

مقياس الوظيفة التنفيذية القصير

جاستن إي. كار Justin E. Karr

قسم علم النفس، جامعة كنتاكي، الولايات المتحدة الأمريكية.

البريد الإلكتروني: jkarr@uky.edu

توثيق المقالة الأصلية:

Karr, Justin E. (2024). The Short Executive Function Scale. *Assessment*, 31(7), 1430–1441 DOI: 10.1177/10731911231223122, journals.sagepub.com/home/as

توثيق المقالة المترجمة:

جاستن إي. كار (٢٠٢٤/٢٠٢٤). مقياس الوظيفة التنفيذية القصير. ترجمة: عبد الناصر أنيس عبد الوهاب، مجلة بحوث التربية الخاصة والتعليم الشامل، ٧ (٢)، ٦٤-٣٣.

مقياس الوظيفة التنفيذية القصير

الملخص:

شملت هذه الدراسة تقييمًا سيكومتريًا لمقياس الوظيفة التنفيذية القصير Short Executive Function Scale: SEFS، وهو استبيان تقرير ذاتي جديد مكون من ١٥ مفردة يقيس خمسة مفاهيم: التخطيط، والتنظيم، والذاكرة العاملة، والتحول، والتحكم العاطفي. وشمل المشاركون ٧١٧ طالبًا جامعيًا أمريكيًا (متوسط = ١٨,٩ عامًا، بانحراف معياري = ١,٩؛ منهم ٧٨,٨٪ من الإناث، و٨١,٧٪ من البيض) أكملوا مقياس الوظيفة التنفيذية القصير. وأكملت مجموعة فرعية من ١٥٦ مشاركًا (متوسط = ١٨,٨ عامًا، بانحراف معياري = ١,٩؛ منهم ٧٩,٥٪ من الإناث، و٨٣,٣٪ من البيض) اختبار الوظيفة التنفيذية القصير SEFS مرة أخرى بعد إعادة الاختبار بعد شهرين إلى ثلاثة أشهر جنبًا إلى جنب مع قائمة تقييم السلوك للوظيفة التنفيذية للكبار (Behavior Rating Inventory of Executive Function-Adult: BRIEF-A) واستبيان صحة المريض (Patient Health Questionnaire: PHQ-8). كان نموذج العوامل الخمسة مناسبًا جيدًا (CFI = 0.941, RMSEA = 0.079) وكان لكل مقياس اتساق داخلي مقبول (تتراوح معاملات الارتباط من ٠,٦٨ إلى ٠,٨١) وثبات اختبار بطريقة إعادة الاختبار (معامل الثبات يتراوح من ٠,٧٥ إلى ٠,٨٩). وبصرف النظر عن التحول، كان لجميع مقاييس الوظيفة التنفيذية القصير SEFS معاملات صدق تقاربي أكبر بشكل ملحوظ مع مقاييس قائمة تقييم السلوك للوظيفة التنفيذية للكبار BRIEF-A الخاصة بها (يتراوح معامل الارتباط بين ٠,٢٥ و ٠,٧٠) أكبر من معاملات الصدق التمييزي مع استبيان صحة المريض PHQ-8 (تتراوح معاملات الارتباط من ٠,٠٦ إلى ٠,٢٨). توفر هذه النتائج دعمًا سيكومتريًا أوليًا لمقياس - SEFS.

الكلمات المفتاحية: الوظيفة التنفيذية، التقرير الذاتي، الاختبارات النفسية، مقياس تقدير السلوك، الخصائص السيكومترية

Title: The Short Executive Function Scale

Author: Justin E. Karr

Department of Psychology, University of Kentucky, 171 Funkhouser Drive, 012D Kastle Hall, Lexington, KY 40506-0044, USA. Email: jkarr@uky.edu

Abstract Assessment 2024, Vol. 31(7) 1430–1441 The Author(s)

2024 Article reuse guidelines: sagepub.com/journals-permissions

DOI: 10.1177/10731911231223122

journals.sagepub.com/home/asm This study involved a

psychometric evaluation of the Short Executive Function Scale (SEFS), a new 15-item self-report questionnaire measuring five constructs: Planning, Inhibition, Working Memory, Shifting, and Emotional Control. Participants included 717 U.S. undergraduate students (M = 18.9 years old, SD = 1.9; 78.8% cisgender female, 81.7% White) who completed the SEFS. A subset of 156 participants (M = 18.8 years old, SD = 0.9; 79.5% cisgender female, 83.3% White) completed the SEFS again at 2- to 3-month retest along with the Behavior Rating Inventory of Executive Function-Adult (BRIEF-A) and the Patient Health Questionnaire (PHQ-8). The five-factor model fit well (CFI = 0.941, RMSEA = 0.079) and each scale had acceptable internal consistency (α range: .68–.81) and test–retest reliability (ICC range: .75–.89). Apart from Shifting, all SEFS scales had significantly larger convergent validity coefficients with their respective BRIEF-A scales (r range: 2.25 to 2.70) than discriminant validity coefficients with the PHQ-8 (r range: 2.06 to 2.28). These findings provide preliminary psychometric support for the SEFS. Keywords executive function, self-report, psychological tests, behavior rating scale, psychometrics

مقياس الوظيفة التنفيذية القصير

مقدمة:

أصبحت قوائم التقارير الذاتية طرقًا شائعة بشكل متزايد لقياس الوظائف التنفيذية في البحث والممارسة، حيث أصبح استبيان التقرير الذاتي أحد أكثر الاختبارات شيوعًا للوظائف التنفيذية في الممارسة العصبية النفسية العلاجية (Rabin et al., 2016). وكان من الصعب تاريخياً تحديد الوظائف التنفيذية من خلال الاختبارات المعرفية الموضوعية بسبب مشكلات التعريفات غير المتسقة للبناء (أو البنيات) (Packwood et al., 2011)، وشوائب القياس (Miyake & Friedman, 2012)، وضعف الثبات (Karr et al., 2018)، وضعف الصدق البيئي (السياقي) ecological validity (Chaytor et al., 2006). أدت هذه القيود إلى زيادة الاهتمام بالتقييم السلوكي للوظائف التنفيذية، والذي غالبًا ما ينطوي على سؤال الممتحن أو المخبر عن تجاربه اليومية باستخدام الوظائف التنفيذية لإدارة سلوكه وعواطفه وتركيزه عند حل المشكلات وإكمال المهام.

تتوفر الآن العديد من استبيانات الوظائف التنفيذية لتقييم البالغين والكبار، والتي تشمل مقياس باركلي لعجز الوظائف التنفيذية Barkley Deficits in Executive Function Scale: BDEFS (Barkley, 2011)، وقائمة تقييم سلوك الوظائف التنفيذية، نسخة الكبار (BRIEF-A) (Roth et al., 2005)، وتقييم ديليس للوظائف التنفيذية – للكبار (Delis Rating of Executive Functions: D-REF - للكبار) (Delis, 2021)، ومؤشر الوظائف التنفيذية (Executive Function Index: EFI) (Spinella, 2005)، واستبيان المهارات التنفيذية – المعدل (Executive Skills Questionnaire—Revised: ESQ-R) (Strait et al., 2020)، ومقياس سلوك الأنظمة الجبهية (Frontal Systems Behavior Scale: FrSBe) (Grace & Malloy, 2002). هذه المقاييس الموجودة لها درجات متفاوتة من التقييم السيكومترى في الأبحاث المنشورة. وتختلف هذه الاستبيانات أيضًا في البنى التي تزعم قياسها، حيث يركز بعضها على الوظائف الجبهية إلى جانب البنى المعرفية (على سبيل المثال، اللامبالاة في اختبار سلوك الأنظمة الجبهية FrSBE)، بينما يركز البعض الآخر على البنى التي لا تعتبر تقليدياً وظائف تنفيذية (على سبيل المثال، التعاطف في اختبار مؤشر الوظيفة التنفيذية EFI). وترد البنى التي يقيسها كل استبيان، وتقديرات ثباتها المقابلة، في الجدول ١، بقيم تتراوح عادةً بين جيد إلى ممتاز.

إن قياس الوظائف التنفيذية من خلال التقرير الذاتي يقدم رؤية جديدة للبنية التي قد تكون ذات قيمة للباحثين والأطباء. وقد يكون لدى الباحثين قدرة محدودة على إدارة الاختبارات الموضوعية ولكنهم يرغبون في دراسة الوظائف التنفيذية كنتاج ذي أهمية، على سبيل المثال، من خلال البحث عبر الإنترنت. وعلى الرغم من أن الوظائف التنفيذية الموضوعية والذاتية قد تمثل بنى مختلفة (Toplak et al., 2013)، فإن مقياس

الوظائف التنفيذية القصير قد يسمح بالتجميع السريع لمتغيرات الوظائف التنفيذية لاستخدامها في التحليل. وأثناء الممارسة العملية، تسمح الوظائف التنفيذية التي يتم الإبلاغ عنها ذاتياً للأطباء المعالجين بفهم التجارب اليومية التي قد لا يتم تصنيفها بسهولة من خلال الفحص بسبب العجز التنفيذي. وفي حين أن الكبار الذين يتم فحصهم قد يصفون أنفسهم بشكل حدسي على أنهم غير منبهين أو يتسمون بالنسيان، فإنهم سيكونون أقل عرضة لوصف أنفسهم بأنهم يعانون من ضعف تنفيذي، ولكن قد يكون لديهم العديد من السلوكيات التي تتوافق مع الظهور التنفيذي الضعيف (على سبيل المثال، صعوبة إنهاء المهام ومشاكل تنظيم العواطف). وربما يتم النقاط هذه المشاكل بشكل أفضل من خلال أسئلة موحدة على مقياس التقرير الذاتي.

