

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

Ranaeyi S<sup>1</sup>, \*Rahimi Taghanaki C<sup>2</sup>, Mohammadi N<sup>3</sup>, Dastgheib SA<sup>4</sup>

## 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: [rahimi2016@hotmail.com](mailto:rahimi2016@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 ( $22.36\pm14.21$ ) compared to the control group ( $4.49\pm2.03$ ;  $p<0.001$ ). Furthermore, FAST total scores showed a significant difference between the symptomatic and euthymic groups. FAST scores were lower for the euthymic group ( $13.80\pm9.06$ ) compared to the symptomatic group ( $34.89\pm10.62$ ;  $p<0.001$ ). The FAST could successfully discriminate between patients and controls as well as euthymic and symptomatic patients. Confirmatory factor analysis also confirmed the selected model ( $X^2/df=5.04$ ; 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.

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

سمیرا رعنائی<sup>۱</sup>، \*چنگیز رحیمی طاقانکی<sup>۲</sup>، نوراله محمدی<sup>۳</sup>، سیدعلی دستغیب<sup>۴</sup>

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.  
\*رایانامه نویسنده مسئول: crahimi2016@hotmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳ دی ۱۳۹۹؛ 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 به خصوص اختلال دوقطبی معرفی شد. در پژوهش حاضر ویژگی های روان سنجی نسخه فارسی این آزمون بررسی شد.

**روش بررسی:** این مطالعه توسعه ابزار روی جامعه آماری بیماران اختلال دوقطبی غیربستری شهر شیراز انجام شد. در این پژوهش ۲۰۲ بیمار مراجعه کننده به کلینیک روان پزشکی درمانگاه امام رضا (ع) (گروه بیماران) و ۲۰۲ نفر از کارکنان درمانگاه مذکور (گروه گواه) به روش نمونه گیری دردسترس وارد مطالعه شدند. ارزیابی روایی های صوری، سازه، هم زمان (با ابزار ارزیابی کلی عملکرد)، همگرایی، واگرایی و افتراقی آزمون صورت گرفت. پایایی آزمون نیز به شیوه همسانی درونی با ضریب آلفای کرونباخ و بازآزمایی (به فاصله یک هفته) به روش همبستگی درون طبقه ای بررسی شد. تحلیل داده ها با نرم افزارهای SPSS نسخه ۲۳ و LISREL نسخه ۲۲ انجام پذیرفت و سطح معناداری ۰/۰۵ بود.

**یافته ها:** روایی صوری با ضریب تأثیر بیشتر یا مساوی ۴/۹ برای تمامی سؤالات مطلوب بود. به علاوه تحلیل عاملی تأییدی مطلوب بود و ویژگی های نکویی برازش یافته ها:  $RMSEA=0/101$ ،  $NFI=0/96$ ،  $CFI=0/97$ ،  $IFI=0/97$ ،  $GFI=0/80$  مناسب بود. درصد موفقیت روایی های همگرایی و واگرایی در تمام ابعاد ۱۰۰ درصد به دست آمد. روایی هم زمان همبستگی معناداری را با آزمون کوتاه ارزیابی کلی عملکرد نشان داد ( $\rho=0/9$ ،  $p<0/01$ ). آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد به طور معناداری قادر به افتراق بیماران دوقطبی از گروه گواه ( $p<0/01$ )، همچنین بیماران نشانه دار از خلق طبیعی ( $p<0/01$ ) بود. آلفای کرونباخ و همبستگی درون طبقه ای برای کل آزمون و ابعاد آن بیشتر از ۰/۷ به دست آمد.

**نتیجه گیری:** براساس یافته های پژوهش، نسخه فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد دارای روایی و پایایی پذیرفتنی است و می تواند در کارآزمایی ها و پژوهش های تطبیقی استفاده شود.

