MEJDS. 2022; 12:213.

Published online 2023 Feb. **Original Article**

Validity and Reliability of the Persian Version of the Functioning Assessment Short Test in Outpatients With Bipolar Disorder

Ranaeiy S[1], *Rahimi Taghanaki C[2], Mohammadi N[3], Dastgheib SA[4]

Author Address
1. PhD Candidate of Clinical Psychology, Department of Clinical Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran;
2. Professor of Clinical Psychology, Department of Clinical Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran;
3. Professor of Psychology, Department of Clinical Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran;
4. Assistant Professor of Psychiatry, Substance Abuse Research Center, Shiraz University of Medical Sciences, Shiraz, Iran.
* **Corresponding Author E-mail:** crahimi2016@hotmail.com

Received: 2021 January 2; **Accepted:** 2021 May 21

Abstract

Background & Objectives: Some people with bipolar disorder regain psychosocial functioning upon symptomatic remission. The majority still suffer persistent functional difficulties, even though their core affective symptoms are controlled. Functional recovery is considered as important as symptomatic recovery, and assessing functional outcomes is increasingly recommended in clinical and research settings. Therefore, it seems quite necessary to make instruments with acceptable validity and reliability in different languages. A variety of measures are applied to evaluate functional impairments in bipolar disorder studies, but none of them are specifically designed for bipolar disorder. This instrument was developed for clinical evaluation of functional impairments presented by patients suffering from mental disorders (especially bipolar disorder). Functioning Assessment Short Test (FAST) is a brief instrument designed to assess the main functioning problems experienced by psychiatric patients, specifically bipolar patients. Here in this research we examined the psychometric properties of the Persian version of FAST.

Methods: This questionnaire development study was conducted in the Psychiatric Department of Imam–Reza Clinic, Shiraz City, Iran. Outpatients diagnosed with bipolar disorder type I and II (n=202) were recruited using convenience sampling. A psychiatrist diagnosed bipolar disorder according to the *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (DSM–5). All available information, including psychiatric records, was brought into consideration. Subjects diagnosed with borderline personality disorder, those in the acute phase of bipolar disorder, active drug abusers, and patients with comorbid mental retardation were excluded. The control group consisted of healthy subjects (n=202) recruited using convenience sampling and screened to have no first–degree relatives with bipolar disorder, current psychiatric comorbidity, schizophrenia, or other psychotic disorders. The control group was compared with the patient group regarding sex, age, marital status, and educational level. Based on the results of the Hamilton Depression Rating Scale and the Young Mania Rating Scale scores, patients were classified as euthymic (those with scores < 8) and symptomatic (those with scores ≥ 8). Bipolar disorder patients and the control group were assessed with FAST. The instrument was evaluated regarding face, construct, convergent, discriminant and concurrent validity. The Cronbach alpha and intra–class correlation coefficients were calculated to estimate internal consistency and test–retest reliability, respectively. Data were analyzed using SPSS 23 and Lisrel 22 at a significance level of 0.05.

Results: The control group and patients group had no significant differences regarding sex, age, marital status, and educational level (p>0.05). Face validity for all questions was acceptable with impact scores ≥ 4.9. FAST total scores were higher for the patient group (22.36±14.21) compared to the control group (4.49±2.03; p<0.001). Furthermore, FAST total scores showed a significant difference between the symptomatic and euthymic groups. FAST scores were lower for the euthymic group (13.80±9.06) compared to the symptomatic group (34.89±10.62; p<0.001). The FAST could successfully discriminate between patients and controls as well as euthymic and symptomatic patients. Confirmatory factor analysis also confirmed the selected model (X2/df=5.04; RMSEA=0.101; NFI=0.96; CFI=0.97; IFI=0.97; GFI=0.80). The FAST also showed acceptable convergent and discriminant validity. The findings showed that the scaling success rates for convergent and discriminant validity were 100% for all domains. Total FAST scores were strongly and negatively correlated with the Global Assessment of Functioning scores (rho= –0.9, p<0.001); therefore, FAST showed an acceptable concurrent validity. The Cronbach alpha coefficient and intra–class correlation coefficient in the Persian version of the FAST were above 0.7.

Conclusion: Based on the findings of this study, the Persian version of FAST has sufficient validity and reliability, making it an acceptable assessment for application in clinical trials and comparative studies.

Keywords: Bipolar disorder, Validity, Reliability, Functional impairment.

[Downloaded from www.jdisabilstud.org on 2026-06-21]

Copyright © 2022, MEJDS. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/) which permits copy and redistribute the material just in noncommercial usages, provided the original work is properly cited.

مجله مطالعات ناتوانی ۱۴۰۱؛ (۱۲):۲۱۳.

انتشار برخط بهمن ۱۴۰۱ مقاله پژوهشی اصیل

روایی و پایایی نسخهٔ فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد در بیماران غیربستری مبتلا به اختلال دوقطبی

سمیرا رعنایی[۱]، *چنگیز رحیمی طاقانکی[۲]، نوراله محمدی[۳]، سیدعلی دستغیب[۴]

توضیحات نویسندگان

۱. دانشجوی دکتری روان‌شناسی بالینی، بخش روان‌شناسی بالینی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران؛

۲. استاد روان‌شناسی بالینی، بخش روان‌شناسی بالینی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران؛

۳. استاد روان‌شناسی، بخش روان‌شناسی بالینی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران؛

۴. استادیار روان‌پزشکی، مرکز تحقیقات سوءمصرف مواد، دانشگاه علوم‌پزشکی شیراز، شیراز، ایران.

***رایانامهٔ نویسندهٔ مسئول:** crahimi2016@hotmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳دی۱۳۹۹؛ **تاریخ پذیرش:** ۱ خرداد ۱۴۰۰

چکیده

زمینه و هدف: آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد توسط رزا و همکاران در سال ۲۰۰۷ برای ارزیابی بالینی عملکرد در اختلالات روانی به‌خصوص اختلال دوقطبی معرفی شد. در پژوهش حاضر ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ فارسی این آزمون بررسی شد.

روش‌بررسی: این مطالعهٔ توسعهٔ ابزار روی جامعهٔ آماری بیماران اختلال دوقطبی غیربستری شهر شیراز انجام شد. در این پژوهش ۲۰۲ بیمار مراجعه‌کننده به کلینیک روان‌پزشکی درمانگاه امام‌رضا(ع) (گروه بیماران) و ۲۰۲ نفر از کارکنان درمانگاه مذکور (گروه گواه) به‌روش نمونه‌گیری دردسترس وارد مطالعه شدند. ارزیابی روایی‌های صوری، سازه، هم‌زمان (با ابزار ارزیابی کلی عملکرد)، همگرایی، واگرایی و افتراقی آزمون صورت گرفت. پایایی آزمون نیز به‌شیوهٔ همسانی درونی با ضریب آلفای کرونباخ و بازآزمایی (به‌فاصلهٔ یک هفته) به‌روش همبستگی درون‌طبقه‌ای بررسی شد. تحلیل داده‌ها با نرم‌افزارهای SPSS نسخهٔ ۲۳ و LISREL نسخهٔ ۲۲ انجام پذیرفت و سطح معناداری ۰/۰۵ بود.

یافته‌ها: روایی صوری با ضریب تأثیر بیشتر یا مساوی ۴/۹ برای تمامی سؤالات مطلوب بود. به‌علاوه تحلیل عاملی تأییدی مطلوب بود و ویژگی‌های نکویی برازش (X^2/df=۵/۰۴، RMSEA=۰/۱۰۱، NFI=۰/۹۶، CFI=۰/۹۷، IFI=۰/۹۷، GFI=۰/۸۰) مناسب بود. درصد موفقیت روایی‌های همگرایی و واگرایی در تمام ابعاد ۱۰۰درصد به‌دست آمد. روایی هم‌زمان همبستگی معناداری را با آزمون کوتاه ارزیابی کلی عملکرد نشان داد (rho=-۰/۹، p<۰/۰۰۱). آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد به‌طور معناداری قادر به افتراق بیماران دوقطبی از گروه گواه (p<۰/۰۰۱)، همچنین بیماران نشانه‌دار از خُلق طبیعی (p<۰/۰۰۱) بود. آلفای کرونباخ و همبستگی درون‌طبقه‌ای برای کل آزمون و ابعاد آن بیشتر از ۰/۷ به‌دست آمد.