هدفت هذه الدراسة إلى تطوير وتقييم استبيان جديد مختصر يركز على قياس الوظائف التنفيذية متعددة الأبعاد، والنقاط التمثيلية السلوكية للبنى التي تنعكس عادة في تصورات الوظائف التنفيذية: التخطيط، والتنشيط، والذاكرة العاملة، والتحول، والتحكم العاطفي (Garcia-Barrera et al., 2011; Jurado & Rosselli, 2007; Packwood et al., 2011). وكان الهدف هو تطوير استبيان قصير ومتاح مجاناً، مع وجود أدلة سيكومترية تدعم استخدامه. وخضع الاستبيان المقترح، المعنون بمقياس الوظائف التنفيذية القصير (SEFS)، لتقييم أولي على عينة من طلاب البكالوريوس في جامعة جنوبية في الولايات المتحدة، على افتراض أن الاستبيان المصمم حديثاً من شأنه (أ) أن يتناسب مع نموذج خمسة عوامل، (ب) أن يكون له اتساق داخلي مقبول وثبات بطريقة الاختبار وإعادة اختبار. (ج) تقديم أدلة على الصدق التقاربي والتمييزي. وإذا تم دعم هذه النتائج الأولية، فقد تؤدي إلى مزيد من التقييم السيكومتري والاستخدام الأولي لمقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS في الأبحاث العلاجية والتطبيقية.

الطريقة:

المشاركون:

تم تعيين المشاركين من عينة من ١١٢٠ طالباً مؤهلاً مسجلين في ثلاث دورات علم نفس جامعية منخفضة المستوى (أي مقدمة في علم النفس وعلم النفس التجريبي والإحصاء في علم النفس) في جامعة عامة في جنوب الولايات المتحدة. وعُرضت على هؤلاء الطلاب فرصة إكمال فحص للمشاركة في بحث القسم وأكمل ٧٤,١٪ الاستطلاع، مما أدى إلى عينة من ٨٣٠ مشاركاً في سن الكلية. وللتضمنين في التحليل، كان على المشاركين تلبية معايير التضمنين المحددة مسبقاً. وتم استبعاد المشاركين من التحليلات إذا (أ) أبلغوا عن تاريخ الحالة العصبية (على سبيل المثال، (ن = ١٥)؛ (ب) أبلغ عن تشخيص اضطراب النمو العصبي بخلاف اضطراب نقص الانتباه وفرط النشاط (ADHD)، مثل اضطراب طيف التوحد (ن = ١٠)؛ أو (ج) أبلغ عن إصابة دماغية رضحية، لا تشمل الارتجاج (ن = ٥). ومن بين معايير التضمنين المنزلي هذه، تم استبعاد المشاركين من التحليل إذا قدموا إجابة غير صحيحة لأي من سؤالي الصدق

المضمنين (ن = ٨٣؛ أي، أجب بـ "صحيح جدًا إذا كنت منتبهًا") أو كانت البيانات مفقودة < ٣٠٪ (ن = ٢). ونتج عن هذا عينة نهائية من ٧١٧ مشاركًا مؤهلاً بخصائص ديموغرافية تم الإبلاغ عنها في الجدول ٢.

الجدول ١. استبيانات تقرير ذاتي سلوكية للكبار حول الوظائف التنفيذية.

الثبات (α)	البناء	الاستبيان
٠,٩٥	إدارة الذات للوقت	مقياس باركلي للوظيفة التنفيذية
٠,٩٦	التنظيم الذاتي وحل المشكلات	Barkley Deficits in Executive Function Scale: BDEFS (Barkley, 2011).
٠,٩٣	ضبط الذات	
٠,٩١	الدافعية الذاتية	
٠,٩٥	التنظيم الذاتي للعاطفة	
٠,٩٢	الأداء التنفيذي الكلي	
٠,٧٣	التثبيط	قائمة تقدير السلوك للوظيفة التنفيذية للكبار
٠,٧٨	التحول	
٠,٩٠	التحكم العاطفي	Behavior Rating Inventory of Executive Function, Adult Version: BRIEF-A (Roth et al., 2005).
٠,٧٨	مراقبة الذات	
٠,٧٩	المبادرة	
٠,٨٠	الذاكرة العاملة	
٠,٨٥	التخطيط/التنظيم	
٠,٧٤	مراقبة المهمة	
٠,٨٤	تنظيم المواد	
٠,٩٣	مؤشر التنظيم السلوكي	
٠,٩٤	مؤشر ما وراء المعرفة	
٠,٩٦	المركب التنفيذي العالمي	
٠,٨٢	الانتباه/الذاكرة العاملة	مقياس دلسي لتقدير الوظائف التنفيذية للكبار
٠,٧٦	مستوى النشاط/التحكم في الاندفاع	Delis Rating of Executive Functions-Adult: D-REF-Adult (Delis, 2021).
٠,٨٢	التحكم العاطفي/إدارة الغضب	
٠,٧٩	التفكير المجرد/حل المشكلات	
٠,٧٩	المبادرة/اللامبالاة	
٠,٨٦	الأداء التنفيذي السلوكي	
٠,٨٦	الأداء التنفيذي العاطفي	
٠,٩١	الأداء التنفيذي المعرفي	
٠,٩٥	الأداء التنفيذي الإجمالي	
٠,٧٦	التعاطف	مؤشر الوظيفة التنفيذية
٠,٧٠	التخطيط الاستراتيجي	

الثبات (α)	البناء	الاستبيان
٠,٧٥	التنظيم	Executive Function
٠,٦٩	التحكم في الاندفاع	Index: EFI
٠,٧٠	الدافع التحفيزي	(Spinella, 2005).
٠,٨٢	النتيجة الإجمالية	
٠,٨٩	إدارة الخطة	استبيان المهارات التنفيذية-
٠,٧٤	إدارة الوقت	المعدل
٠,٧٦	تنظيم المواد	Executive Skills
٠,٧٥	التنظيم العاطفي	Questionnaire-
٠,٦٥	التنظيم السلوكي	Revised ESQ-R
٠,٩١	النتيجة الإجمالية	(Strait et al., 2020).
٠,٧٢	اللامبالاة	مقياس سلوك الأنظمة الجبهية
٠,٧٥	إزالة التثبيط	Frontal Systems
٠,٧٩	الخلل التنفيذي	Behavior Scale:
٠,٨٨	النتيجة الإجمالية	FrSBE (Grace & Malloy, 2002) .

أكملت عينة فرعية من المشاركين (ن = ١٧٣) دراسة متابعة لتقييم الثبات بطريقة إعادة الاختبار وصدق مقياس الوظائف التنفيذية القصيرة للمواد (SEFS). وكانت الفترة الزمنية الفاصلة بين الاختبارات ٨٠,٩ يوماً (الانحراف المعياري = ١٠,٧، المدى: ٥٥-١٠٠). وتم استبعاد المشاركين من التحليل إذا قدموا إجابة غير صحيحة لأي من سؤالي الصدق الموجهين ذاتياً (ن = ٤) أو فشلوا في مؤشرات الصدق المشروط لتقييم تأييد المفردات غير المتكررة (ن = ٥) وأسلوب الاستجابة السلبية (ن = ١) وعدم الاتساق في الاستجابة (ن = ٩). وأدى هذا إلى عينة من ١٥٤ مشاركاً مؤهلاً بخصائص ديموغرافية مذكورة في الجدول ٢.

الجدول ٢. خصائص العينة.

عينة إعادة الاختبار	العينة كاملة	الخاصية
١٥٦	٧١٧	ن
٢٣-١٨	١٨,٨ (٠,٩)،	العمر (بالسنوات)، م (الانحراف المعياري)، النطاق
	١٩,١ (١,٩)،	
	٤٧-١٨	الجنس (ن،%)
٣١ (١٩,٩)	٥٦٥ (٧٨,٨)	نساء متوافقات جنسياً
١٢٤ (٧٩,٥)	١٣٩ (١٩,٤)	رجال متوافقون جنسياً

١ (٠,٦)	١٢ (١,٨)	متحولون جنسياً، غير متوافقين جنسياً، غير متوافقين
٠ (٠)	١ (٠,١)	لا توجد استجابة
		العرق (ن،%)
١٣٠ (٨٣,٣)	٥٨٦ (٨١,٧)	أبيض
٤ (٢,٦)	٤٢ (٥,٩)	أسود أو أمريكي من أصل أفريقي
١١ (٧,١)	٣٤ (٤,٧)	متعدد الأعراق
٢ (١,٣)	٢٧ (٣,٨)	آسيوي
٣ (١,٩)	٦ (٠,٨)	أمريكي أصلي أو ألaskan الأصلي
٠ (٠)	١ (٠,١)	هاواي أو جزر المحيط الهادئ
٦ (٣,٨)	٢١ (٢,٩)	هوية أخرى أو استجابة
		السلالة (ن،%)
١٦ (١٠,٣)	٥٨ (٨,١)	إسباني/لاتيني
١٣٨ (٨٨,٥)	٦٥١ (٩٠,٨)	غير إسباني/لاتيني
٢ (١,٣)	٨ (١,١)	لا استجابة
		الفئة، ن (%)
١١٧ (٧٥,٠)	٤٨٦ (٦٧,٤)	طلاب السنة الأولى
٢٨ (١٧,٩)	١٤٥ (٢٠,٢)	طلاب السنة الثانية
٩ (٥,٨)	٧٥ (١٠,٥)	طلاب السنة الثالثة
٢ (١,٣)	١٤ (١,٩)	طلاب السنة الأخيرة أو آخرون
		مجال الدراسة الرئيسي (ن،%)
٤١ (٢٦,٣)	٢٦٧ (٣٧,٢)	علم النفس
١١٣ (٧٢,٤)	٤٤٥ (٦٢,١)	آخر
		تشخيصات ذاتية الإبلاغ
٧٨ (٥٠,٠%)	٣٩٨ (٥٥,٥%)	حالات صحية غير ذاتية الإبلاغ
٤٢ (٢٦,٩%)	١٧٩ (٢٤,٩%)	الاكتئاب
٦٨ (٤٣,٦%)	٢٦٨ (٣٧,٣%)	اضطراب القلق
٢٢ (١٤,١%)	٩٨ (١٣,٦%)	اضطراب نقص الانتباه وفرط النشاط
١٦ (١٠,٣%)	٨٣ (١١,٦%)	اضطراب الصحة العقلية الأخر

المواد والأدوات:

مقياس الوظائف التنفيذية القصير (SEFS).