**کلیدواژه ها:** اختلال دوقطبی، روایی، پایایی، آسیب عملکرد.

## ۱ مقدمه

ورود افراد به پژوهش عبارت بود از: افراد دارای ملاک‌های تشخیصی اختلال دوقطبی نوع یک و نوع دو با تشخیص روان‌پزشک و براساس نسخه پنجم راهنمای تشخیصی و آماری اختلال‌های روانی<sup>۱۱</sup>؛ نداشتن نشانه‌های حاد بیماری منجر به بستری؛ امضای فرم رضایت‌نامه 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<sup>۱۲</sup> (۱۹۶۷) و مقیاس شیدایی یانگ<sup>۱۳</sup> (۱۹۷۸)، بیماران به دو گروه خلق طبیعی (نمرات کمتر از ۸) و نشانه‌دار (نمرات مساوی یا بیشتر از ۸) تقسیم شدند. افراد گروه گواه (n=۲۰۲) از بین کارکنان بخش‌های غیروان‌پزشکی درمانگاه امام‌رضا(ع) به‌روش آماری نمونه‌بردسترس وارد مطالعه شده و به‌لحاظ نداشتن اقوام درجه اول مبتلا به اختلال دوقطبی، اسکیزوفرنی و سایر اختلالات روان‌پریشی غربال شدند. برای رسیدن به بیشترین توان آزمون‌های آماری، حجم نمونه بیمار و گواه یکسان در نظر گرفته شد. سپس مقایسه 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، شماره تلفن به آزمودنی‌ها داده شد. پروتکل این پژوهش توسط کمیته اخلاق دانشگاه علوم پزشکی شیراز به تصویب رسید (IR.SUMS.REC.1398.1188).

آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد به‌سفرارش انجمن دوقطبی اروپا در سال ۲۰۰۷ توسط رزا و همکاران در کشور اسپانیا طراحی شد (۹). در این آزمون ۲۴ گویه‌ای، تمام گویه‌ها به‌صورت مقیاس چهارگزینه‌ای بین صفر (وجودداشتن مشکل) تا ۳ (محدودیت شدید) است و نمره کلی (صفر تا ۷۲) ازطریق جمع‌بندی نمرات گویه‌ها به‌دست می‌آید. گویه‌ها شامل شش حوزه 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 نگاهداشتن 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 ساده 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 خرج کردن به‌شیوه متعادل. این حوزه شامل گویه‌های ۱۵ و ۱۶ می‌شود و نمرات آن بین صفر تا ۶ است؛ ۵. روابط بین فردی: ارزیابی روابط دوستانه و

گروهی از مبتلایان به اختلال دوقطبی<sup>۱</sup> به‌هنگام نهفتگی نشانه‌ها (تجربه خلق طبیعی) عملکرد روانی اجتماعی پذیرفتنی را نشان می‌دهند؛ ولی اکثر این مبتلایان از آسیب عملکردی مداوم<sup>۲</sup> در حوزه‌های مختلف رنج می‌برند (۳-۱). ابزارهای متنوعی برای ارزیابی آسیب عملکرد مبتلایان به اختلال دوقطبی استفاده می‌شود. ارزیابی کلی عملکرد<sup>۳</sup>، 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<sup>۴</sup> (۵)، فرم کوتاه ارزیابی سلامت<sup>۵</sup> (۶)، پیمایش سلامت ۳۶ گویه‌ای راند<sup>۶</sup> (۷) و مقیاس ارزیابی عملکرد شغلی<sup>۷</sup> (۸) به‌طور گسترده‌ای استفاده شده است؛ اما هیچ‌کدام از این مقیاس‌ها برای ارزیابی حوزه‌های خاص اختلال دوقطبی طراحی نشده است. آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد<sup>۸</sup> 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 (۱۱-۱۳). این آزمون در بیماران مبتلا به اختلال کم‌توجهی/بیش‌فعالی (۱۴) و بیمارانی که اولین دوره روان‌پریشی را تجربه می‌کنند (۱۵) نیز استفاده شده است.