نتیجه‌گیری: براساس یافته‌های پژوهش، نسخهٔ فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد دارای روایی و پایایی پذیرفتنی است و می‌تواند در کارآزمایی‌ها و پژوهش‌های تطبیقی استفاده شود.

کلیدواژه‌ها: اختلال دوقطبی، روایی، پایایی، آسیب عملکرد.

حق انتشار محفوظ است © ۱۴۰۱، مجله مطالعات ناتوانی. این یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت مجوز اختیار_غیرتجاری ۴/۰ بین‌المللی (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/deed.fa) منتشر شده است که به شما اجازه می‌دهد که مواد منتشر شده در این مقاله را با شرط ارجاع مناسب به نسخهٔ اصلی، به‌طور غیرتجاری نسخه‌برداری و توزیع کنید.

[Downloaded from www.jdisabilstud.org on 2026-06-21]

۱ مقدمه

گروهی از مبتلایان به اختلال دوقطبی[1] به‌هنگام نهفتگی نشانه‌ها (تجربهٔ خُلق طبیعی) عملکرد روانی‌اجتماعی پذیرفتنی را نشان می‌دهند؛ ولی اکثر این مبتلایان از آسیب عملکردی مداوم[2] در حوزه‌های مختلف رنج می‌برند (۳ـ۱). ابزارهای متنوعی برای ارزیابی آسیب عملکرد مبتلایان به اختلال دوقطبی استفاده می‌شود. ارزیابی کلی عملکرد[3] ، مقیاسی نمره‌ای است که برای ارزیابی ذهنی از توانایی‌های عملکردی در حوزه‌های اجتماعی و شغلی و روانی افراد به‌کار می‌رود (۴). همچنین مقیاس سازگاری اجتماعی[4] (۵)، فرم کوتاه ارزیابی سلامت[5] (۶)، پیمایش سلامت ۳۶گویه‌ای راند[6] (۷) و مقیاس ارزیابی عملکرد شغلی[7] (۸) به‌طور گسترده‌ای استفاده شده است؛ اما هیچ‌کدام از این مقیاس‌ها برای ارزیابی حوزه‌های خاص اختلال دوقطبی طراحی نشده است. آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد[8] به‌عنوان مقیاسی کوتاه و بین‌المللی برای ارزیابی بالینی آسیب عملکرد در بیماران مبتلا به اختلالات روانی به‌خصوص اختلال دوقطبی، ساخته شد (۹،۱۰) و ویژگی‌های روان‌سنجی پذیرفتنی را نشان داد (۱۳-۱۱). این آزمون در بیماران مبتلا به اختلال کم‌توجهی/بیش‌فعالی (۱۴) و بیمارانی که اولین دورهٔ روان‌پریشی را تجربه می‌کنند (۱۵) نیز استفاده شده است.

ترجمهٔ آزمونی معتبر به‌طور معمول سریع‌تر و ارزان‌تر از ساختن آزمونی جدید است؛ اما به‌لحاظ علمی استفاده از یک آزمون به‌صورت ترجمه‌شده منوط به اطمینان از ویژگی‌های روان‌سنجی آن است و باید به امکان تأثیرگذاری متغیرهای مختلف در نمرات حاصل از پرسش‌نامه توجه شود. هر بار که بررسی آزمونی در زبان جدیدی صورت می‌گیرد، نتایج با مطالعات قبلی مقایسه می‌شود و با افزوده‌شدن اطلاعات جدید، تعمیم‌پذیری[9] و اعتبار[10] آزمون افزایش می‌یابد (۱۶). باتوجه به مطالب مذکور، پژوهش حاضر با هدف بررسی روایی و پایایی نسخهٔ فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد در بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی انجام شد. علاوه‌بر روش‌های قبلی تعیین روایی در نسخهٔ اصلی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد، روایی آزمون به‌لحاظ همگرایی و واگرایی نیز در این مطالعه بررسی شد.

۲ روش‌بررسی

این مطالعهٔ توسعهٔ ابزار روی جامعهٔ آماری بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی غیربستری نوع یک و نوع دو شهر شیراز انجام شد. تعداد ۲۰۲ بیمار مراجعه‌کننده به کلینیک روان‌پزشکی درمانگاه امام‌رضا(ع) به‌روش نمونه‌گیری دردسترس وارد مطالعه شدند. برای انجام تحلیل عاملی تأییدی به‌زعم بسیاری از پژوهشگران حداقل حجم نمونهٔ لازم دویست نفر است (۱۸،۱۷)؛ بنابراین در مطالعهٔ حاضر حجم نمونه در گروه بیماران اختلال دوقطبی ۲۰۲ نفر در نظر گرفته شد. معیارهای ورود افراد به پژوهش عبارت بود از: افراد دارای ملاک‌های تشخیصی اختلال دوقطبی نوع یک و نوع دو با تشخیص روان‌پزشک و براساس نسخهٔ پنجم راهنمای تشخیصی و آماری اختلال‌های روانی[11]؛ نداشتن نشانه‌های حاد بیماری منجربه بستری؛ امضای فرم رضایت‌نامهٔ آگاهانه. افراد دارای ملاک‌های کامل اختلال شخصیت مرزی، سوءمصرف‌کنندگان فعال مواد، افراد دارای مشکلات جسمی شدید و ناتوانی ذهنی نیز از مطالعه خارج شدند. سپس براساس مقیاس افسردگی هامیلتون[12] (۱۹۶۷) و مقیاس شیدایی یانگ[13] (۱۹۷۸)، بیماران به دو گروه خُلق طبیعی (نمرات کمتر از ۸) و نشانه‌دار (نمرات مساوی یا بیشتر از ۸) تقسیم شدند. افراد گروه گواه (n=۲۰۲) از بین کارکنان بخش‌های غیرروان‌پزشکی درمانگاه امام‌رضا(ع) به‌روش آماری نمونهٔ دردسترس وارد مطالعه شده و به‌لحاظ نداشتن اقوام درجهٔ اول مبتلا به اختلال دوقطبی، اسکیزوفرنی و سایر اختلالات روان‌پریشی غربال شدند. برای رسیدن به بیشترین توان آزمون‌های آماری، حجم نمونهٔ بیمار و گواه یکسان در نظر گرفته شد. سپس مقایسهٔ گروه بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی و گروه گواه به‌لحاظ متغیرهای جنس، سن، وضعیت تأهل و سطح تحصیلی صورت گرفت. هویت آزمودنی‌ها و نتایج آزمون‌ها کاملاً محرمانه بود و نتایج فقط به‌منظور مقاصد پژوهشی به‌کار رفت. حق انصراف در هر مرحله برای آزمودنی‌ها محفوظ بود. برای اطلاع‌رسانی، شمارهٔ تلفن به آزمودنی‌ها داده شد. پروتکل این پژوهش توسط کمیتهٔ اخلاق دانشگاه علوم‌پزشکی شیراز به تصویب رسید (IR.SUMS.REC.1398.1188).

آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد به‌سفارش انجمن دوقطبی اروپا در سال ۲۰۰۷ توسط رزا و همکاران در کشور اسپانیا طراحی شد (۹). در این آزمون ۲۴گویه‌ای، تمام گویه‌ها به‌صورت مقیاس چهارگزینه‌ای بین صفر (وجودنداشتن مشکل) تا ۳ (محدودیت شدید) است و نمرهٔ کلی (صفر تا ۷۲) ازطریق جمع‌بندی نمرات گویه‌ها به‌دست می‌آید. گویه‌ها شامل شش حوزهٔ مشخص است: ۱. خودمختاری: ارزیابی ظرفیت فرد برای انجام کارها به‌صورت منفرد و قدرت تصمیم‌گیری فردی. این حوزه شامل گویه‌های ۱، ۲، ۳ و ۴ است و نمرات آن بین صفر تا ۱۲ قرار دارد؛ ۲. عملکرد شغلی: ارزیابی توانایی فرد در نگه‌داشتن شغل با درآمد، انجام وظایف به‌صورت موفق و با سرعت مناسب و استقلال در کسب درآمد. این حوزه شامل گویه‌های ۵، ۶، ۷، ۸ و ۹ می‌شود و نمرات آن بین صفر تا ۱۵ است؛ ۳. عملکرد شناختی: ارزیابی قدرت تمرکز، انجام محاسبات سادهٔ ریاضی و حل مسئله، توانایی یادگیری اطلاعات جدید و به‌یادآوردن اطلاعات. این حوزه شامل گویه‌های ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳ و ۱۴ است و نمرات آن بین صفر تا ۱۵ قرار دارد؛ ۴. مسائل مالی: ارزیابی ظرفیت فرد در مدیریت امور مالی و خرج‌کردن به‌شیوهٔ متعادل. این حوزه شامل گویه‌های ۱۵ و ۱۶ می‌شود و نمرات آن بین صفر تا ۶ است؛ ۵. روابط بین‌فردی: ارزیابی روابط دوستانه و