تم إنشاء المفردات الموجودة في مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS بواسطة المؤلف بما يتماشى مع البنات التي تعتبر عادةً وظائف تنفيذية (Packwood et al.,

(2011): التخطيط، والتثبيط، والذاكرة العاملة، والتحول، والتحكم العاطفي. وتم تصور التخطيط باعتباره بناء معقدًا وأعلى مستوى، والذي يتضمن تنظيم السلوك والعمل الإرادي نحو الهدف (Fuster, 2015; Lezak et al., 2012; Miyake & Friedman, 2012). ثلاثة من البنات التي تم قياسها تتوافق مع القدرات الأكثر تمثيلًا في نماذج عامل الوظيفة التنفيذية (Karr et al., 2018): التثبيط، والذاكرة العاملة، والتحول. ويعكس التثبيط القدرة على تقييد الاستجابة الاندفاعية والنظر في العواقب قبل التصرف (Diamond, 2013). وتعكس الذاكرة العاملة القدرة على الاحتفاظ بالمعلومات في العقل والتعامل بتلك المعلومات ومعالجتها (Baddeley, 1992; Harvey, 2019). ويشكل التحول القدرة على التحكم النشط وإعادة توجيه الانتباه بين متطلبات المهام المتعددة المستمرة (Jurado & Rosselli, 2007). ويعكس التحكم العاطفي القدرة على تنظيم التأثير، وخاصةً عند المشاركة في صنع القرار (Koch et al., 2018). كما تم حساب درجة الوظيفة التنفيذية الكلية، والتي تعكس الوظيفة التنفيذية الموحدة التي تشمل جميع العمليات المذكورة أعلاه (Miyake & Friedman, 2012). ويتم توفير مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS الكامل في الملحق، مع جمع المفردات بناءً على الرمز (بمعنى، PL = التخطيط، IN = التثبيط، WM = الذاكرة العاملة، SH = التحول، EC = التحكم العاطفي) للوصول إلى درجات المقياس. ويمكن حساب درجة الوظيفة التنفيذية الكلية عن طريق جمع جميع المفردات. وتم استخدام الدرجات الخام في التحليلات مع وجود درجات أعلى تشير إلى قدرات أفضل للوظيفة التنفيذية.

قائمة تقييم السلوك للوظيفة التنفيذية – نسخة الكبار:

كانت قائمة تقييم السلوك للوظيفة التنفيذية – نسخة الكبار (Roth BRIEF-A et al., 2005) بمثابة مقياس للصدق التقاربي. وتتضمن قائمة تقييم السلوك للوظيفة التنفيذية – نسخة الكبار BRIEF-A ٧٥ مفردة من مفردات التقرير الذاتي التي تقيس سلوكيات مختلفة تعكس الوظائف التنفيذية. وتستخدم بعض المفردات أيضًا لحساب ثلاثة مقاييس صدق مدمجة، لتقييم الاستجابة غير المتكررة، والاستجابة غير المتسقة، ونمط الاستجابة السلبية. وتتضمن قائمة تقييم السلوك للوظيفة التنفيذية – نسخة الكبار BRIEF-A تسعة مقاييس فرعية، حيث تتوافق خمسة من هذه المقاييس الفرعية مع البنى التي يقيسها مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS: التخطيط/التنظيم، والتثبيط، والذاكرة العاملة، والتحول، والتحكم العاطفي. وتوفر قائمة تقييم السلوك للوظيفة التنفيذية – نسخة الكبار BRIEF-A أيضًا مركبًا تنفيذيًا مشتركًا يعتمد على جميع المفردات، والذي يتمشى مع درجة الوظيفة التنفيذية الإجمالية. وتم استخدام الدرجات الخام في التحليلات مع وجود درجات أعلى تشير إلى مشاكل أكبر في الوظائف التنفيذية.

استبيان صحة المريض المكون من ثمانية بنود.

استبيان صحة المريض المكون من ٨ مفردات (PHQ-8, Kroenke et al., 2009) كان بمثابة مقياس للصدق التمييزي. ويستفسر هذا الاستبيان عن كل أعراض الاكتئاب، باستثناء الأفكار الانتحارية. ويتم جمع المفردات للوصول إلى درجة شدة أعراض الاكتئاب، والتي لديها أدلة على كل من الثبات والصدق (Kroenke et al., 2001; Kroenke & Spitzer, 2002). وتم استخدام الدرجات الخام في التحليلات مع درجات أعلى تشير إلى شدة أعراض الاكتئاب بشكل أكبر.

الإجراءات:

تم الإعلان عن الدراسة للطلاب المسجلين في مقررات: مقدمة علم النفس وعلم النفس التجريبي والإحصاء في علم النفس. وقدم المشاركون موافقة مستنيرة قبل إكمال أي إجراءات دراسية وحصلوا على رصيد المقرر للمشاركة. وأكمل المشاركون جميع الاستبيانات بشكل مستقل. وحصل بروتوكول الدراسة على موافقة من مجلس مراجعة مؤسسي جامعي.

التحليل الإحصائي:

البيانات المفقودة.

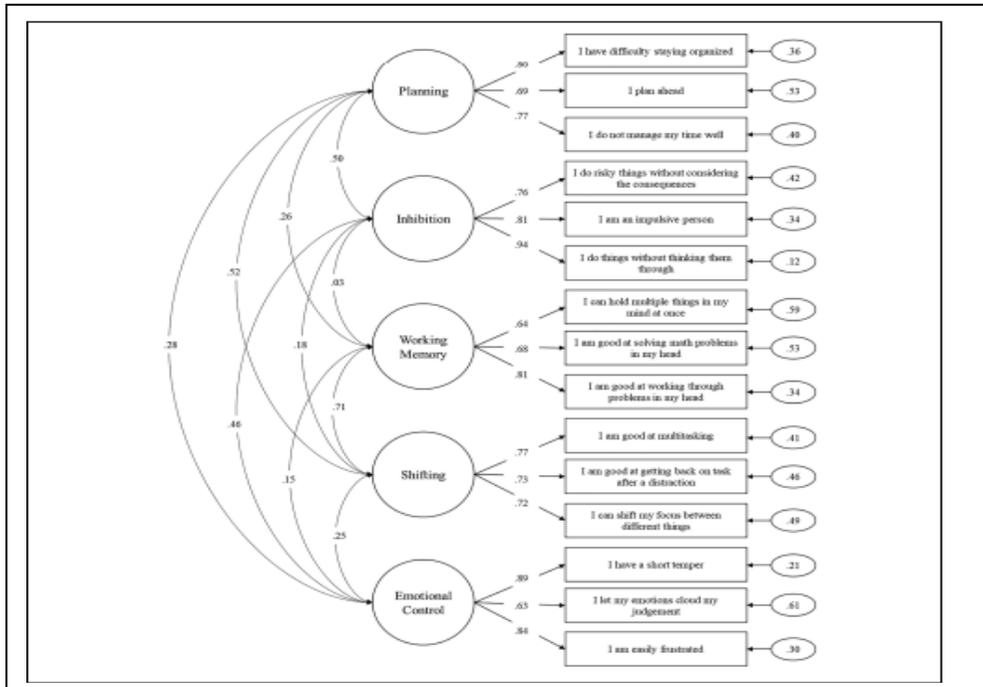
كانت أقل من ٢٪ من الحالات مفقودة البيانات لكل مفردة. ووفقاً لاختبار ليتل (Little, 1988)، كانت البيانات مفقودة تماماً بشكل عشوائي لعينة خط الأساس، $(x^2(1562) = 1155.82, p = 1.00)$ ، وعينة الثبات بطريقة إعادة الاختبار، $(x^2(3201) = 685.95, p = 1.00)$. وتم احتساب القيم المتوقعة للمفردات الفردية على كل مقياس عبر تعظيم التوقع (Enders, expectation-maximization, 2010).

التحليل العاملي التوكيدي:

تم إجراء تحليل عاملي توكيدي باستخدام برنامج (Muthen & MPlus v8.9, 2017) للعينة الكاملة. وتم تحديد نموذج بخمسة عوامل، مع تحميل المفردات على عوامل منفصلة للتخطيط والتثبيط والذاكرة العاملة والتحول والتحكم العاطفي، مع إدراج مفردات محددة في الشكل ١. وفحصت نماذج العوامل الإضافية ما إذا كان التصور أحادي البعد يناسب البيانات، بما في ذلك نموذج العامل الواحد، مع تحميل جميع المفردات على عامل واحد؛ نموذج ثنائي العوامل، مع تحميل المفردات على عواملها الخمسة الخاصة بها وتحميلها المشترك على عامل ثنائي مشترك (ملاحظة: مع جعل جميع العوامل متعامدة)؛ ونموذج عاملي من الدرجة الثانية، مع تحميل العوامل الخمسة على عامل الوظيفة التنفيذية.

