحزم (من الانبساط) سلباً على مكون القبول، وسمة الاكتئاب (من الانفعالية السلبية) سلباً على مكون الانبساط، وسمة الاحترام (من القبول) إيجاباً على مكون الاتقان، والتي أُشير إليها في الدراسة الأصلية (Soto & John, 2017) باعتبارها ارتباطات منطقية نظرياً بين الحزن وانخفاض مستوى الطاقة، ونزعة الأفراد لاحترام القواعد والمعايير على النطاق الاجتماعي، إلى جانب العديد من الدراسات الأخرى على فئة الراشدين مثل (Al-Ansari & Alali, 2020)، و (Halama et al., 2020)، و (Denissen et al., 2020)، و (زغماتي وعلي تودرت، قيد المراجعة)، والمراهقين بالنسبة لمقاييس الشخصية الأكثر استخداماً (NEO-PI-R; NEO-PI 3; Costa, 2008; Ortet et al., 2011).

4- الخلاصة:

عملت الدراسة الحالية على تطبيق المنهجية الموضّحة في (Soto & John, 2017) للتحقق من الخصائص السيكومترية للنسخة المُعرّبة من الإصدار الثاني من قائمة الخمسة الكبار (Al-Ansari & Alali, 2020) لدى عينة متاحة من فئتي المراهقة المبكرة والمتوسطة. وبناءً على ما تم مناقشته أعلاه، وإلى جانب ما أُشير إليه في دراسة (زغماتي وعلي تودرت، قيد المراجعة) التي استهدفت عينة من فئتي المراهقة المتأخرة والرشد، تُقدِّم هذه الدراسة أدلة أولية تدعم صلاحية تطبيق الأداة على هذه الفئة العمرية في السياقات البحثية والعيادية التي تتطلب أداة مختصرة وواضحة الصياغة، تجمع بين الشمولية والدقة في وصف الشخصية. كما تُشير إلى أهمية التحكم في عامل الإذعان، لما في ذلك من أثر على تحسين تمثيل البنية العاملة، والتقليل من التشوهات الناتجة عن الفروق الفردية في نمط الاستجابة. وتفتح الباب لإجراء المزيد من الدراسات على عينات مُمثلة للمجتمع الجزائري، لجمع أدلة مختلفة وقابلة للتعميم قدر المستطاع حول:

- ثبات الاستقرار عبر الزمن من خلال تطبيق وإعادة تطبيق الأداة على مفردات العينة بفواصل زمني محدد،
- تكافؤ قياس هذه السمات عبر مجموعات ديمغرافية مختلفة (كالسن ونوع الجنس)،
- الصدق التقاربي مع مقاييس شخصية أخرى، والصدق المرتبط بمحك خارجي لتقدير القوة التنبؤية لهذه السمات بمتغيرات أخرى (كالاضطرابات النفسية، والميول المهنية، والأداء الأكاديمي وغيرها).

المراجع:

- تيغزة، أحمد بوزيان. (2012). *التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي مفاهيمهما ومنهجيتهما بتوظيف حزمة SPSS وليزرل LISREL*. عمان: دار المسيرة للنشر والتوزيع.
- زغماتي، إيمان وعلي تودرت، نسيم. (قيد المراجعة). *الخصائص السيكمترية للإصدار الثاني من قائمة الخمسة الكبار لدى عينة من البيئة الجزائرية*. قسم علم النفس، جامعة الجزائر 2.
- زغماتي، إيمان، وعلي تودرت، نسيم. (2025). سمات الشخصية وإدمان مواقع التواصل الاجتماعي لدى المراهقين: مقارنة القوة التنبؤية للسمات الكبرى والفرعية. *مجلة الروائر*, 9(2)، 116-137. <https://asjp.cerist.dz/en/article/282146>
- غراب، هشام أحمد. (2014). *علم نفس النمو من الطفولة إلى المراهقة*. بيروت: دار الكتب العلمية.
- Al-Ansari, B. M. & Alali, T. B. (2020). الخصائص السيكمترية للصورة العربية للإصدار الثاني من قائمة الخمسة الكبار. *BAU Journal - Society, Culture and Human Behavior*, 1(2), <https://doi.org/10.54729/2789-8296.1023>
- Brandes, C.M., Reardon, K.W., & Tackett, J.L. (2019). Theories of personality. In Hupp, S. & Jewell, J. (Eds.), *The Encyclopedia of Child and Adolescent Development*. John Wiley & Sons, Inc.
- Cemalcilar, Z., Baruh, L., Kezer, M., Soto, C. J., Sumer, N., & John, O. P. (2021). Testing the BFI-2 in a non-WEIRD community sample. *Personality and Individual Differences*, 182. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.111087>
- Comtois, D. (2026). summarytools: Tools to Quickly and Neatly Summarize Data., R package version 1.1.5. <https://doi.org/10.32614/CRAN.package.summarytools>
- Costa, P. T., McCrae, R. R., & Löckenhoff, C. E. (2019). Personality Across the Life Span. *Annual Review Psychology*, 70, 423-448. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010418-103244>
- Costa, P. T., McCrae, R. R., & Martin, T. A. (2008). Incipient adult personality: The NEO-PI-3 in middle-school-aged children. *British Journal of Developmental Psychology*, 26, 71-89. <https://doi.org/10.1348/026151007X196273>
- Danner, D., Rammstedt, B., Bluemke, M., Lechner, C., Berres, S., Knopf, T., Soto, C. J., & John, O. P. (2019). German Big Five Inventory-2 (BFI-2) [Database record]. *APA PsycTests*. <https://doi.org/10.1037/t73286-000>
- De Fruyt, F., De Bolle, M., McCrae, R. R., Terracciano, A., & Costa, P. T., Jr., & the Collaborators of the Adolescent Personality Profiles of Cultures Project. (2009). Assessing the universal structure of personality in early adolescence: The NEO-PI-R and NEO-PI-3 in 24 cultures. *Assessment*, 16, 301-311. <http://dx.doi.org/10.1177/1073191109333760>