1. Bipolar Disorder (BD)
2. Persistent functional impairment
3. Global Assessment of Functioning (GAF)
4. Social Adjustment Scale (SAS)
5. Short Form Health Survey
6. RAND 36-Item Health Survey
7. Social and Occupational Functioning Assessment Scale (SOFAS)
8. Functioning Assessment Short Test (FAST)
9. Generalizability
10. Credibility
11. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth Edition (DSM-5)
12. Hamilton Rating Scale for Depression (HRSD)
13. Young Mania Rating Scale (YMRS)

[Downloaded from www.jdisabilstud.org on 2026-06-21]

خانوادگی، شرکت در فعالیت‌های اجتماعی، روابط جنسی و توانایی دفاع از عقاید و انتخاب‌های فردی. این حوزه شامل گویه‌های ۱۷، ۱۸، ۱۹، ۲۰، ۲۱ و ۲۲ است و نمرات آن بین صفر تا ۲۴ قرار دارد؛ ۶. اوقات‌فراغت: ارزیابی ظرفیت فرد در انجام فعالیت‌های فیزیکی و لذت‌بردن از سرگرمی‌ها. این حوزه شامل گویه‌های ۲۳ و ۲۴ می‌شود و نمرات آن بین صفر تا ۶ است (۹).

در ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ اصلی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد در اسپانیا (۹)، تعداد ۱۰۱ بیمار دوقطبی غیربستری و ۱۰۱ نفر گروه گواه وارد مطالعه شدند. ضریب آلفای کرونباخ در گروه بیمار برای کل آزمون ۰/۹۰۹ و برای ابعاد آن بیشتر از ۰/۷ بود. پایایی بازآزمایی روی پانزده بیمار به فاصلهٔ یک هفته به‌روش ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای انجام گرفت (ICC=۰/۹۸، $p<$۰/۰۰۱). روایی هم‌زمان با ارزیابی میزان همبستگی آزمون با ابزار کلی ارزیابی عملکرد در گروه بیمار سنجیده شد (r=۰/۹۰۳، $p<$۰/۰۰۱). ابزار، روایی افتراقی خوبی در افتراق گروه‌های نشانه‌دار و خُلق طبیعی داشت ($p<$۰/۰۰۱). روایی سازه بعد از چرخش واریمکس[1] ساختار پنج‌عاملی را نشان داد. همچنین ظرفیت افتراقی مقیاس[2] برای گروه بیمار و گروه گواه به‌وسیلهٔ اجرای تشخیصی[3] با منحنی راک[4] تحلیل شد و فضای زیر منحنی معادل ۰/۸۶ نشان‌دهندهٔ ظرفیت مناسب آن بود. مطالعهٔ ظرفیت افتراقی نشان داد، نمرات بیشتر از ۱۱ توازن بهتری را بین حساسیت[5] ۰/۷۲ و ویژگی[6] ۰/۸۷ دارد. نسخهٔ فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد از نسخهٔ انگلیسی این آزمون توسط دو مترجم دوزبانه ابتدا به زبان فارسی و مجدد به زبان انگلیسی ترجمه شد. سپس تفاوت موجود در تطابق دو ترجمه با روش ارائه‌شده توسط بیتن و همکاران در سال ۲۰۰۰ اصلاح شد (۱۹). به‌منظور بررسی روایی صوری[7]، سؤالات پرسش‌نامه از بیست بیمار مبتلا به اختلال دوقطبی برای ارزیابی میزان درک آن‌ها پرسیده شد.

نحوهٔ اجرا: اجرای این آزمون توسط مصاحبه‌گر و به‌شکل فردی صورت گرفت و به‌علت ارتباط مستقیم، حالات و شیوهٔ پاسخ‌دهی فرد مشاهده شد که از مزیت‌های این روش درمقایسه با آزمون‌های خودگزارشگر است. پاسخ‌های ثبت‌شده براساس تجربهٔ بیمار در طول پانزده روز گذشته بود. در این پژوهش مصاحبه‌کنندگانی که ارزیابی کلی عملکرد را اجرا کردند، از نتایج آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد بی‌اطلاع بودند و آزمونگرانی که آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد را اجرا کردند، از نتایج ارزیابی کلی عملکرد اطلاعی نداشتند.

تجزیه‌وتحلیل آماری: در تحلیل توصیفی داده‌ها از آزمون کای‌ـ اسکوئر[8] برای سنجش رابطهٔ بین متغیرهای دسته‌بندی‌شده و از آزمون‌های من‌ویتنی[9] و تی مستقل[10] برای سنجش تفاوت میانگین سن، سال‌های تحصیل و نمرات آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد میان گروه بیماران و گروه گواه و همچنین تعداد تلاش برای خودکشی و بستری‌شدن میان گروه‌های مبتلا به اختلال دوقطبی دارای خُلق طبیعی و نشانه‌دار کمک گرفته شد. آزمون نرمالیتی به‌کمک آزمون شاپیروـ ویلک[11] و تساوی واریانس بین دو گروه به‌کمک آزمون لون[12] انجام گرفت.

محاسبهٔ روایی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد با کمک روایی‌های صوری، سازه، افتراقی، همگرایی، واگرایی و هم‌زمان[13] صورت گرفت. برای تعیین روایی صوری، امتیاز تأثیر[14] هر سؤال محاسبه شد. ابتدا برای هریک از ۲۴ گویهٔ ابزار، طیف لیکرتی پنج‌قسمتی از کاملاً موافقم (امتیاز ۵) تا کاملاً مخالفم (امتیاز ۱) در نظر گرفته شد. سپس پرسش‌نامه برای تعیین روایی در اختیار بیست بیمار دوقطبی قرار گرفت. پس از تکمیل پرسش‌نامه توسط گروه هدف، با استفاده از فرمول روش تأثیر گویه (میزان تأثیر=فراوانی×اهمیت) روایی صوری محاسبه شد. امتیاز تأثیر بیشتر از ۱/۵ به‌عنوان گویهٔ مناسب تشخیص داده شد.

روایی افتراقی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد به‌لحاظ قدرت این آزمون در تفاوت قائل‌شدن بین گروه مبتلایان به اختلال دوقطبی (n=۲۰۲) و گروه گواه (n=۲۰۲) و همچنین به‌لحاظ تفاوت قائل‌شدن بین بیماران دارای خُلق طبیعی (n=۱۲۰) و نشانه‌دار (n=۸۲) با استفاده از آزمون‌های آماری من‌ویتنی و تی مستقل در نرم‌افزار SPSS نسخهٔ ۲۳ تجزیه‌وتحلیل شد.