كانت جميع استجابات المفردات على مقياس ترتيبي من أربع نقاط (المدى: ٠ إلى ٣) وتم التعامل معها كمتغيرات متعددة في التحليل العاملي. تتطلب المتغيرات متعددة الأشكال تقدير المربعات الصغرى المرجحة مع المتوسط والتباين المعدل weighted

والذي يفترض وجود متغير استجابة كامنة مستمر يكمن وراء الاستجابات الفئوية (Finney (2004; Millsap & Yun-Tein, 2013; DiStefano, 2013). وتم حساب مؤشرات ملائمة النموذج، بما في ذلك اختبار حسن الملائمة χ^2 ، ومؤشر الملائمة المقارن (CFI)، ومؤشر توكر-لويس (TLI) Tucker-Lewis، وخطأ الجذر التربيعي المتوسط للتقريب (RMSEA). وتعمل مؤشرات الملائمة هذه بشكل مناسب مع البيانات متعددة الأشكال (Yu, 2002). ويشير اختبار مربع كاي لحسن الملائمة χ^2 غير الدال إلى ملائمة كافية للنموذج (Hoyle & Panter, 1995)؛ ولكن مع أحجام العينات الكبيرة، زاد هذا الاختبار من قوة رفض الفرضية الصفريّة (Tanaka, 1987) وتم استخدام مؤشرات ملائمة بديلة لقياس ملائمة النموذج. بالنسبة لمؤشر الملائمة المقارن CFI ومؤشر توكر-لويس TLI، تشير القيم ≤ 0.90 والقيم ≤ 0.95 إلى ملائمة جيدة وممتازة للنموذج، على التوالي (Hu & Bentler, 1999)؛ وبالنسبة لمؤشر خطأ الجذر التربيعي المتوسط للتقريب RMSEA، تشير القيم ≥ 0.08 إلى ملائمة مقبولة للنموذج (Browne & Cudeck, 1993). وبالنسبة لتحليل العوامل التوكيدية، كانت العينة تتمتع بقوة كافية لنموذج بثلاثة مؤشرات وأحمال متوقعة تبلغ 0.50، مما يتطلب حجم عينة أدنى يبلغ 420 مشاركاً لنموذج ثلاثي العوامل (Wolf et al., 2013).



الشكل ١. مقياس الوظيفة التنفيذية القصيرة: مخطط العوامل.

تقدير الثبات:

تم حساب الاتساق الداخلي باستخدام أوميغا كتقدير للثبات (McDonald, 1999) باستخدام برنامج JASP (JASP Team, 2023)، حيث تشير القيم $\leq 0,65$ إلى ثبات مقبول والقيم $\leq 0,80$ تشير إلى ثبات قوي (Kalkbrenner, 2023). وتم حساب معامل الارتباط داخل الفئة ICC: intraclass correlation coefficient كتقدير الثبات بطريقة إعادة الاختبار باستخدام حزمة برامج التحليل الإحصائي للعلوم الاجتماعية IBM SPSS v29، بناءً على تعريف الاتفاق المطلق للدرجات المتوسطة باستخدام نموذج التأثيرات المختلطة ثنائي الاتجاه (Field, 2005; Koo & Li, 2016). وتمت مقارنة معامل الارتباط داخل الفئة (ICC) المرصود إحصائيًا بفرضية صفرية لـ $0,50$ وتم تفسيره بناءً على التوصيات المنشورة للمعامل الضعيف ($0,50$) والمتوسط (المدى من $0,50$ إلى $0,75$) والجيد (المدى من $0,75$ إلى $0,90$) والممتاز $< 0,90$ (Koo & Li, 2016). وكان حجم العينة المطلوب 63 للحصول على قوة كافية ($1-\beta=0.80$) للكشف عن معامل ارتباط متوسط $= 0,70$ بالمقارنة مع فرضية عدم وجود معامل ارتباط ضعيف $= 0,50$ عند مستوى دلالة $0,05$ (Bujang & Baharum, 2017).

الجدول ٣. الإحصاءات الوصفية للمفردات الفردية ومصفوفة الارتباط المتعدد.

الإح ساء / السوا ل*	التخطيط			التثبيط			الذاكرة العاملة			التحول			التحكم العاطفي		
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥
م	٢١	٢٠	٢٠	٢٣	١٩	٢٩	٦٧	٩٩	٣٢	٤٩	٣٤	٥٤	٢٠	٢٠	٨٥
ع	٨٣	٨٧	٩١	٧٦	٨٩	٧٦	٩٠	٩٣	٨٤	٨٦	٨٥	٨١	٨٧	٧٨	٩١
الال تواء	-	-	-	-	-	-	٠٠	٦٢	٣٣	٠٨	٢٥	١٢	٠٠	٠٠	٥٣
التف رطح	٣٢	٠٠	٠٠	٠٠	٠٠	٩٥	٨٧	٥٥	٤٠	٦٥	٥٢	٥١	٠٣	٤٤	٤٤
	١														

التحكم العاطفي			التحول			الذاكرة العاملة			التثبيط			التخطيط			الإح ساء / السوا ل* ٢
١٥	١٤	١٣	١٢	١١	١٠	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	
.	١	٤٩	٢
.	١	٥٤	٦٤	٣
.	١	٢٧	٢٨	٣٢	٤
.	١	٦٢	٣١	٢٨	٣٢	٥
.	١	٧٧	٧١	٣٧	٣٥	٣٢	٦
.	١	٠.٦	٠.٥	٠.٥	١١	٢٦	١٥	٧
.	١	٠.٢٢	-	-	٠.٦	٠.٧	١١	١٤	٨
.	١	٠.٦٧	٠.٣٦	٠.٦	٠.٥	٠.١	١٢	١٨	٠.٩	٩
.	١	٠.٤٥	٠.٣٣	٠.٥٥	٠.١	٠.٣	٠.٣	٢٤	٣٣	٢٩	١٠
.	.	.	.	١	٠.٤٩	٠.٣٤	٠.٢٤	٠.٣٢	٠.٢٤	٠.٢٢	١٥	٣٦	٣٢	٠.٤	١١
.	.	.	١	٠.٥٧	٠.٢٧	٠.٣٢	٠.٢٦	٠.٤٥	٠.١٤	٠.١١	٠.٣	١٥	٢١	٢٨	١٢
.	.	١	٠.١٢	٠.١٨	٠.٠٨	٠.١١	٠.٠٨	٠.٠٦	٠.٣٩	٠.٣٥	٠.٣٧	٢٠	١٢	٢٠	١٣
.	١	٠.٥١	٠.١٨	٠.١٨	٠.١١	٠.١٢	٠.٠٠	٠.٠٨	٠.٣٣	٠.٢٣	٠.٢٧	١٠	٠.٦	١٧	١٤

التحكم العاطفي			التحول			الذاكرة العاملة			التثبيط			التخطيط			الإح ساء / السوا ل*
١٥	١٤	١٣	١٢	١١	١٠	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	١	
.
١	٥٣	٧٦	١٤	٢٢	١٠	١٠	٠٩	١١	٣١	٢٣	٢٩	٢١	١٠	٢٤	١٥

* مفردات مقياس الوظيفة التنفيذية القصير:

١. أجد صعوبة في البقاء منظمًا.
٢. أخطئ مسبقًا.
٣. لا أدير وقتي جيدًا.
٤. أفعل أشياء محفوفة بالمخاطر دون النظر في العواقب.
٥. أنا شخص متسرع.
٦. أفعل الأشياء دون التفكير فيها جيدًا.
٧. يمكنني الاحتفاظ بأشياء متعددة في ذهني في وقت واحد.
٨. أنا جيد في حل مسائل الرياضيات في ذهني.
٩. أنا جيد في حل المسائل في ذهني.
١٠. أنا جيد في تعدد المهام.
١١. أنا جيد في العودة إلى المهمة بعد تشتيت الانتباه.
١٢. يمكنني تحويل تركيزي بين أشياء مختلفة.
١٣. لدي مزاج سريع الانفعال.
١٤. أسمح لمشاعري أن تعكر صفو حكمي.
١٥. أنا أشعر بالإحباط بسهولة.

الصدق التقاربي والتمييزي:

تم تقييم الصدق التقاربي من خلال حساب الارتباطات (r) بين المقاييس الفرعية لمقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS والمقاييس الفرعية المقابلة لها من قائمة تقييم السلوك للوظائف التنفيذية للكبار BRIEF-A. وتم تقييم الصدق التمييزي من خلال حساب الارتباطات (r) بين المقاييس الفرعية لمقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS واستبيان صحة المريض ذي المفردات الثمان PHQ-8. وتمت مقارنة معاملات الارتباط من تحليلات الصدق التقاربي والتمييزي إحصائيًا (Mengetal, 1992)، مع افتراض أن ارتباطات الصدق التقاربي ستكون أكبر من ارتباطات الصدق التمييزي. وتم حساب جميع الارتباطات ومقارنتها الإحصائية باستخدام حزمة البرامج الإحصائية للعلوم الاجتماعية IBM SPSS v29. وتم تفسير الارتباطات على أنها صغيرة ($r = 0.10$) ومتوسطة ($r = 0.30$) وكبيرة ($r = 0.50$) (Cohen, 1988). بالنسبة لمقارنات

معاملات الصدق، كان مطلوبًا أن يكون حجم العينة ٥٩ لديه قوة كافية ($1-\beta=0.80$) لاكتشاف فرق كبير ($\alpha=0.05$) بين معامل صدق تقاربي كبير مفترض ($r=0.50$) ومعامل صدق تمييزي صغير ($r=0.10$) (Erdfelder et al., 2009).
الجدول ٤. ثبات مقياس الوظيفة التنفيذية القصير.

الارتباط داخل الفئة ICC [فترة الثقة ٩٥٪]	أوميغا (ω) [فترة الثقة ٩٥٪]	البنية
٠,٨٥ [٠,٨٩، ٠,٨٠]، مستوى الدلالة $> ٠,٠٠١$	٠,٧٣ [٠,٧٦، ٠,٦٩]	التثبيط
٠,٨٣ [٠,٨٨، ٠,٧٦]، مستوى الدلالة $> ٠,٠٠١$	٠,٨١ [٠,٨٤، ٠,٧٩]	التخطيط
٠,٧٧ [٠,٨٣، ٠,٦٨]، مستوى الدلالة $> ٠,٠٠١$	٠,٦٨ [٠,٧٢، ٠,٦٤]	الذاكرة العاملة
٠,٧٥ [٠,٨٢، ٠,٦٦]، مستوى الدلالة $> ٠,٠٠١$	٠,٧٣ [٠,٧٦، ٠,٧٠]	التحول
٠,٨٣ [٠,٨٧، ٠,٧٦]، مستوى الدلالة $> ٠,٠٠١$	٠,٧٨ [٠,٩١، ٠,٧٦]	التحكم العاطفي
٠,٨٩ [٠,٩٢، ٠,٨٥]، مستوى الدلالة $> ٠,٠٠١$	٠,٧٨ [٠,٨٠، ٠,٧٦]	إجمالي الوظيفة التنفيذية

ملاحظة. CI = فترة الثقة؛ ICC = معامل الارتباط داخل الفئة.