ترجمه آزمون معتبر به‌طور معمول سریع‌تر و ارزان‌تر از ساختن آزمون 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 آزمون در زبان جدیدی صورت می‌گیرد، نتایج با مطالعات قبلی مقایسه می‌شود و با افزوده‌شدن اطلاعات جدید، تعمیم‌پذیری<sup>۹</sup> و اعتبار<sup>۱۰</sup> آزمون افزایش می‌یابد (۱۶). با توجه به مطالب مذکور، پژوهش حاضر با هدف بررسی روایی و پایایی نسخه فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد در بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی انجام شد. علاوه بر روش‌های قبلی تعیین روایی در نسخه اصلی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد، روایی آزمون به‌لحاظ همگرایی و واگرایی نیز در این مطالعه بررسی شد.

## ۲ روش بررسی

این مطالعه توسعه ابزار روی جامعه 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 نمونه لازم دویست نفر است (۱۷، ۱۸)؛ بنابراین در مطالعه حاضر حجم نمونه در گروه بیماران اختلال دوقطبی ۲۰۲ نفر در نظر گرفته شد. معیارهای

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)

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)

بستری شدن میان گروه‌های مبتلا به اختلال دوقطبی دارای خلق طبیعی و نشانه‌دار کمک گرفته شد. آزمون نرمالیتی به کمک آزمون شاپیرو-ویلک<sup>۱۱</sup> و تساوی واریانس بین دو گروه به کمک آزمون لون<sup>۱۲</sup> انجام گرفت.

محاسبه روایی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد با کمک روایی‌های صوری، سازه، افتراقی، همگرایی، واگرایی و هم‌زمان<sup>۱۳</sup> صورت گرفت. برای تعیین روایی صوری، امتیاز تأثیر<sup>۱۴</sup> هر سؤال محاسبه شد. ابتدا برای هریک از ۲۴ گویه 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 به عنوان گویه مناسب تشخیص داده شد.

روایی افتراقی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد به لحاظ قدرت این آزمون در تفاوت قائل شدن بین گروه مبتلایان به اختلال دوقطبی (n=۲۰۲) و گروه گواه (n=۲۰۲) و همچنین به لحاظ تفاوت قائل شدن بین بیماران دارای خلق طبیعی (n=۱۲۰) و نشانه‌دار (n=۸۲) با استفاده از آزمون‌های آماری من‌ویتنی و تی مستقل در نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۳ تجزیه و تحلیل شد.

در تحلیل عاملی تأییدی<sup>۱۵</sup>، پژوهشگر تأییدی بر یک ساختار عاملی مفروض به دست 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 به کار می‌رود تا معلوم شود هماهنگی و همسویی لازم بین شاخص‌ها (گویه‌ها) وجود دارد. به بیان دیگر، تحلیل عاملی تأییدی ابزاری برای سنجش روایی پرسش‌نامه به شمار 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 مناسب بودن مدل تحقیق با داده‌های گردآوری شده 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 گردآوری شده) می‌تواند به خوبی 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 درجه آزادی<sup>۱۶</sup> با میزان استاندارد ۱ تا ۵ (۲۰)، ریشه میانگین مربعات خطای برآورد<sup>۱۷</sup> با میزان استاندارد کمتر از ۰/۰۸ (۲۱)، برازش هنجارشده<sup>۱۸</sup> با میزان استاندارد بیشتر از ۰/۹ (۲۲)،

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. اوقات فراغت: ارزیابی ظرفیت فرد در انجام فعالیت‌های فیزیکی و لذت بردن از سرگرمی‌ها. این حوزه شامل گویه‌های ۲۳ و ۲۴ می‌شود و نمرات آن بین صفر تا ۶ است (۹).

در ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه 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 فاصله یک هفته به روش 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 خلق طبیعی داشت ( $p<۰/۰۰۱$ ). روایی سازه بعد از چرخش واریمکس<sup>۱</sup> ساختار پنج‌عاملی را نشان داد. همچنین ظرفیت افتراقی مقیاس<sup>۲</sup> برای گروه بیمار و گروه گواه به وسیله اجرای تشخیصی<sup>۳</sup> با منحنی راک<sup>۴</sup> تحلیل شد و فضای زیر منحنی معادل ۰/۸۶ نشان‌دهنده ظرفیت مناسب آن بود. مطالعه ظرفیت افتراقی نشان داد، نمرات بیشتر از ۱۱ توازن بهتری را بین حساسیت<sup>۵</sup> ۰/۷۲ و ویژگی<sup>۶</sup> ۰/۸۷ دارد. نسخه فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد از نسخه 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 ارائه شده توسط بیتن و همکاران در سال ۲۰۰۰ اصلاح شد (۱۹). به منظور بررسی روایی صوری<sup>۷</sup>، سؤالات پرسش‌نامه از بیست بیمار مبتلا به اختلال دوقطبی برای ارزیابی میزان درک آن‌ها پرسیده شد.

نحوه اجرا: اجرای این آزمون توسط مصاحبه‌گر و به شکل فردی صورت گرفت و به علت ارتباط مستقیم، حالات و شیوه پاسخ‌دهی فرد مشاهده شد که از مزیت‌های این روش در مقایسه با آزمون‌های خودگزارشگر است. پاسخ‌های ثبت شده براساس تجربه 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.

تجزیه و تحلیل آماری: در تحلیل توصیفی داده‌ها از آزمون کای-اسکوئر<sup>۸</sup> برای سنجش رابطه بین متغیرهای دسته‌بندی شده و از آزمون‌های من‌ویتنی<sup>۹</sup> و تی مستقل<sup>۱۰</sup> 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

<sup>۱۱</sup> Shapiro-Wilk Test

<sup>۱۲</sup> Leven's Test

<sup>۱۳</sup> Concurrent validity

<sup>۱۴</sup> Impact score

<sup>۱۵</sup> Confirmatory factor analysis

<sup>۱۶</sup>  $X^2/df$

<sup>۱۷</sup> Root-mean square error of approximation (RMSEA)

<sup>۱۸</sup> Normed fit index (NFI)

<sup>۱</sup> Varimax

<sup>۲</sup> Scale discriminant capacity

<sup>۳</sup> Diagnostic performance

<sup>۴</sup> Roc curve

<sup>۵</sup> Sensivity

<sup>۶</sup> Specificity

<sup>۷</sup> Face validity

<sup>۸</sup> Chi-Square Test

<sup>۹</sup> Mann-Whitney U test

<sup>۱۰</sup> Independent t-Test

بیشتر از ۰/۷ این ضریب به منزله همسانی درونی مطلوب در نظر گرفته شد (۲۷). همچنین پایایی بازآزمایی کل آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد و ابعاد آن طی مدت یک هفته (همچون نسخه اصلی) با استفاده از ضریب همبستگی درون طبقه‌ای به وسیله مدل اثرات تصادفی دوطرفه<sup>۴</sup> با فاصله اطمینان ۰/۹۵ بررسی شد (۲۸). ضریب همبستگی درون طبقه‌ای در دامنه ۰/۴ تا ۰/۶ به عنوان مناسب، بیشتر از ۰/۶ به عنوان خوب و بیشتر از ۰/۷۵ به عنوان پایایی عالی در نظر گرفته شد (۲۹). پایایی بازآزمایی روی سی بیمار مبتلا به اختلال دوقطبی با نرم افزار SPSS نسخه ۲۳ سنجیده شد. سطح معناداری آزمون‌ها در این پژوهش ۰/۰۵ بود.

### ۳ یافته‌ها

میانۀ سنی ۴۰۴ نفر شرکت‌کننده در این پژوهش برابر با ۳۸ (دامنه سنی ۱۸ تا ۶۹ سال) و میانگین سن آن‌ها  $39/47 \pm 12/63$  سال بود و ۵۵/۴ درصد از شرکت‌کنندگان مؤنث بودند. بین مبتلایان به اختلال دوقطبی و گروه گواه از نظر سن ( $p=0/154$ ) و جنسیت ( $p=0/994$ ) و تحصیلات ( $p=0/098$ ) تفاوت معناداری وجود نداشت (جدول ۱).