در تحلیل عاملی تأییدی[15]، پژوهشگر تأییدی بر یک ساختار عاملی مفروض به‌دست می‌آورد و هماهنگی داده‌ها را با یک ساختار عاملی معین که در فرضیه آمده است، بررسی می‌کند. تحلیل عاملی تأییدی برای سنجش روایی شاخص‌های یک سازه در پرسش‌نامه نیز به‌کار می‌رود تا معلوم شود هماهنگی و همسویی لازم بین شاخص‌ها (گویه‌ها) وجود دارد. به‌بیان‌دیگر، تحلیل عاملی تأییدی ابزاری برای سنجش روایی پرسش‌نامه به‌شمار می‌رود و توانایی پرسش‌نامه را برای اندازه‌گیری چیزی که برای اندازه‌گیری آن ساخته شده است، بررسی می‌کند. کاربرد مهم تحلیل عاملی تأییدی، بررسی برازش مدل حاوی سؤال‌های یک متغیر است که به بررسی میزان مناسب‌بودن مدل تحقیق با داده‌های گردآوری‌شده می‌پردازد. درواقع تحلیل عاملی تأییدی این مهم را آزمون می‌کند که آیا سؤالاتی که برای سنجش متغیر مکنون مربوط طراحی شده است (باتوجه به داده‌های گردآوری‌شده) می‌تواند به‌خوبی متغیر مدنظر را بسنجد یا خیر. موضوع برازش مدل مفهومی و شاخص‌هایی که به بهترین نحو توانایی تفسیر برازش مدل را داشته باشند، بسیار متنوع و پیچیده است. در این تحقیق شش شاخص شامل نسبت مجذورکای به درجهٔ آزادی[16] با میزان استاندارد ۱تا۵ (۲۰)، ریشهٔ میانگین مربعات خطای برآورد[17] با میزان استاندارد کمتر از ۰/۰۸ (۲۱)، برازش هنجارشده[18] با میزان استاندارد بیشتر از ۰/۹ (۲۲)،

1. Varimax
2. Scale discriminant capacity
3. Diagnostic performance
4. Roc curve
5. Sensivity
6. Specificity
7. Face validity
8. Chi-Square Test
9. Mann-Whitney U test
10. Independent t-Test
11. Shapiro-Wilk Test
12. Leven's Test
13. Concurrent validity
14. Impact score
15. Confirmatory factor analysis
16. X^2/df
17. Root-mean square error of approximation (RMSEA)
18. Normed fit index (NFI)

[Downloaded from www.jdisabilstud.org on 2026-06-21]

شاخص برازش مقایسه‌ای[1] با میزان استاندارد بیشتر از ۰/۹ (۲۲)، شاخص برازش فزاینده[2] با میزان استاندارد بیشتر از ۰/۹ (۲۲) و شاخص نکویی برازش[3] با میزان استاندارد بیشتر از ۰/۸ (۲۳) استفاده شد.

با مدل اندازه‌گیری ضرایب استانداردشده می‌توان وجود همبستگی معنادار بین متغیرهای مکنون مربوط و شاخص‌های متناظر آن‌ها را بررسی کرد. ضرایب استانداردشده درواقع بیانگر ضرایب مسیر یا بارهای عاملی استانداردشده بین عامل‌ها و نشانگرها است. برای داشتن روایی باید بین سازه و بُعد و بین بُعد و شاخص، همبستگی معناداری وجود داشته باشد. درصورتی‌که بار عاملی استانداردشده بین گویه‌ها و متغیرهای مربوط بیشتر از ۰/۴ باشد، می‌توان گفت، سؤالات مدنظر از قدرت تبیین خوبی برخوردار است؛ ولی اگر مقادیر بار عاملی کمتر از ۰/۴ باشد، آن گویه باید از مدل حذف شود. مدل اعداد معناداری یا همان T-value میزان معناداربودن هریک از پارامترها را نشان می‌دهد و چنانچه مقدار آن بزرگ‌تر از قدر مطلق عدد ۱/۹۶ باشد، پارامترهای مدل معنادار است. در این مطالعه تحلیل عاملی تأییدی روی گروه بیمار (n=۲۰۲) با استفاده از نرم‌افزار LISREL نسخهٔ ۲۲ انجام شد.

روایی‌های همگرایی و واگرایی براساس روش پیشنهادی فایرس و میچین (۲۴) به‌صورت نسبت درصد موفقیت در ابعاد روی گروه بیمار (n=۲۰۲) و با استفاده از نرم‌افزار SPSS نسخهٔ ۲۳ بررسی شد. از این شیوهٔ ارزیابی روایی در مطالعات متعددی استفاده شده است (۲۵،۲۶). هرچه درصد موفقیت در روایی همگرایی بیشتر باشد، همبستگی آن گویه با بُعد خودش بیشتر است. برای محاسبهٔ روایی همگرایی پس از تشکیل ماتریس همبستگی گویه‌های هر بُعد با امتیاز کلی همان بُعد، نسبت تعداد همبستگی‌های بیشتر از ۰/۴ به تعداد کل گویه‌ها در عدد ۱۰۰ ضرب می‌شود. در روایی واگرایی بیشتربودن درصد موفقیت نشان‌دهندهٔ همبستگی کمتر معنادار هر گویه با ابعاد دیگر درمقایسه با بُعد مربوط خودش است. برای محاسبهٔ روایی واگرایی، ماتریس همبستگی همهٔ گویه‌های یک بُعد با امتیاز کلی همهٔ ابعاد تشکیل می‌شود و سپس مقایسهٔ همبستگی هر گویه با بُعد خود و با ابعاد دیگر به‌لحاظ آماری صورت می‌گیرد. نسبت تعداد دفعاتی که این مقایسه تفاوت معناداری را نشان دهد به تعداد کل دفعات مقایسه در عدد ۱۰۰ ضرب می‌شود (۲۴).

روایی هم‌زمان نوعی روایی وابسته به ملاک است که از همبستگی بین نمره‌های آزمون و ملاک در شرایطی که هر دو اندازه در یک زمان به‌دست آمده باشد، استفاده می‌کند. این روایی با کمک آزمون ارزیابی کلی عملکرد (همچون نسخهٔ اصلی) که سنجه‌ای روا برای ارزیابی عملکرد افراد است، در گروه بیماران (n=۲۰۲) با ضریب همبستگی اسپیرمن و نرم‌افزار SPSS نسخهٔ ۲۳ سنجیده شد.

پایایی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد به‌روش همسانی درونی با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برای نمرهٔ کل و ابعاد آن در گروه بیمار (n=۲۰۲) با کمک نرم‌افزار SPSS نسخهٔ ۲۳ سنجیده شد و مقادیر بیشتر از ۰/۷ این ضریب به‌منزلهٔ همسانی درونی مطلوب در نظر گرفته شد (۲۷). همچنین پایایی بازآزمایی کل آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد و ابعاد آن طی مدت یک هفته (همچون نسخهٔ اصلی) با استفاده از ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای به‌وسیلهٔ مدل اثرات تصادفی دوطرفه[4] با فاصلهٔ اطمینان ۰/۹۵ بررسی شد (۲۸). ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای در دامنهٔ ۰/۴ تا ۰/۶ به‌عنوان مناسب، بیشتر از ۰/۶ به‌عنوان خوب و بیشتر از ۰/۷۵ به‌عنوان پایایی عالی در نظر گرفته شد (۲۹). پایایی بازآزمایی روی سی بیمار مبتلا به اختلال دوقطبی با نرم‌افزار SPSS نسخهٔ ۲۳ سنجیده شد.سطح معناداری آزمون‌ها در این پژوهش ۰/۰۵ بود.

۳ یافته‌ها

میانهٔ سنی ۴۰۴ نفر شرکت‌کننده در این پژوهش برابر با ۳۸ (دامنهٔ سنی ۱۸تا۶۹ سال) و میانگین سن آن‌ها ۱۲/۶۳±۳۹/۴۷ سال بود و ۵۵/۴درصد از شرکت‌کنندگان مؤنث بودند. بین مبتلایان به اختلال دوقطبی و گروه گواه از نظر سن (p=۰/۱۵۴) و جنسیت (p=۰/۹۹۴) و تحصیلات (p=۰/۰۹۸) تفاوت معناداری وجود نداشت (جدول ۱).

در بررسی روایی صوری، نتایج ضریب تأثیر حاکی‌از آن بود که تمام سؤالات پاسخ داده‌شده توسط بیست بیمار دوقطبی، نمرهٔ بیشتر یا مساوی ۴/۹ داشتند؛ بنابراین روایی صوری همهٔ گویه‌ها پذیرفتنی بود و در پرسش‌نامه گنجانده شدند. نمرات آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد در ۲۰۲ بیمار مبتلا به اختلال دوقطبی (۱۴/۲۱±۲۲/۳۶) درمقایسه با ۲۰۲ فرد گواه (۲/۰۳±۴/۴۹) به‌طور معناداری بیشتر بود (p<۰/۰۰۱). همچنین نمرات آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد در گروه دارای خُلق طبیعی (n=۱۲۰) معادل ۹/۰۶±۱۳/۸ به‌دست آمد که درمقایسه با ۸۲ بیمار نشانه‌دار (۱۰/۶۲±۳۴/۸۹) به‌صورت معناداری کمتر بود (p<۰/۰۰۱)؛ بنابراین روایی افتراقی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد پذیرفتنی بود و به‌صورت موفقیت‌آمیزی بین گروه مبتلایان به اختلال دوقطبی و گروه گواه و مبتلایان نشانه‌دار و دارای خُلق نرمال تفاوت قائل شد (جدول ۱).