مقارنات المجموعات:

تمت مقارنة المشاركين من الذكور والإناث على أساس الدرجات الست المستمدة من مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS باستخدام سلسلة من اختبارات t . وبالنسبة لجميع مقارنات المجموعات، تم حساب وتفسير معامل كوهين على أنه صغير ($d=0.20$)، ومتوسط ($d=0.50$)، وكبير ($d=0.80$) (Cohen, 1988). وبافتراض أن نسبة الذكور إلى الإناث هي ١:٥ بناءً على التركيبة السكانية للقسم العلمي، كان مطلوبًا أن يكون حجم العينة ١٨٠ لديه قوة كافية ($1-\beta=0.80$) لاكتشاف فرق كبير دال ($\alpha=0.05$) بناءً على حجم التأثير المتوسط ($d=0.50$).

النتائج:

كانت جميع المفردات تحتوي على قيم إلتواء وتفرض ضمن الحدود الطبيعية، مع إحصائيات وصفية لكل مفردة وارتباطات متعددة بين المفردات المقدمة في الجدول ٣. نموذج العوامل الخمسة، الموضح بصريًا في الشكل ١، يعتبر جيد الملائمة، $\chi^2(441.79, df = 80, p < 0.0001, CFI = 0.941, TLI = 0.923, RMSEA =$

[0.079 [90% CI: 0.072–0.087]. كما تم تمثيل أحمال العوامل والمتنبقيات والارتباطات بين العوامل في الشكل ١ أيضاً. وتم اختبار نموذج بديل أحادي العامل، ووجد أن ملاءمة النموذج ضعيفة، $p < 0.0001$, CFI ($x^2 = 3029.02$, $df = 90$), $RMSEA = 0.213$ [0.207–0.220] $TLI = 0.445$, $RMSEA = 0.213$ [0.207–0.220]؛ وتم اختبار نموذج ثنائي العامل، والذي لم يتقارب بشكل صحيح. ولم يلبي نموذج عامل من الدرجة الثانية العتبات التقليدية لملاءمة النموذج المقبولة، $p < 0.0001$, CFI = 0.859, TLI = 0.826, RMSEA = 0.120 [0.113–0.126]، مع أحمال العوامل من الدرجة الثانية التالية على عامل الوظيفة التنفيذية: التخطيط ($\lambda = 0.69$)، التحصيل ($\lambda = 0.47$)، الذاكرة العاملة ($\lambda = 0.57$)، التحول ($\lambda = 0.80$)، والتحكم العاطفي ($\lambda = 0.45$).

الثبات والصدق:

تم عرض تقديرات أوميغا للاتساق الداخلي وتقديرات معامل الارتباط بين الفئات ICC للثبات بطريقة إعادة الاختبار في الجدول ٤، مع تلبية جميع القيم لعتبات الثبات المقبولة (مدى أوميغا من ٠,٦٨ إلى ٠,٨١؛ المدى للارتباط بين الفئات ICC من ٠,٩٥ إلى ٠,٨٩).

تم عرض جميع معاملات الصدق التقاربي والتمييزي ونتائج المقارنات بين تلك المعاملات في الجدول ٥. وتم تقييم الصدق التقاربي من خلال فحص معاملات الارتباط بين المقاييس الفرعية لمقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS والمقاييس المقابلة لها في قائمة تقييم السلوك للوظائف التنفيذية للكبار BRIEF-A. بالنسبة لبعض البنى، كانت هناك ارتباطات كبيرة، بما في ذلك التخطيط ($r = -0.63$)، والتشبيط ($r = -0.55$)، والتحكم العاطفي ($r = -0.69$)، ودرجة الوظيفة التنفيذية الكلية ($r = -0.70$)، ولكن بالنسبة للذاكرة العاملة ($r = -0.25$) والتحول ($r = -0.35$)، كانت هناك ارتباطات متوسطة. وتم تقييم الصدق التمييزي من خلال ربط كل مقياس من المقاييس الفرعية لمقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS باستبيان صحة المريض ذي المفردات الثمان PHQ8، والعثور على ارتباطات صغيرة للتشبيط ($r = -0.06$) والذاكرة العاملة ($r = -0.06$) وارتباطات متوسطة لجميع التراكيب الأخرى (ندى معامل الارتباط r بين ٠,٢٥- و ٠,٢٨-).

تمت مقارنة معاملات الصدق التقاربي والتمييزي، حيث كانت الارتباطات التقاربية أعلى بشكل ملحوظ من الارتباطات التمييزية للتخطيط ($p < 0.001$)، والتشبيط ($p < 0.001$)، والذاكرة العاملة ($p = 0.040$)، والتحكم العاطفي ($p < 0.001$)، ودرجة الوظيفة التنفيذية الكلية ($p < 0.001$). ولم يُلاحظ أي فرق كبير بين معاملات الصدق لمقياس التحول ($p = 0.237$).

المقارنات الجماعية:

يتم تقديم الإحصاءات الوصفية للعينة الكاملة والتقسيمات المتعلقة بالجنس في الجدول ٦. وكانت هناك فروق متواضعة، ولكنها دالة، بين الذكور والإناث من ذوي النوع الاجتماعي المتوافق في درجة الذاكرة العاملة، ($t = 2.75, p = 0.006, d = 0.26$ [95% CI: 0.07, .45]) ودرجة التحكم العاطفي، ($t = 4.48, p < 0.001, d = 0.38$, [0.20, 0.57])، حيث سجلت الإناث درجات أعلى بشكل ملحوظ على هذه المقاييس. ولم تكن هناك فروق بين الجنسين في درجة التخطيط، ($t = 0.27, p = 0.706, d = 0.02$ [-0.16, 0.21])، أو درجة التحول، ($t = 0.38, p = 0.475, d = 0.07$ [-0.15, 0.22])، وكان هناك فرق متواضع بين الجنسين في درجة الوظيفة التنفيذية الكلية، ($t = 2.19, p = 0.029, d = 0.21$ [0.02, 0.39]).

الجدول ٥. مدى صدق مقياس الوظيفة التنفيذية القصير.

الصدق التقاربي										
المتغير	ر [فترة الثقة %٥٩]	المتغيرات	ر [فترة الثقة %٥٩]	المتغير	ر [فترة الثقة %٥٩]	المتغيرات	ر [فترة الثقة %٥٩]	المتغير		
SEFS -PL مع مقياس BRIE F-PO	- ٠,٦٣ -] ٠,٧٢ - ٠,٥٣ [EFS- PL مع PHQ -8	- ٠,٢٥ -] ٠,٣٩ - ٠,١٠ [BRIE F-PO مع PHQ- 8	٠,٣١ -٣١ [٠,٤٥	فروق معامل الارتباط ر [فترة الثقة %٥٩]	٠,٣٨ -٢٧ [٠,٦٠	قيمة Z	٤,٧ ٤	مستوى الدلالة ٠,١ >
SEFS -IN مع BRIE F-I	- ٠,٥٥ -] ٠,٦٦ -- ٠,٤٤ [EFS- IN مع PHQ -8	- ٠,٠٦ -] ٠,٢١ - ٠,١٠ [BRIE F-I مع PHQ- 8	٠,٢٥ -١٠ [٠,٤٠	فروق معامل الارتباط ر [فترة الثقة %٥٩]	٠,٤٩ -٣٤ [٠,٦٤	قيمة Z	٥,٣ ٧	مستوى الدلالة ٠,١ >
SEFS -WM مع BRIE F-	- ٠,٢٥ -] ٠,٣٩ - ٠,٠٩ [SEF S- WM مع PHQ	- ٠,٠٦ -] ٠,٢١ - ٠,١٠ [BRIE F- WM مع PHQ-	٠,٣٢ -١٧ [٠,٤٥	فروق معامل الارتباط ر [فترة الثقة %٥٩]	٠,١٩ -٠١ [٠,٣٦	قيمة Z	٢,٠ ٥	مستوى الدلالة ٠,٠٤ ٠

المتغير	ر [فترة الثقة %٥٩]	المتغيرات	ر [فترة الثقة %٥٩]	المتغيرات	ر [فترة الثقة %٥٩]	المتغيرات	ر [فترة الثقة %٥٩]	المتغيرات
WM	[]	-8	[]	8	[]			
SEFS -SH مع BRIE F-S	- ٠,٣٨ -] ٠,٤٨ - ٠,٢٠ [SEF S- SH مع PHQ- -8	- ٠,٢٥ -] ٠,٣٩ - ٠,١٠ [BRIE F-S مع PHQ- 8	٠,٣٨ -٢٤ [٠,٥١]	٠,١٠ -٠,٠٧ [٠,٢٨]	١,١ ٨	٠,٢٣ ٧
SEFS -EC مع BRIE F-EC	- ٠,٦٩ -] ٠,٧٧ - ٠,٠٦ [SEF S- EC مع PHQ- -8	- ٠,٢٦ -] ٠,٤٢ - ٠,١٣ [BRIE F-EC مع PHQ- 8	٠,٣٨ -٢٤ [٠,٥١]	٠,٤٣ -٣٧ [٠,٦٥]	٥,٨ ٦	٠,٠> ٠,١
SEFS -TEF مع BRIE F- GEC	- ٠,٧٠ -] ٠,٧٧ - ٠,٦١ [SEF S- TEF مع PHQ- -8	- ٠,٢٨ -] ٠,٤٠ - ٠,١٠ [BRIE F- GEC مع PHQ- 8	٠,٣٩ -٢٥ [٠,٥٢]	٠,٤٢ -٣٧ [٠,٦٥]	٥,٨ ٦	٠,٠> ٠,١

ملاحظة. CI = فترة الثقة؛ BRIEF = قائمة تقييم السلوك للوظيفة التنفيذية، الإصدار الخاص بالكبار (PO = التخطيط / التنظيم؛ I = التثبيت؛ WM = الذاكرة العاملة؛ S = التحول؛ EC = التحكم العاطفي؛ GEC = المركب التنفيذي الشامل)؛ SEFS = مقياس الوظيفة التنفيذية القصير (PL = التخطيط؛ IN = التثبيت؛ WM = الذاكرة العاملة؛ SH = التحول؛ EC = التحكم العاطفي؛ TEF = الوظيفة التنفيذية الكلية)؛ PHQ-8 = استبيان صحة المريض المكون من ثمانية مفردات.