در بررسی روایی صوری، نتایج ضریب تأثیر حاکی از آن بود که تمام سؤالات پاسخ داده شده توسط بیست بیمار دوقطبی، نمره بیشتر یا مساوی ۴/۹ داشتند؛ بنابراین روایی صوری همه گویه‌ها پذیرفتنی بود و در پرسش‌نامه گنجانده شدند. نمرات آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد در ۲۰۲ بیمار مبتلا به اختلال دوقطبی ( $22/36 \pm 14/21$ ) در مقایسه با ۲۰۲ فرد گواه ( $4/49 \pm 2/03$ ) به طور معناداری بیشتر بود ( $p<0/001$ ). همچنین نمرات آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد در گروه دارای خلق طبیعی ( $n=120$ ) معادل  $13/8 \pm 9/06$  به دست آمد که در مقایسه با ۸۲ بیمار نشانه دار ( $34/89 \pm 10/62$ ) به صورت معناداری کمتر بود ( $p<0/001$ )؛ بنابراین روایی افتراقی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد پذیرفتنی بود و به صورت موفقیت آمیزی بین گروه مبتلایان به اختلال دوقطبی و گروه گواه و مبتلایان نشانه دار و دارای خلق نرمال تفاوت قائل شد (جدول ۱).

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

ضرایب استاندارد شده بارهای عاملی و مقدار معناداری تی بررسی شد. همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، مقدار بار عاملی استاندارد شده برای تمامی سؤالات بیشتر از ۰/۴ بود. با توجه به اینکه تمامی مقادیر آماره 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.

شاخص برازش مقایسه‌ای<sup>۱</sup> با میزان استاندارد بیشتر از ۰/۹ (۲۲)، شاخص برازش فزاینده<sup>۲</sup> با میزان استاندارد بیشتر از ۰/۹ (۲۲) و شاخص نکویی برازش<sup>۳</sup> با میزان استاندارد بیشتر از ۰/۸ (۲۳) استفاده شد.

با مدل اندازه‌گیری ضرایب استاندارد شده می‌توان وجود همبستگی معنادار بین متغیرهای مکنون مربوط و شاخص‌های متناظر آن‌ها را بررسی کرد. ضرایب استاندارد شده در واقع بیانگر ضرایب مسیر یا بارهای عاملی استاندارد شده بین عامل‌ها و نشانگرها است. برای داشتن روایی باید بین سازه و بُعد و بین بُعد و شاخص، همبستگی معناداری وجود داشته باشد. در صورتی که بار عاملی استاندارد شده 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 معنادار بودن 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 ( $n=202$ ) با استفاده از نرم‌افزار LISREL نسخه ۲۲ انجام شد.

روایی‌های همگرایی و واگرایی بر اساس روش پیشنهادی فایرس و میچین (۲۴) به صورت نسبت درصد موفقیت در ابعاد روی گروه بیمار ( $n=202$ ) و با استفاده از نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۳ بررسی شد. از این شیوه 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 محاسبه 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 بیشتر بودن درصد موفقیت نشان‌دهنده همبستگی کمتر معنادار هر گویه با ابعاد دیگر در مقایسه با بُعد مربوط خودش است. برای محاسبه روایی واگرایی، ماتریس همبستگی همه گویه‌های یک بُعد با امتیاز کلی همه ابعاد تشکیل می‌شود و سپس مقایسه همبستگی هر گویه با بُعد خود و با ابعاد دیگر به لحاظ 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 به دست آمده باشد، استفاده می‌کند. این روایی با کمک آزمون ارزیابی کلی عملکرد (همچون نسخه اصلی) که سنجه‌ای روا برای ارزیابی عملکرد افراد است، در گروه بیماران ( $n=202$ ) با ضریب همبستگی اسپیرمن و نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۳ سنجیده شد.