تحلیل عاملی تأییدی سازه‌های آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد از لحاظ اعتبار و قابلیت اطمینان گویه‌های به‌کاررفته در آزمون روی ۲۰۲ بیمار مبتلا به اختلال دوقطبی انجام شد. مدل تحلیل عاملی تأییدی با ضرایب استانداردشده و مدل تحلیل عاملی تأییدی با ضرایب معناداری تی به‌ترتیب در شکل‌های ۱ و ۲ نشان داده شده است.

ضرایب استانداردشدهٔ بارهای عاملی و مقدار معناداری تی بررسی شد. همان‌طورکه در جدول ۲ مشاهده می‌شود، مقدار بار عاملی استانداردشده برای تمامی سؤالات بیشتر از ۰/۴ بود. باتوجه به اینکه تمامی مقادیر آمارهٔ T-value بزرگ‌تر از قدر مطلق عدد ۱/۹۶ بود، روایی سازه‌های اندازه‌گیری متغیرهای مربوط در سطح معناداری ۰/۰۵ تأیید شد؛ بنابراین نیازی به تغییر یا حذف هیچ‌یک از سؤالات پرسش‌نامه نبود.

[1]. Comparative fit index (CFI)
[2]. Incremental fit index (IFI)
[3]. Goodness of fit index (GFI)
[4]. Two-Way Random Effects Model

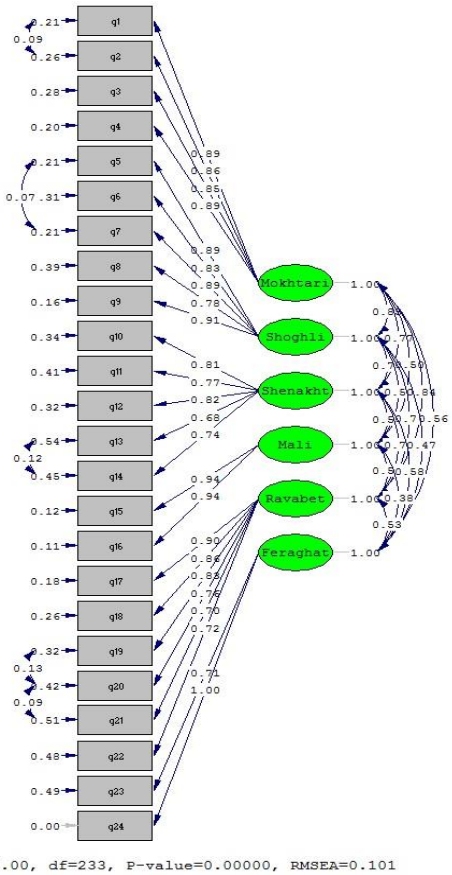
[Downloaded from www.jdisabilstud.org on 2026-06-21]

جدول ۱. خصوصیات دموگرافیک و بالینی افراد مطالعه‌شده (انحراف معیار±میانگین)

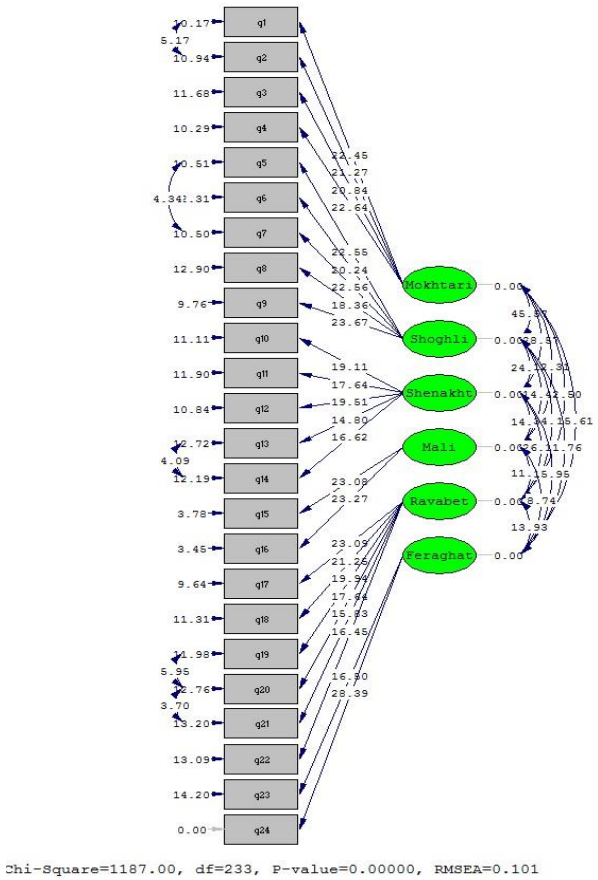
متغیر		کل (n=۴۰۴)		بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی (n=۲۰۲)				گروه گواه (n=۲۰۲)		مقدار احتمال[b]
				نشانه‌دار (n=۸۲)		خُلق طبیعی (n=۱۲۰)				
		انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	مقدار احتمال[a]		
سن		۱۲/۶۳	۳۹/۴۷	۱۲/۷۳	۳۹/۰۲	۱۲/۶۱	۳۹/۷۸	۰/۶۷۹	۱۰/۹۶	۴۰/۰۶	۰/۱۵۴
سال‌های تحصیل		۴/۸۸	۱۱/۹۶	۵/۷۹	۱۰/۸۵	۴/۴۵	۱۲/۱۷	۰/۰۶۹	۴/۳۴	۱۲/۴۳	۰/۰۹۸
جنسیت مؤنث		(۵۵/۴درصد) ۲۲۴		(۴۵/۱۲درصد) ۳۷		(۵۸/۳درصد) ۷۰		۰/۰۹۷	(۵۷/۹درصد) ۱۱۷		۰/۹۹۴
تلاش برای خودکشی		۰/۹۴	۰/۴۷۵	۱/۱۸	۰/۷۷	۰/۶۷	۰/۲۸	<۰/۰۰۱	–		–
تعداد دفعات بستری		۱/۲۷	۱/۹۳	۱/۳	۱/۹۶	۱/۲۶	۱/۹	۰/۷۲۹	–		–
نمرات آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد	کل (FAST)	۱۳/۵۲	۱۳/۴۳	۱۰/۶۲	۳۴/۸۹	۹/۰۶	۱۳/۸	<۰/۰۰۱	۲/۰۳	۴/۴۹	<۰/۰۰۱
	خودمختاری		–	۲/۸۹	۵/۴۳	۱/۳۷	۰/۹۳	<۰/۰۰۱	۰/۳۱	۰/۱	<۰/۰۰۱
	عملکرد شغلی		–	۳/۱۹	۱۰/۵۹	۳/۷۷	۵/۱۵	<۰/۰۰۱	۱/۳۱	۱/۶۶	<۰/۰۰۱
	عملکرد شناختی		–	۳/۵۲	۵/۹	۲/۷۸	۲/۷۳	<۰/۰۰۱	۰/۸۸	۰/۹۵	<۰/۰۰۱
	امور مالی		–	۲/۰۶	۱/۷۸	۱/۱۶	۰/۸	<۰/۰۰۱	۰/۳۶	۰/۱۱	<۰/۰۰۱
	روابط بین‌فردی		–	۳/۹۵	۸/۹۸	۲/۷۹	۲/۹۲	<۰/۰۰۱	۰/۹۹	۰/۹۷	<۰/۰۰۱
	اوقات‌فراغت		–	۱/۶۲	۲/۲۳	۱/۱۷	۱/۲۷	<۰/۰۰۱	۰/۷۳	۰/۷	<۰/۰۰۱
نمرات آزمون ارزیابی کلی عملکرد (GAF)		۱۰/۸۷	۶۷/۸۷	۷/۱۴	۵۸/۷۸	۸/۳	۷۴/۰۸	<۰/۰۰۱	–		–

a: مقدار احتمال نشانه‌دار دربرابر خلق طبیعی

b:مقدار احتمال گروه گواه دربرابر گروه دوقطبی



شکل ۱. ضرایب مسیر استانداردشدهٔ مدل تحلیل عاملی تأییدی



شکل ۲. مقدار آمارهٔ تی مدل تحلیل عاملی تأییدی

[Downloaded from www.jdisabilstud.org on 2026-06-21]