الجدول ٦. إحصائيات وصفية لدرجات مقياس الوظيفة التنفيذية القصير.

العينة	البنية	م	الانحراف المعياري	الحد الأدنى	الحد الأقصى الالتواء	التفرطح
إجمالي العينة (ن = ٧١٧)						
التخطيط	٦,٣	٢,١	٠	٩	٠,٦-	٠,٢-
التثبيط	٦,٦	٢,١	٠	٩	٠,٩-	٠,٦
الذاكرة العاملة	٤,٠	٢,٠	٠	٩	٠,٣-	٠,٣-
التحول	٤,٤	٢,٠	٠	٩	٠,٢	٠,٢-
التحكم العاطفي	٦,٢	٢,١	٠	٩	٠,٧-	٠,٠
إجمالي الوظيفة التنفيذية	٢٧,٥	٦,٥	٤	٤٥	٠,٣-	٠,٣
الإناث (ن = ٥٦٥)						
التخطيط	٦,٤	٢,١	٠	٩	٠,٦-	٠,٣-
التثبيط	٦,٦	٢,١	٠	٩	٠,١-	٠,٧
الذاكرة العاملة	٣,٩	٢,٠	٠	٩	٠,٤	٠,٢-
التحول	٤,٤	١	٠	٩	٠,٢	٠,٣-
التحكم العاطفي	٦,١	٢,١	٠	٩	٠,٧-	٠,١-
إجمالي الوظيفة التنفيذية	٢٧,٤	٦,٦	٤	٤٥	٠,٣-	٠,٣
الذكور (ن = ١٣٩)						
التخطيط	٦,٣	١,٩	١	٩	٠,٦-	٠,٢
التثبيط	٦,٦	٢,٠	٠	٩	٠,٨-	٠,٣
الذاكرة العاملة	٤,٤	٢,٠	٠	٩	٠,٢	٠,٥-
التحول	٤,٥	١,٩	٠	٩	٠,٤	٠,٢
التحكم العاطفي	٦,٩	١,٨	١	٩	٠,٨-	٠,٢
إجمالي الوظيفة التنفيذية	٢٨,٧	٥,٩	١٠	٤٤	٠,١-	٠,٥

المناقشة:

تضمنت هذه الدراسة تقييماً سيكومترياً أولياً لمقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS، وهو استبيان تم تطويره حديثاً يتكون من ١٥ مفردة يقيس خمس وظائف تنفيذية: التخطيط والتثبيط والذاكرة العاملة والتحول والتحكم العاطفي. وكان نموذج العوامل الخمسة لمقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS مناسباً بشكل كافٍ، وتجاوز تقدير أوميغا للاتساق الداخلي لكل عامل الحد الأدنى للثبات المقبول. ووفقاً لقيم معامل الارتباط بين الفئات ICC، كانت جميع درجات مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS تتمتع بثبات جيدة بطريقة إعادة الاختبار؛ وبصرف النظر عن مقياس التحول الفرعي، أظهرت جميع المقاييس دليلاً على الصدق التقاربي والتمييزي. بالنسبة لمقياس التحول الفرعي، لم تختلف الارتباطات التقاربية والتمييزية بشكل كبير عن بعضها

البعض. وأظهرت المقارنات الجماعية لدرجات مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS اختلافات متواضعة بين المشاركين الذكور والإناث من الجنسين في مقياس الذاكرة العاملة والتحكم العاطفي، في حين لم يتم ملاحظة أي اختلافات جماعية لأي درجات مقياس أخرى. وتتوافق هذه النتائج مع الأبحاث حول أداء مهام الوظيفة التنفيذية التي تظهر اختلافات غير متسقة وضئيلة بين الجنسين (Cross et al., 2011; Gaillard et al., 2021; Grissom & Reyes, 2019) وتقييم السلوك للوظائف التنفيذية للكبار BRIEF-A، والتي لم يلاحظ مطورو الاختبار فيها اختلافًا بين الجنسين (Roth et al., 2005).

بالمقارنة بتقديرات الثبات المقدمة لاستبيانات أخرى (انظر الجدول ١)، كان ثبات المقاييس الفرعية لمقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS إما قابلة للمقارنة أو أقل قليلاً، لكنها كلها كانت أعلى من عتبات القيم المقبولة (Kalkbrenner, 2023; Koo & Li, 2016). وغالبًا ما كانت الاستبيانات الأخرى تحتوي على المزيد من المفردات واعتمدت على ألفا كتقدير للاتساق الداخلي، والذي يزداد مع زيادة طول المقياس (Tavakol & Dennick, 2011). ومن حيث التصميم، كان مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS موجزاً، مما يعني تضمين عدد قليل من المفردات لكل مقياس. وكانت تقديرات الثبات بطريقة إعادة الاختبار أعلى تقديرات الاتساق الداخلي لمقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS، مما يشير إلى الاستقرار في الإبلاغ عن المستويات الذاتية لقدرات الوظيفة التنفيذية.

كان أقل تقدير للثبات لمقياس الذاكرة العاملة ($\omega = 0.68$)، وهو المقياس الوحيد الذي كان له قيمة أوميغا أقل من ٠.٧٠. وبالمقارنة، كان لمقياس الذاكرة العاملة من قائمة تقدير سلوك الوظائف التنفيذية للكبار BRIEF-A ($\omega = 0.80$) ومقياس الانتباه/الذاكرة العاملة للكبار من مقياس D-REF ($\omega = 0.82$) تقديرات ثبات أعلى، ولكن هذه المقاييس تتضمن مفردات تستفيد من مدى الانتباه وعمليات الذاكرة العاملة، مثل نسيان المعلومات بسرعة (أي، على الأرجح بسبب قلة الانتباه). ولم يتم تمثيل جوانب الانتباه والذاكرة هذه في مقياس الذاكرة العاملة من مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS، الذي سأل عن الصيانة (بمعنى، يمكنني الاحتفاظ بأشياء متعددة في ذهني في وقت واحد) والتعامل والمعالجة (بمعنى، أنا جيد في حل مسائل الرياضيات في رأسي وأنا جيد في حل المشكلات في رأسي) (Harvey, 2019). وقد يكون هناك نقص في تمثيل بنية الذاكرة العاملة في هذه المفردات، والتي قد تنطوي أيضاً على عدم الانتباه والنسيان السريع كما هو موضح في مقاييس مختلفة. وبناءً على تقديره المنخفض للاتساق الداخلي، قد يستفيد مقياس الذاكرة العاملة من مقياس الوظائف التنفيذية القصير

SEFS من التحسين من خلال الأبحاث المستقبلية، على الرغم من أن البنية أظهرت استقراراً جيداً وفقاً لمعاملات الارتباط داخل الفئة 'ICC'.

لوحظت أدنى أدلة صدق لمقياسي الذاكرة العاملة والتحول، والتي كانت مدفوعة في المقام الأول بالتوافق الضعيف بين هذه المقاييس ومقاييس قائمة تقييم سلوك الوظائف التنفيذية للكبار BRIEF-A الخاصة بها. وكان معامل الارتباط التمييزي هو الأدنى للذاكرة العاملة ($r = -0.06$) وقابل للمقارنة مع معاملات أخرى لمقياس التحول ($r = -0.25$)، وبالنسبة لجميع المقاييس، كانت الارتباطات بين مقاييس قائمة تقييم سلوك الوظائف التنفيذية للكبار BRIEF-A واستبيان صحة المريض ذي الثمان مفردات PHQ-8 أعلى من تلك الموجودة بين المقاييس الفرعية لمقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS واستبيان صحة المريض ذي الثمان مفردات PHQ-8. ولم يتجاوز الفرق بين معاملات الصدق التقاربي والتمييزي لمقياس الذاكرة العاملة من مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS الحد الأدنى للدلالة ($p = 0.040$)، مدفوعاً بأدنى معامل صدق تقاربي ($r = -0.25$). وكما هو مذكور أعلاه، كانت هناك اختلافات في تمثيل البناء بين مقياسي الذاكرة العاملة من مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS وقائمة تقييم سلوك الوظائف التنفيذية للكبار BRIEF-A، وهو ما يفسر على الأرجح الارتباط المنخفض بينهما. وكان ثاني أدنى معامل صدق تقاربي بين مقياس التحول من مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS ومقياس التحول من وقائمة تقييم سلوك الوظائف التنفيذية للكبار BRIEF-A ($r = -0.35$)، والذي نتج أيضاً على الأرجح عن تمثيل بناء مختلف. بالنسبة لمقياس التحول من مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS، عكست المفردات تقسيم التركيز بين مهام متعددة (بمعنى، أنا جيد في تعدد المهام)، وتحويل الانتباه (بمعنى، يمكنني تحويل تركيزي بين أشياء مختلفة)، والحصول على الحد الأدنى من تكاليف التبديل عند التحول بين المهام (بمعنى، أنا جيد في العودة إلى المهمة بعد تشتيت الانتباه). ومع ذلك، تعكس مفردات التحول في قائمة تقييم سلوك الوظائف التنفيذية للكبار BRIEF-A المرونة في التفكير والسلوك، بما في ذلك تشكيل استراتيجية بديلة لحل المشكلات، وإدارة التغييرات في الروتين، والتغلب على المشاكل.