پایایی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد به روش همسانی درونی با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برای نمره کل و ابعاد آن در گروه بیمار ( $n=202$ ) با کمک نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۳ سنجیده شد و مقادیر

3. Goodness of fit index (GFI)

4. Two-Way Random Effects Model

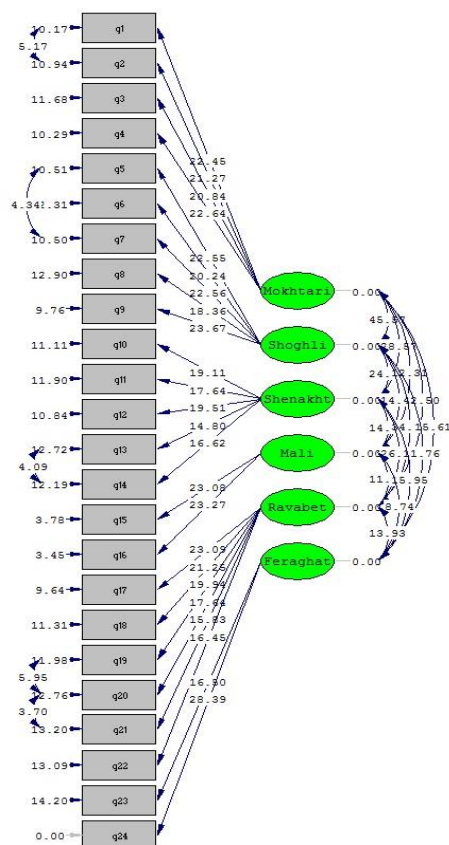
1. Comparative fit index (CFI)

2. Incremental fit index (IFI)

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

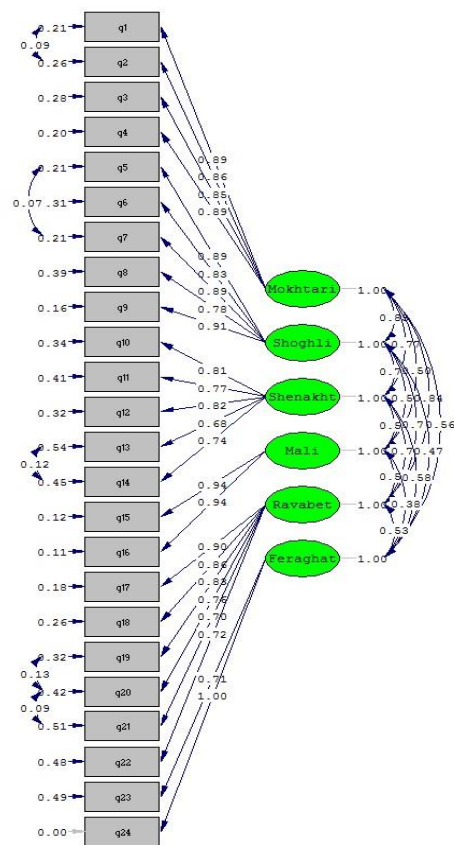
| متغیر             | کل (n=۴۰۴)      | بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی (n=۲۰۲) |                     |                           |                   | مقدار احتمال <sup>b</sup> |
|-------------------|-----------------|----------------------------------------|---------------------|---------------------------|-------------------|---------------------------|
|                   |                 | نشانه‌دار (n=۸۲)                       | خُلُق طبیعی (n=۱۲۰) | مقدار احتمال <sup>a</sup> | گروه گواه (n=۲۰۲) |                           |
|                   | انحراف معیار    | انحراف معیار                           | میانگین             | انحراف معیار              | میانگین           |                           |
| سن                | ۱۲/۶۳           | ۱۲/۷۳                                  | ۳۹/۰۲               | ۱۲/۶۱                     | ۳۹/۷۸             | ۰/۱۵۴                     |
| سال‌های تحصیل     | ۴/۸۸            | ۵/۷۹                                   | ۱۰/۸۵               | ۴/۴۵                      | ۱۲/۱۷             | ۰/۰۹۸                     |
| جنسیت مؤنث        | ۲۲۴ (۵۵/۴ درصد) | ۱۱/۹۶                                  | ۳۷ (۴۵/۱۲ درصد)     | ۷۰ (۵۸/۳ درصد)            | ۴/۳۴              | ۰/۹۹۴                     |
| تلاش برای خودکشی  | ۰/۹۴            | ۰/۴۷۵                                  | ۱/۱۸                | ۰/۶۷                      | ۰/۲۸              | <۰/۰۰۱                    |
| تعداد دفعات بستری | ۱/۲۷            | ۱/۹۳                                   | ۱/۳                 | ۱/۲۶                      | ۱/۹               | ۰/۷۲۹                     |
| کل (FAST)         | ۱۳/۵۲           | ۱۳/۴۳                                  | ۱۰/۶۲               | ۹/۰۶                      | ۱۳/۸              | <۰/۰۰۱                    |
| نمرات             |                 |                                        |                     |                           |                   |                           |
| خودمختاری         | —               | —                                      | ۲/۸۹                | ۱/۳۷                      | ۰/۹۳              | <۰/۰۰۱                    |
| عملکرد شغلی       | —               | —                                      | ۳/۱۹                | ۳/۷۷                      | ۵/۱۵              | <۰/۰۰۱                    |
| عملکرد شناختی     | —               | —                                      | ۳/۵۲                | ۲/۷۸                      | ۲/۷۳              | <۰/۰۰۱                    |
| ارزیابی امور مالی | —               | —                                      | ۲/۰۶                | ۱/۱۶                      | ۰/۸               | <۰/۰۰۱                    |
| روابط بین فردی    | —               | —                                      | ۳/۹۵                | ۲/۷۹                      | ۲/۹۲              | <۰/۰۰۱                    |
| اوقات فراغت       | —               | —                                      | ۱/۶۲                | ۱/۱۷                      | ۱/۲۷              | <۰/۰۰۱                    |
| نمرات آزمون       |                 |                                        |                     |                           |                   |                           |
| ارزیابی کلی (GAF) | ۱۰/۸۷           | ۶۷/۸۷                                  | ۷/۱۴                | ۵۸/۷۸                     | ۷۴/۰۸             | <۰/۰۰۱                    |