جدول ۲. مقدار بار عاملی استانداردشده و آمارهٔ تی بین گویه‌ها و متغیرها

متغیر	گویه‌ها	بار عاملی استانداردشده	مقدار t	مقدار احتمال
خودمختاری	گویهٔ ۱	۰/۸۹	۲۲/۴۵	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۲	۰/۸۶	۲۱/۲۷	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۳	۰/۸۵	۲۰/۸۴	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۴	۰/۸۹	۲۲/۶۴	<۰/۰۰۱
عملکرد شغلی	گویهٔ ۵	۰/۹۰	۲۲/۵۵	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۶	۰/۸۳	۲۰/۲۴	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۷	۰/۸۹	۲۲/۵۶	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۸	۰/۷۸	۱۸/۳۶	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۹	۰/۹۱	۲۳/۶۷	<۰/۰۰۱
عملکرد شناختی	گویهٔ ۱۰	۰/۸۱	۱۹/۱۱	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۱۱	۰/۷۷	۱۷/۶۴	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۱۲	۰/۸۲	۱۹/۵۱	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۱۳	۰/۶۸	۱۴/۸۰	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۱۴	۰/۷۴	۱۶/۶۲	<۰/۰۰۱
عملکرد مالی	گویهٔ ۱۵	۰/۹۴	۲۳/۰۸	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۱۶	۰/۹۴	۲۳/۲۷	<۰/۰۰۱
روابط بین‌فردی	گویهٔ ۱۷	۰/۹۰	۲۳/۰۹	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۱۸	۰/۸۶	۲۱/۲۵	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۱۹	۰/۸۳	۱۹/۹۴	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۲۰	۰/۷۶	۱۷/۶۴	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۲۱	۰/۷۰	۱۵/۰۳	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۲۲	۰/۷۲	۱۶/۴۵	<۰/۰۰۱
اوقات‌فراغت	گویهٔ ۲۳	۰/۷۱	۱۶/۵۰	<۰/۰۰۱
	گویهٔ ۲۴	۱	۲۸/۳۹	<۰/۰۰۱

به‌منظور تأیید مدل تحلیل عاملی تأییدی و مستندبودن نتایج حاصل لازم است تا شاخص‌های برازش مدل در حد پذیرفتنی قرار گیرد. مقادیر برآوردشدهٔ شاخص‌های برازش مدل تحلیل عاملی تأییدی در جدول ۳ ذکر شده است. در حالت کلی و با درنظرگرفتن مقادیر همهٔ شاخص‌ها، مدل تحلیل عاملی تأییدی دارای برازش مناسب بود و سازه‌های پرسش‌نامه به‌خوبی متغیرهای مربوط را نشان داد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی بیانگر ارتباط آماری معنادار بین میزان بار عاملی گویه‌های پرسش‌نامه و متغیرهای مکنون مربوط بود و نیازی به حذف یا تغییر سؤالات پرسش‌نامه وجود نداشت و شاخص‌های برازش مدل نیز در سطح مطلوب و قابل استنادی قرار داشتند؛ بنابراین باتوجه به داده‌های جمع‌آوری‌شده و با احتمال ۹۵درصد می‌توان گفت، گویه‌های پرسش‌نامه همان چیزی را می‌سنجند که برای آن طراحی شده‌اند.

جدول ۳. شاخص‌های برازش مدل تحلیل عاملی تأییدی

شاخص‌های بررسی‌شده	مقدار برآوردشده
مجذور کای/درجهٔ آزادی	۵/۰۴
ریشهٔ میانگین مربعات خطای برآورد	۰/۱۰۱
برازش هنجارشده	۰/۹۶
برازش مقایسه‌ای	۰/۹۷
برازش فزاینده	۰/۹۷
نکویی برازش	۰/۸۰

نتایج روایی همگرایی و روایی واگرایی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد در ۲۰۲ بیمار مبتلا به اختلال دوقطبی در جدول ۴ ارائه شده است. درصد نسبت موفقیت در ابعاد درخصوص روایی همگرایی و روایی واگرایی در همهٔ حوزه‌ها ۱۰۰درصد بود.

[Downloaded from www.jdisabilstud.org on 2026-06-21]

جدول ۴. روایی همگرایی و روایی واگرایی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد

ابعاد	تعداد گویه‌ها	روایی همگرایی		روایی واگرایی	
		دامنهٔ همبستگی	نسبت موفقیت در ابعاد (درصد)	دامنهٔ همبستگی	نسبت موفقیت در ابعاد (درصد)
خودمختاری	۴	۰/۶۴۵ تا۰/۸۶۴	۴/۴ (۱۰۰درصد)	۰/۲۳۲ تا۰/۶۸	۲۰/۲۰ (۱۰۰درصد)
عملکرد شغلی	۵	۰/۶۷۴ تا۰/۸۶	۵/۵ (۱۰۰درصد)	۰/۲۳۱ تا۰/۶۹۸	۲۵/۲۵ (۱۰۰درصد)
عملکرد شناختی	۵	۰/۵۳۹ تا۰/۷۳۳	۵/۵ (۱۰۰درصد)	۰/۲۸۶ تا۰/۵۹	۲۵/۲۵ (۱۰۰درصد)
امور مالی	۲	۰/۹۰۷ تا۰/۹۰۷	۲/۲ (۱۰۰درصد)	۰/۲۳۹ تا۰/۴۲۸	۱۰/۱۰ (۱۰۰درصد)
روابط بین‌فردی	۶	۰/۵۱ تا۰/۸۱۷	۶/۶ (۱۰۰درصد)	۰/۱۵۱ تا۰/۶۶۴	۳۰/۳۰ (۱۰۰درصد)
اوقات‌فراعت	۲	۰/۸۴ تا۰/۸۴	۲/۲ (۱۰۰درصد)	۰/۲۱۸ تا۰/۴۹۵	۱۰/۱۰ (۱۰۰درصد)

نمرات کل آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد در گروه مبتلایان به اختلال دوقطبی (n=۲۰۲) به‌طور معناداری با نمرات آزمون ارزیابی کلی عملکرد همبستگی منفی داشت (rho=-۰/۹، p<۰/۰۰۱) که نشان‌دهندهٔ روایی هم‌زمان مطلوب بود.

در گروه مبتلایان به اختلال دوقطبی (n=۲۰۲)، ضریب آلفای کرونباخ کل برای آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد معادل ۰/۹۴۸ بود. میزان آلفای کرونباخ برای تمامی ابعاد پرسش‌نامه بیشتر از ۰/۷ به‌دست آمد که از پایایی پذیرفتنی برخوردار بود. پایایی بازآزمایی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد با استفاده از ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای مقادیر بیشتر از ۰/۷۵ را برای تمامی ابعاد و نمرهٔ کل آزمون نشان داد که حاکی‌از پایایی بازآزمایی عالی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد بود. همچنین مقدار معناداری همبستگی درون‌طبقه‌ای در تمامی ابعاد و نمرهٔ کل آزمون p<۰/۰۰۱ بود. میزان آلفای کرونباخ و همبستگی درون‌طبقه‌ای آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. پایایی همسانی درونی و بازآزمایی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد

ابعاد	آلفای کرونباخ (همسانی درونی) (n=۲۰۲)	همبستگی درون‌طبقه‌ای (بازآزمایی) (n=۳۰)
خودمختاری	۰/۹۱۵	۰/۹۶۱
عملکرد شغلی	۰/۹۳۷	۰/۹۷۲
عملکرد شناختی	۰/۸۹۵	۰/۸۲۲
امور مالی	۰/۹۵۱	۰/۸۷۴
روابط بین‌فردی	۰/۹۱۶	۰/۹۸
اوقات‌فراعت	۰/۹۱۳	۰/۷۸۸
نمرهٔ کل	۰/۹۴۸	۰/۹۸۴

۴ بحث

در این مطالعه بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد در مبتلایان به اختلال دوقطبی نوع یک و نوع دو صورت گرفت. پایایی نسخهٔ فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد به‌روش همسانی درونی با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ و بازآزمایی با استفاده از همبستگی درون‌طبقه‌ای سنجیده شد. مقادیر پایایی میزان تغییرات ابزار را می‌سنجد. در این مطالعه بررسی پایایی و محاسبهٔ شاخص‌های مربوط نشان داد، نسخهٔ فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد می‌تواند در تکرارهای متفاوت و مستقل، یک عامل یکسان (یعنی عملکرد) را اندازه‌گیری کند. نتایج مشخص کرد، نسخهٔ فارسی این آزمون دارای پایایی پذیرفتنی است.