- Denissen, J. J. A., Geenen, R., Soto, C. J., John, O. P., & Van Aken, M. A. G. (2020). The big Five Inventory-2: Replication of Psychometric Properties in a Dutch Adaptation and First Evidence for the Discriminant Predictive Validity of the Facet Scales. *Journal of Personality Assessment*, 102(3), 309-324. <https://doi.org/10.1080/00223891.2018.1539004>
- Du, Q., Roorda, D. L., Koomen, H. M. Y., & Zee, M. (2025). Mapping Young Minds: Adapting and Validating a Brief Big Five Inventory for Chinese Children in Upper Elementary School. *Methodological Article*, 34(4), 1-13. <https://doi.org/10.1111/sode.70022>
- Flora, D. B. (2020). Your Coefficient Alpha Is Probably Wrong, but Which Coefficient Omega Is Right? A Tutorial on Using R to Obtain Better Reliability Estimates. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 3(4), 485-501. <https://doi.org/10.1177/2515245920951747>
- Goldberg, L. R. (1990). An Alternative "description of personality": The Big-Five factor structure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59(6), 1216-1229. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.59.6.1216>
- Halama, P., Kohut, M., Soto, C. J., & John, O. P. (2020). Slovak Adaptation of the Big Five Inventory (BFI-2): Psychometric Properties and Initial Validation. *Studia Psychologica*, 62(1), 74-87. <https://doi.org/10.31577/sp.2020.01.792>
- John, O. P., Donahue, E. M., & Kentle, R. L. (1991). Big Five Inventory (BFI) [Database record]. *APA PsycTests*. <https://doi.org/10.1037/t07550-000>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2026). semTools: Useful tools for structural equation modeling. R package version 0.5-8. Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4(1), 84-99. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.1.84>
- McCrae, R. R., Costa, P. T. Jr., & Martin, T. A. (2005). The NEO PI-3: A More Readable Revised NEO Personality Inventory. *Journal of Personality Assessment*, 84(3), 261-270. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa8403_05
- Ober, M. T., Cheng, Y., Jacobucci, R., & Whitney, B. M. (2022). Examining the Factor Structure of the Big Five Inventory-2 Personality Domains with an Adolescent Sample. *Psychological Assessment*, 33(1), 14-28. <https://doi.org/10.1037/pas0000962>
- Ortet, G., Ibanez, M. I., Moya, J., Villa, H., Viruela, A., & Mezquita, L. (2012). Assessing the Five Factors of Personality in Adolescents: The Junior Version of the Spanish Neo-PI-R. *Assessment*, 19(1), 1-17. <https://doi.org/10.1177/1073191111410166>
- Padilla, M. A., & Divers, J. (2016). A Comparison of Composite Reliability Estimators: Coefficient Omega Confidence Intervals in Current Literature. *Educational and*

psychological measurement, 76(3), 436–453.
<https://doi.org/10.1177/0013164415593776>

- R Core Team. (2026). R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org>
- Revelle, W. (2026). psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research, Northwestern University, Evanston, Illinois, R package version 2.6.3. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Shuai, Y., Wang, S., Kuan, G., & Kueh, Y. C. (2026). Psychometric validation of the Chinese big five inventory-2 and its short form in adolescent football players. *Frontiers in psychology*, 17, 1772587. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2026.1772587>
- Soto, C., & John, O. (2017). The Next Big Five Inventory (BFI-2): Developing and Assessing a Hierarchical Model with 15 Facets to Enhance Bandwidth, Fidelity, and Predictive Power. *Journal of Personality and Social Psychology*, 113(1), 117–143. <https://doi.org/10.1037/pspp0000096>
- Soto, C., John, O., Gosling, S. D., & Potter, J. (2008). The Developmental Psychometrics of Big Five Self-Reports: Acquiescence, Factor Structure, Coherence, and Differentiation from Ages 10 to 20. *Journal of Personality and Social Psychology*, 94(4), 718–737. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.94.4.718>
- Vicentini, G., Raccanello, D., & Burro, R. (2025). Self-Report Questionnaires to Measure Big Five Personality Traits in Children and Adolescents: A Systematic Review. *Scandinavian Journal of Psychology*, 66, 627-653. <https://doi.org/10.1111/sjop.13110>
- Wickham, H., François, R., Henry, L., Müller, K., & Vaughan, D. (2026). dplyr: A Grammar of Data Manipulation. R package version 1.2.0. <https://doi.org/10.32614/CRAN.package.dplyr>
- Zhang, B., Li, Y. M., Li, J., Luo, J., Ye, Yin, L., Chen, Z., Soto, C. J., & John, O. P. (2022). The Big Five Inventory–2 in China: A comprehensive psychometric evaluation in four diverse samples. *Assessment*, 29(6), 1262-1284. <https://doi.org/10.1177/10731911211008245>