كان أحد النتائج البارزة يتعلق بعدم وجود دعم سيكومتري لنموذج العامل الواحد أو العاملين أو عامل من الدرجة الثانية لكل تحليل عاملي توكيدي، على الرغم من أن درجة الوظيفة التنفيذية الكلية كان لها دليل قوي على الاتساق الداخلي والثبات بطريقة إعادة الاختبار والصدق التقاربي والتمييزي. ويشير عدم ملاءمة النموذج إلى أن تصنيفات الوظائف التنفيذية لم تكن بسبب عامل مشترك لقدرة تنفيذية شاملة، بل كانت تعكس قدرات متعددة قابلة للفصل بدرجات متفاوتة من العلاقات المتبادلة. وفي حين

^١ الارتباط داخل الفئة ICC: Intraclass Correlation هي قيمة بين ٠ و ١، حيث تشير القيم أقل من ٠,٥ إلى ثبات ضعيف، وبين ٠,٥ و ٠,٧٥ ثبات متوسط، وبين ٠,٧٥ و ٠,٩ ثبات جيد، وأي قيمة أعلى من ٠,٩ تشير إلى ثبات ممتاز. ويقدر معامل الارتباط داخل فئة ثبات التقديرات من خلال مقارنة تباين التقديرات المختلفة لنفس الفرد بالنسبة للتباين الكلي عبر كل التقديرات وكل الأفراد عندما تكون هذه التقديرات كمية.

كانت بعض القدرات وثيقة الصلة (على سبيل المثال، التحول والذاكرة العاملة مرتبطة بمعامل $r = 0.71$)، كانت القدرات الأخرى قابلة للتمايز بدرجة كبيرة (على سبيل المثال، أظهر التثبيط ارتباطاً ضئيلاً بالذاكرة العاملة بمعامل $r = 0.03$). وعلى هذا، ورغم أن المشاركين كانوا يميلون إلى الاتساق في تقييماتهم الإجمالية على مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS، وهو ما يشير إلى ثبات جيد لدرجة الوظيفة التنفيذية الكلية، فإن التفسير البنائي لهذه الدرجة يظل غامضاً بالمقارنة بدرجات القدرة الأكثر تحديداً. ويمكن للباحثين استخدام هذه الدرجة في الممارسة العملية، ولكنها قد تفتقر إلى الفوارق التفسيرية التي يوفرها تفسير العوامل الخمسة بشكل منفصل.

لقد تضمنت هذه الدراسة بعض القيود؛ فقد تم جمع المشاركين على أساس عينة ملائمة تم تخصيصها من خلال مجموعة من المشاركين تمنح نقاطاً دراسية في مقررات علم النفس للمشاركة في البحث. ويعني إجراء التخصيص هذا أن التركيبة السكانية للعينة تعكس الطلاب في تلك المقررات الذين اختاروا المشاركة في هذه الدراسة، مما أدى إلى التمثيل المفرط للمشاركين من هويات معينة. وتألقت العينة من نساء ببيضاوات من قسم علم النفس الجامعي الأمريكي الوحيد، وهو ما لن يمثل السكان الأوسع في الولايات المتحدة أو السكان الدوليين. وتوفر هذه النتائج دعماً سيكومترياً أولياً لمقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS في مجموعة سكانية ضيقة من طلاب البكالوريوس في مؤسسة واحدة؛ وللاستخدام مع مجموعات أخرى، يجب على الباحثين إعادة تقييم الخصائص السببومترية للمقياس في مجموعات سكانية إضافية.

على الرغم من استخدام فحوصات الانتباه ومقاييس قائمة بتقييم سلوك الوظائف التنفيذية للكبار BRIEF-A للصدق المضمن في هذه الدراسة، فإن مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS لا يحتوي على مؤشرات صدق مضمنة. وسيحتاج الباحثون الذين يرغبون في تطبيق مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS في الأبحاث المستقبلية إلى إيجاد طريقة لتقييم صدق بيانات التقارير الذاتية التي تم جمعها من هذا المقياس SEFS. على الرغم من أن الارتباطات مع مقاييس قائمة بتقييم سلوك الوظائف التنفيذية للكبار BRIEF-A ذات الصلة توفر دليلاً على الصدق التقاربي، إلا أن هذه الدراسة لم تفحص مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS فيما يتعلق بالمقاييس الموضوعية للوظيفة التنفيذية. وافترض الباحثون السابقون أن أداء الاختبارات المعرفية والتقييمات السلوكية للوظائف التنفيذية تقيس مستويات مختلفة من البناء، وقد أظهرت تاريخياً تطابقاً ضعيفاً (Toplak et al., 2013). ومع ذلك، تم تصميم مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS لمقياس الوظائف التنفيذية القائمة على الأداء، وتحديدًا التثبيط والذاكرة العاملة والتحول، في حين أن التخطيط والتحكم العاطفي أقل شيوعاً في الاختبارات المعرفية في الأدبيات المنشورة (Karr et al., 2018). وعلى الرغم من أن مقاييس التقرير الذاتي نادراً ما ترتبط بالاختبارات الموضوعية للوظائف التنفيذية، فإن التطابق بين المقاييس الفرعية لمقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS المحددة والاختبارات النفسية العصبية لنفس التراكيب

أو البني يمكن أن توفر دليلاً على أن الانطباع الذاتي عن القدرة بين المفحوصين يتماشى مع القدرة الملاحظة في الاختبارات القائمة على الأداء. وتتضمن طريقة أخرى لتوسيع أدلة صدق البناء إنشاء نسخة تقرير مقدم المعلومات من مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS، وفحص ما إذا كان التصور الذاتي للوظائف التنفيذية يتماشى مع كيفية إدراك الأسرة أو الأصدقاء أو الزملاء للوظائف التنفيذية للمفحوص. ويمكن للباحثين في المستقبل فحص العلاقة بين مقاييس مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS، والاختبارات التي تُجرى عادةً للوظائف التنفيذية، وتقرير مقامي المعلومات لاستكشاف صدق القياس بشكل أكبر.

الخلاصة:

توفر هذه النتائج مجتمعة دعمًا أوليًا لمقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS، وإن كان ذلك في عينة ديموغرافية ضيقة من طلاب البكالوريوس في الولايات المتحدة. وعلى هذا النحو، تشير نتائج القياس النفسي إلى أقوى دليل على استخدام مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS مع فئة عمرية من الشباب والكبار، ولكن هذه الخصائص النفسية المقبولة قد لا تُعمم على عينات من أعمار ومستويات تعليمية وخلفيات اجتماعية واقتصادية وهويات عرقية أو إثنية وهويات جنسية متنوعة. وقد لا تنطبق أيضًا على السكان المرضى الذين يعانون من صعوبات في الوظائف التنفيذية. ويتطلب مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS مزيدًا من التقييم السيكمترى في عينات ذات خصائص ديموغرافية وظروف مرضية مختلفة لتكرار النتائج الحالية وفحص ما إذا كان يمكن تطبيق المقياس على نطاق واسع مع سكان آخرين. إن استخدام مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS مع فئات سكانية أخرى يتطلب على الأقل تقييمًا نفسيًا قياسيًّا ضمن عينات جديدة (على سبيل المثال، إعداد تقديرات للثبات أو التحليل العاملي لتقييم صدق البناء). وبالمقارنة مع استبيانات الوظائف التنفيذية الحالية أو الأطول، قد يكون لمقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS قيمة مضافة في مواقف بحثية معينة مثل دراسات المسح عبر الإنترنت أو بروتوكولات الدراسة التي تنطوي على عبء كبير من المشاركين ووقت محدود متاح لإضافة مقاييس إضافية. وإذا تم دعمه للاستخدام في المواقف العلاجية، فقد يكون لمقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS قيمة مضافة مع فئات سكانية معينة، مثل الكبار الذين لديهم قدرة محدودة على استكمال الاستبيان الأطول (على سبيل المثال، المرضى الذين يعانون من خلل في السلوك بسبب حالات نفسية أو عصبية). يقدم مقياس الوظائف التنفيذية القصير SEFS مقياسًا مستقلًا للإبلاغ الذاتي للتمثيلات السلوكية للعديد من الوظائف التنفيذية وقد يكون ذا قيمة للباحثين الذين يسعون إلى مقياس سريع لهذا البناء متعدد الأبعاد.

الملحق

مقياس الوظائف التنفيذية القصير.

المفردة	السؤال	الرجاء اختيار الإجابة أدناه التي هي الأكثر صحة بالنسبة لك.			
		ليس صحيحًا على الإطلاق	صحيح إلى حد ما	صحيح في الغالب	صحيح جدًا
PL1	أجد صعوبة في البقاء منظمًا	٣	٢	١	٠
IN1	أفعل أشياء مخوفة بالمخاطر دون التفكير في العواقب	٣	٢	١	٠
WM1	أستطيع الاحتفاظ بأشياء متعددة في ذهني في وقت واحد	٠	١	٢	٣
SH1	أنا جيد في تعدد المهام	٠	١	٢	٣
EC1	لدي مزاج سريع	٣	٢	١	٠
PL2	أخطط مسبقًا	٠	١	٢	٣
IN2	أنا شخص متهور	٣	٢	١	٠
WM2	أنا جيد في حل المسائل الرياضية في ذهني	٣	٢	١	٠
SH2	أنا جيد في العودة إلى المهمة بعد تشتيت الانتباه	٠	١	٢	٣
EC2	أسمح لمشاعري بتغيم حكمي	٣	٢	١	٠
PL3	لا أدير وقتي جيدًا	٣	٢	١	٠
IN3	أفعل الأشياء دون التفكير فيها	٣	٢	١	٠
WM3	أنا جيد في حل المشاكل في ذهني	٠	١	٢	٣
SH3	يمكنني تحويل تركيزي بين أشياء مختلفة	٠	١	٢	٣
EC3	أشعر بالإحباط بسهولة	٣	٢	١	٠

إعلان تضارب المصالح:

أعلن المؤلف عدم وجود تضارب محتمل في المصالح فيما يتعلق بالبحث والتأليف أو نشر هذه المقالة.