روایی‌های صوری، افتراقی، سازه، همگرایی، واگرایی و هم‌زمان نیز بررسی شد. نسخهٔ فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد روایی صوری مطلوبی را نشان داد. این آزمون همچون نسخهٔ اصلی (۹) به‌طور معناداری قادر به افتراق بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی از گروه گواه و نیز بیماران نشانه‌دار از خُلق طبیعی بود. برای ارزیابی روایی هم‌زمان نیز همچون نسخهٔ اصلی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد (۹)، آزمون ارزیابی کلی به‌کار رفت و مشخص شد که نسخهٔ فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد با آزمون ارزیابی کلی دارای همبستگی منفی معنادار بود. همبستگی منفی به این دلیل بود که در آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد، نمرات کمتر نشان‌دهندهٔ عملکرد بهتر و در آزمون ارزیابی کلی عملکرد نمرات بیشتر نشان‌دهندهٔ عملکرد بهتر است. همچنین روایی همگرایی و روایی واگرایی براساس روش فایرس و میچین سنجیده شد (۲۴). نسبت موفقیت روایی همگرایی و روایی واگرایی در همهٔ ابعاد ۱۰۰ درصد بود. تحلیل عاملی تأییدی نشان داد، میزان بار عاملی بین سؤالات پرسش‌نامه و متغیرهای مکنون مربوط به خود از نظر آماری معنادار بود و نیازی به حذف یا تغییر سؤالات پرسش‌نامه وجود نداشت؛ همچنین نتایج شاخص‌های برازش مدل در سطح مطلوب و قابل استنادی بود.

به‌غیر از نسخهٔ انگلیسی و اسپانیایی، این آزمون به زبان‌های ترکی (۱۱)، ایتالیایی (۱۲،۱۳) و فنلاندی (۳۰) نیز ترجمه شده است. همهٔ این نسخه‌ها پایایی خوبی با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ و

[Downloaded from www.jdisabilstud.org on 2026-06-21]

بازآزمایی نشان دادند.
به‌لحاظ روایی بعضی از نسخه‌های ترجمه‌شده از شیوه‌های محدودتری درمقایسه با نسخهٔ اصلی استفاده کرده‌اند؛ مثلاً نسخهٔ فنلاندی به‌دلیل نداشتن گروه گواه قادر به مقایسهٔ نمرات گروه بیمار و گواه نبود؛ هرچند که روایی پذیرفتنی گزارش شد (۳۰). در این تحقیق علاوه‌بر شیوه‌های به‌کاررفته در نسخه‌های قبلی، از روایی همگرایی و روایی واگرایی برای تعیین روایی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد استفاده شد. در این مطالعه اختلاف معناداری در تعداد دفعات بستری‌شدن بیماران دوقطبی نشانه‌دار و دارای خُلق طبیعی مشاهده نشد؛ اما این دو گروه تفاوت معناداری در تعداد دفعات خودکشی نشان دادند. ازآنجاکه اختلال دوقطبی علت یک‌چهارم تمام موارد خودکشی موفق است (۳۱)، نتایج این آزمون می‌تواند در شناسایی مبتلایان به اختلال دوقطبیِ درمعرض خطر اقدام به خودکشی، کمک‌کننده باشد.
در این پژوهش تفاوت نمرات گروه بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی با گروه گواه و بیماران دوقطبی نشانه‌دار با خُلق طبیعی علاوه‌بر نمرهٔ کل که در نسخهٔ اصلی حساب شد، برای هر شش بُعد آزمون نیز محاسبه شد. تفاوت نمرات گروه گواه و بیمار در هر شش بُعد آزمون به‌لحاظ آماری معنادار بود. همچنین در گروه بیماران نشانه‌دار و خُلق طبیعی تفاوت در هر شش بُعد به‌لحاظ آماری معنادار بود؛ ازاین‌رو این ویژگی آزمون به‌خصوص در تمایز گروه بیماران نشانه‌دار و خُلق طبیعی، باتوجه به مفهوم جدید بهبودی در اختلال دوقطبی که علاوه‌بر نهفتگی نشانه‌های اختلال بر اهمیت بهبود عملکرد نیز تأکید دارد، می‌تواند در مداخلات بالینی استفاده شود.
نکتهٔ درخورتوجه دیگر این بود که نمرات کسب‌شده در نسخهٔ اصلی آزمون ارزیابی عملکرد (۹) در بیماران نشانه‌دار تقریباً دوبرابر گروه دارای خُلق طبیعی است؛ درحالی‌که در تحقیق حاضر، میزان تفاوت این دو گروه حدود سه‌برابر بود. اینکه چرا در نمونهٔ مطالعه‌شده در نسخهٔ اصلی و نمونهٔ بررسی‌شده در مطالعهٔ حاضر بین گروه بیماران دوقطبی نشانه‌دار با بیماران دارای خُلق طبیعی به‌لحاظ عملکردی این مقدار تفاوت دیده شده است، می‌تواند ناشی‌از عوامل مختلفی همچون کمبود حمایت‌ها از جنبه‌های مختلف برای بیماران نشانه‌دار در نمونهٔ مطالعهٔ حاضر باشد. پژوهش حاضر محدودیت‌هایی داشت. در این تحقیق حساسیت به تغییر[1] که از جنبه‌های مهم مقیاس است، بررسی نشد؛ بااین‌حال در نسخهٔ اصلی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد میزان کافی حساسیت به تغییر نشان داده شده است (۹). در این مطالعه هدف اصلی ابزارسنجی بود؛ بنابراین حساسیت، ویژگی، توانایی تشخیص و سایر فاکتورهای استنباطی آزمون می‌تواند در مطالعات آتی ارزیابی شود.

۵ نتیجه‌گیری

ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد روایی و پایایی پذیرفتنی را نشان داد. باتوجه به یافته‌های این مطالعه، نسخهٔ فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد می‌تواند برای ارزیابی آسیب عملکردی بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی در حوزهٔ تحقیقات و درمان بالینی به‌کار رود. همچنین پژوهش حاضر بر پیشینهٔ پژوهش‌های بین‌المللی درخصوص ارزیابی آسیب‌های عملکردی مبتلایان به اختلال دوقطبی افزود.

۶ تشکر و قدردانی

نویسندگان بر خود لازم می‌دانند از معاونت تحقیقات و فناوری دانشگاه علوم‌پزشکی شیراز به‌دلیل حمایت‌های مالی از این پژوهش تقدیر و تشکر کنند (شمارهٔ گرنت: ۲۰۱۸۵ـ۳۴ـ۰۱ـ۹۸).

۷ بیانیه‌ها

تأییدیهٔ اخلاقی و رضایت‌نامه از شرکت‌کنندگان

پروتکل این پژوهش توسط کمیتهٔ اخلاق دانشگاه علوم‌پزشکی شیراز به تصویب رسید (IR.SUMS.REC.1398.1188). از همهٔ آزمودنی‌ها فرم رضایت آگاهانه دریافت شد.

رضایت برای انتشار

این امر غیرقابل اجرا است.

دردسترس‌بودن داده‌ها و مواد

تمامی داده‌های این مطالعه در اختیار نویسندهٔ مسئول است.

تضاد منافع

این مقاله برگرفته از رسالهٔ دورهٔ دکتری خانم سمیرا رعنایی است. نویسندگان این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی ندارند.

منابع مالی

این پژوهش با شماره گرنت ۲۰۱۸۵ـ۳۴ـ۰۱ـ۹۸ معاونت تحقیقات و فناوری دانشگاه علوم‌پزشکی شیراز انجام شد.

مشارکت نویسندگان

همهٔ نویسندگان نسخهٔ نهایی مقاله را قبل از انتشار، مطالعه و تأیید کردند. سمیرا رعنایی ارائهٔ ایدهٔ پژوهشی، تهیهٔ پرسش‌نامه، مصاحبه با بیماران و افراد گروه گواه، جمع‌آوری داده‌ها، آنالیز و تفسیر داده‌ها، نگارش اولیهٔ مقاله و همکاری در اصلاح مقاله را انجام داد. چنگیز رحیمی طاقانکی طراحی مطالعه، تهیهٔ پرسش‌نامه، آنالیز و تفسیر داده‌ها، بازبینی و مرور مقاله، همکاری در اصلاح مقاله و مسئولیت پاسخ‌گویی درمقابل همهٔ جنبه‌های پژوهش را بر عهده داشت. نوراله محمدی طراحی مطالعه، آنالیز و تفسیر داده‌ها، بازبینی و مرور مقاله و همکاری در اصلاح مقاله را انجام داد. سیدعلی دستغیب دریافت گرنت پژوهشی، طراحی مطالعه، مصاحبه با بیماران و افراد گروه گواه، جمع‌آوری داده‌ها، آنالیز و تفسیر داده‌ها، بازبینی و مرور مقاله و همکاری در اصلاح مقاله را بر عهده داشت.

[1]. Sensitivity to change

[Downloaded from www.jdisabilstud.org on 2026-06-21]

References

1. Whiteford HA, Degenhardt L, Rehm J, Baxter AJ, Ferrari AJ, Erskine HE, et al. Global burden of disease attributable to mental and substance use disorders: findings from the Global Burden of Disease Study 2010. Lancet. 2013;382(9904):1575–86. https://doi.org/10.1016/s0140-6736(13)61611-6
2. Huxley N, Baldessarini RJ. Disability and its treatment in bipolar disorder patients. Bipolar Disord. 2007;9(1–2):183–96. https://doi.org/10.1111/j.1399-5618.2007.00430.x
3. Vieta E, Rosa AR. Evolving trends in the long-term treatment of bipolar disorder. World J Biol Psychiatry. 2007;8(1):4–11. https://doi.org/10.1080/15622970601083280
4. American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorders: DSM-IV-TR. 4th ed. Washington, DC: American Psychiatric Association; 2000.
5. Weissman MM, Bothwell S. Assessment of social adjustment by patient self-report. Arch Gen Psychiatry. 1976;33(9):1111–5. https://doi.org/10.1001/archpsyc.1976.01770090101010
6. Ware J, MA K, Keller SD. SF–36 physical and mental health summary scales: a user's manual. Boston: New England Medical Center Pub; 1993.
7. Hays RD, Morales LS. The RAND-36 measure of health-related quality of life. Ann Med. 2001;33(5):350–7. https://doi.org/10.3109/07853890109002089
8. Goldman HH, Skodol AE, Lave TR. Revising axis V for DSM-IV: a review of measures of social functioning. Am J Psychiatry. 1992;149(9):1148–56. https://doi.org/10.1176/ajp.149.9.1148
9. Rosa AR, Sánchez-Moreno J, Martínez-Aran A, Salamero M, Torrent C, Reinares M, et al. Validity and reliability of the Functioning Assessment Short Test (FAST) in bipolar disorder. Clin Pract Epidemiol Ment Health. 2007;3:5. https://doi.org/10.1186/1745-0179-3-5
10. Madera J, Such P, Zhang P, Baker RA, Grande I. Use of the Functioning Assessment Short Test (FAST) in defining functional recovery in bipolar I disorder. Post-hoc analyses of long-term studies of aripiprazole once monthly as maintenance treatment. Neuropsychiatr Dis Treat. 2019;15:2325–38. https://doi.org/10.2147/ndt.s209700
11. Aydemir O, Uykur B. Reliability and validity study of the Turkish version of functioning assessment short test in bipolar disorder. Turk Psikiyatri Derg. 2012;23(3):193–200. [Turkish]
12. Moro MF, Colom F, Floris F, Pintus E, Pintus M, Contini F, et al. Validity and reliability of the Italian version of the Functioning Assessment Short Test (FAST) in bipolar disorder. Clin Pract Epidemiol Ment Health. 2012;8:67–73. https://doi.org/10.2174/1745017901208010067
13. Barbato A, Bossini L, Calugi S, D'Avanzo B, Fagiolini A, Koukouna D, et al. Validation of the Italian version of the Functioning Assessment Short Test (FAST) for bipolar disorder. Epidemiol Psychiatr Sci. 2013;22(2):187–94. https://doi.org/10.1017/s2045796012000522
14. Rotger S, Richarte V, Nogueira M, Corrales M, Bosch R, Vidal R, et al. Functioning Assessment Short Test (FAST): validity and reliability in adults with attention–deficit/hyperactivity disorder. Eur Arch Psychiatry Clin Neurosci. 2014;264(8):719–27. https://doi.org/10.1007/s00406-014-0501-0
15. González-Ortega I, Rosa A, Alberich S, Barbeito S, Vega P, Echeburúa E, et al. Validation and use of the functioning assessment short test in first psychotic episodes. J Nerv Ment Dis. 2010;198(11):836–40. https://doi.org/10.1097/nmd.0b013e3181f97bf9
16. Brislin RW. The wording and translation of research instruments. In: Lonner WJ, Berry JW. Field methods in cross-cultural research. Thousand Oaks, CA, US: Sage Publications, Inc; 1986. pp: 137–64.
17. Marsh HW, Hau KT, Balla JR, Grayson D. Is more ever too much? The number of indicators per factor in confirmatory factor analysis. Multivariate Behav Res. 1998;33(2):181–220. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3302_1
18. Comrey AL, Lee HB. A first course in factor analysis. 2nd ed. New York, US: Psychology Press; 1992.
19. Beaton DE, Bombardier C, Guillemin F, Ferraz MB. Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. Spine. 2000;25(24):3186–91. https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014
20. Habibi A, Adanvar M. Structural equation modeling and factor analysis (LISREL manual). Tehran, Iran: Academic Center for Education, Culture, and Research Press; 2017.
21. MacCallum RC, Browne MW, Sugawara HM, Wegener D. Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. Psychological Methods. 1996;1(2):130–49. https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.2.130
22. Bentler PM, Bonett DG. Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. Psychological Bulletin. 1980;88:588–606. https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588
23. Etezadi-Amoli J, Farhoomand AF. A structural model of end user computing satisfaction and user performance. Information & Management. 1996;30(2):65–73. https://doi.org/10.1016/0378-7206(95)00052-6
24. Fayers PM, Machin D. Quality of life. 2nd ed. Chichester, UK: John Wiley & Sons, Ltd; 2007. http://doi.wiley.com/10.1002/9780470024522

[Downloaded from www.jdisabilstud.org on 2026-06-21]

25. Jafari P, Ghanizadeh A, Akhondzadeh S, Mohammadi MR. Health-related quality of life of Iranian children with attention deficit/hyperactivity disorder. Qual Life Res. 2011;20(1):31–6. https://doi.org/10.1007/s11136-010-9722-5
26. Jafari P, Forouzandeh E, Bagheri Z, Karamizadeh Z, Shalileh K. Health related quality of life of Iranian children with type 1 diabetes: reliability and validity of the Persian version of the PedsQL™ Generic Core Scales and Diabetes Module. Health Qual Life Outcomes. 2011;9:104. https://doi.org/10.1186/1477-7525-9-104
27. Nunnally JC. Psychometric theory. 3rd ed. New York: McGraw-Hill; 1994.
28. Qin S, Nelson L, McLeod L, Eremenco S, Coons SJ. Assessing test-retest reliability of patient-reported outcome measures using intraclass correlation coefficients: Recommendations for selecting and documenting the analytical formula. Qual Life Res. 2019;28(4):1029–33. https://doi.org/10.1007/s11136-018-2076-0
29. Fleiss JL. The design and analysis of clinical experiments: Fleiss/the design. Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons, Inc.; 1999. http://doi.wiley.com/10.1002/9781118032923
30. Suominen K, Salminen E, Lähteenmäki S, Tupala T, Isometsä E. Validity and reliability of the Finnish version of the Functioning Assessment Short Test (FAST) in bipolar disorder. Int J Bipolar Disord. 2015;3:10. https://doi.org/10.1186/s40345-015-0025-1
31. First MB, Williams JBW, Karg RS, Spitzer RL. User's guide for the SCID-5-CV structured clinical interview for DSM-5® disorders: Clinical version. Arlington, VA, US: American Psychiatric Publishing, Inc.; 2016.

[Downloaded from www.jdisabilstud.org on 2026-06-21]