التمويل:

كشف المؤلف عن تلقي الدعم المالي التالي للبحث والتأليف أو نشر هذه المقالة: وتم دعم هذا العمل، جزئياً، من خلال منحة بناء مهن بحثية متعددة التخصصات في صحة المرأة (#K12-DA035150) (BIRCWH) من المعهد الوطني لتعاطي المخدرات (NIDA) التابع للمعاهد الوطنية للصحة (NIH).

معرف ORCID

جاستن إي. كار Justin E. Karr

<https://orcid.org/0000-0003-3653-332X>

المراجع:

- Baddeley, A. (1992). Working memory. *Science*, 255(5044), 556–559. <https://doi.org/10.1126/science.1736359>
- Barkley, R. A. (2011). Barkley deficits in executive functioning scale. Guilford Press. Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588–606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (Vol. 21, pp. 136–162). Sage. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Bujang, M. A., & Baharum, N. (2017). A simplified guide to determination of sample size requirements for estimating the value of intraclass correlation coefficient: A review. *Archives of Orofacial Sciences*, 12(1), 1–11.
- Chaytor, N., Schmitter-Edgecombe, M., & Burr, R. (2006). Improving the ecological validity of executive functioning assessment. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 21(3), 217–227. <https://doi.org/10.1016/j.acn.2005.12.002>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. In *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203771587>
- Cross, C. P., Copping, L. T., & Campbell, A. (2011). Sex differences in impulsivity: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 137(1), 97–130. <https://doi.org/10.1037/a0021591>
- Delis, D. C. (2021). Delis rating of executive functions, adult. Pearson. Diamond, A. (2013). Executive functions. *Annual Review of Psychology*, 64, 135–168. <https://doi.org/10.1146/annurevpsych-113011-143750>

- Enders, C. K. (2010). *Applied missing data analysis*. The Guilford Press.
- Erdfelder, E., Faul, F., Buchner, A., & Lang, A. G. (2009). Statistical power analyses using G*Power 3.1: Tests for correlation and regression analyses. *Behavior Research Methods*, 41(4), 1149–1160. <https://doi.org/10.3758/BRM.41.4.1149>
- Field, A. P. (2005). *Intraclass correlation*. In *Encyclopedia of statistics in behavioral science* (pp. 948–954). John Wiley. <https://doi.org/10.1002/0470013192.bsa313>
- Finney, S. J., & DiStefano, C. (2013). Non-normal and categorical data in structural equation modeling. In *Structural equation modeling: A second course* (pp. 269–314). Information Age. <https://doi.org/10.1002/car.1158>
- Fuster, J. M. (2015). *The prefrontal cortex* (5th ed.). Elsevier.
- Gaillard, A., Fehring, D. J., & Rossell, S. L. (2021). A systematic review and meta-analysis of behavioural sex differences in executive control. *European Journal of Neuroscience*, 53(2), 519–542. <https://doi.org/10.1111/ejn.14946>
- Garcia-Barrera, M. A., Kamphaus, R. W., & Bandalos, D. (2011). Theoretical and statistical derivation of a screener for the behavioral assessment of executive functions in children. *Psychological Assessment*, 23(1), 64–79. <https://doi.org/10.1037/a0021097>
- Grace, J., & Malloy, P. F. (2002). *Frontal systems behavior scale*. Psychological Assessment Resources.
- Grissom, N. M., & Reyes, T. M. (2019). Let's call the whole thing off: Evaluating gender and sex differences in executive function. *Neuropsychopharmacology*, 44(1), 86–96. <https://doi.org/10.1038/s41386-018-0179-5>

- Harvey, P. D. (2019). Domains of cognition and their assessment. *Dialogues in Clinical Neuroscience*, 21(3), 227–237. <https://doi.org/10.31887/DCNS.2019.21.3/pharvey>
- Hoyle, R. H., & Panter, A. T. (1995). Writing about structural equation models. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 158–176).
- Sage. Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- JASPTeam.(2023). JASP (0.17.1). Jurado, M. B., & Rosselli, M. (2007). The elusive nature of executive functions: A review of our current understanding. *Neuropsychology Review*, 17(3), 213–233. <https://doi.org/10.1007/s11065-007-9040-z>
- Kalkbrenner, M. T. (2023). Alpha, omega, and H internal consistency reliability estimates: Reviewing these options and when to use them. *Counseling Outcome Research and Evaluation*, 14(1), 77–88. <https://doi.org/10.1080/21501378.2021.1940118>
- Karr, J. E., Areshenkoff, C. N., Rast, P., Hofer, S. M., Iverson, G. L., & Garcia-Barrera, M. A. (2018). The unity and diversity of executive functions: A systematic review and reanalysis of latent variable studies. *Psychological Bulletin*, 144(11), 1147–1185.
- Koch, S. B. J., Mars, R. B., Toni, I., & Roelofs, K. (2018). Emotional control, reappraised. *Neuroscience and Biobehavioral Reviews*, 95, 528–534. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2018.11.003>
- Koo, T. K., & Li, M. Y. (2016). A guideline of selecting and reporting intraclass correlation coefficients for reliability research. *Journal of Chiropractic Medicine*, 15(2), 155–163. <https://doi.org/10.1016/j.jcm.2016.02.012>

- Kroenke, K., & Spitzer, R. L. (2002). The PHQ-9: A new depression diagnostic and severity measure. *Psychiatric Annals*, 32(9), 509–515. <https://doi.org/10.3928/0048-571320020901-06>
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. W. (2001). The PHQ-9: Validity of a brief depression severity measure. *Journal of General Internal Medicine*, 16(9), 606–613. <https://doi.org/10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x>
- Kroenke, K., Strine, T. W., Spitzer, R. L., Williams, J. B. W., Berry, J. T., & Mokdad, A. H. (2009). The PHQ-8 as a measure of current depression in the general population. *Journal of Affective Disorders*, 114(1–3), 163–173. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2008.06.026>
- Lezak, M. D., Howieson, D. B., & Loring, D. W. (2012). *Neuropsychological Assessment* (5th ed.). Oxford University Press.
- Little, R. J. A. (1988). A test of missing completely at random for multivariate data with missing values. *Journal of the American Statistical Association*, 83(404), 1198–1202. <https://doi.org/10.1080/01621459.1988.10478722>
- McDonald, R. P. (1999). Test theory: A unified treatment. *Journal of the American Statistical Association*, 95(451), 1012–1013. <https://doi.org/10.2307/2669496>
- Meng, X. L., Rosenthal, R., & Rubin, D. B. (1992). Comparing correlated correlation coefficients. *Psychological Bulletin*, 111(1), 172–175. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.111.1.172>
- Millsap, R. E., & Yun-Tein, J. (2004). Assessing factorial invariance in ordered-categorical measures. *Multivariate Behavioral Research*, 39(3), 479–515. https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3903_4
- Miyake, A., & Friedman, N. P. (2012). The nature and organization of individual differences in executive functions: Four general

- conclusions. *Current Directions in Psychological Science*, 21(1), 8–14. <https://doi.org/10.1177/0963721411429458>
- Muthen, L. K., & Muthen, B. O. (2017). MPlus user's guide (8th ed.). Packwood, S., Hodgetts, H. M., & Tremblay, S. (2011). A multiperspective approach to the conceptualization of executive functions. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 33(4), 456–470. <https://doi.org/10.1080/13803395.2010.533157>
- Rabin, L. A., Paolillo, E., & Barr, W. B. (2016). Stability in test-usage practices of clinical neuropsychologists in the United States and Canada over a 10-Year Period: A followup survey of INS and NAN members. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 31(3), 206–230. <https://doi.org/10.1093/arclin/acw007>
- Roth, R. M., Isquith, P. K., & Gioia, G. A. (2005). Behavior rating inventory of executive function—Adult version (BRIEF-A). *In Definitions. Psychological Assessment Resources*. <https://doi.org/10.32388/ygkcfw>
- Spinella, M. (2005). Self-rated executive function: Development of the executive function index. *International Journal of Neuroscience*, 115(5), 649–667. <https://doi.org/10.1080/00207450590524304>
- Strait, J. E., Dawson, P., Walther, C. A. P., Strait, G. G., Barton, A. K., & Brunson McClain, M. (2020). Refinement and psychometric evaluation of the Executive Skills Questionnaire-Revised. *Contemporary School Psychology*, 24, 378–388. <https://doi.org/10.1007/s40688-018-00224-x>
- Tanaka, J. S. (1987). “How big Is big enough?” Sample size and goodness of fit in structural equation models with latent variables. *Child Development*, 58(1), 134–146. <https://doi.org/10.2307/1130296>

- Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53–55. <https://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8dfd>
- Toplak, M. E., West, R. F., & Stanovich, K. E. (2013). Practitioner review: Do performance-based measures and ratings of executive function assess the same construct? *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*, 54(2), 131–143. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12001>
- Wolf, E. J., Harrington, K. M., Clark, S. L., & Miller, M. W. (2013). Sample size requirements for structural equation models: An evaluation of power, bias, and solution propriety. *Educational and Psychological Measurement*, 73(6), 913–934. <https://doi.org/10.1177/0013164413495237>
- Yu, C. Y. (2002). *Evaluating cutoff criteria of model fit indices for latent variable models with binary and continuous outcomes* [Doctoral dissertation]. <https://doi.org/10.1.1.310.3956>