a: مقدار احتمال نشانه‌دار در برابر خلق طبیعی  
b: مقدار احتمال گروه گواه در برابر گروه دوقطبی



Chi-Square=1187.00, df=233, P-value=0.00000, RMSEA=0.101

شکل ۲. مقدار آمارة تی مدل تحلیل عاملی تأییدی



Chi-Square=1187.00, df=233, P-value=0.00000, RMSEA=0.101

شکل ۱. ضرایب مسیر استانداردشده مدل تحلیل عاملی تأییدی

جدول ۲. مقدار بار عاملی استاندارد شده و آماره تی بین گویه‌ها و متغیرها

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

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 جمع‌آوری شده و با احتمال ۹۵ درصد می‌توان گفت، گویه‌های پرسش‌نامه همان چیزی را می‌سنجند که برای آن طراحی شده‌اند.

به‌منظور تأیید مدل تحلیل عاملی تأییدی و مستندبودن نتایج حاصل لازم است تا شاخص‌های برازش مدل در حد پذیرفتنی قرار گیرد. مقادیر برآوردشده شاخص‌های برازش مدل تحلیل عاملی تأییدی در جدول ۳ ذکر شده است. در حالت کلی و با در نظر گرفتن مقادیر همه شاخص‌ها، مدل تحلیل عاملی تأییدی دارای برازش مناسب بود و سازه‌های پرسش‌نامه به‌خوبی متغیرهای مربوط را نشان داد. نتایج

جدول ۳. شاخص‌های برازش مدل تحلیل عاملی تأییدی

| شاخص‌های بررسی شده              | مقدار برآورد شده |
|---------------------------------|------------------|
| مجذور کای/درجه آزادی            | ۵/۰۴             |
| ریشه میانگین مربعات خطای برآورد | ۰/۱۰۱            |
| برازش هنجار شده                 | 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 همه حوزه‌ها ۱۰۰ درصد بود.

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

| ابعاد          | تعداد<br>گویه‌ها | روایی همگرایی                  |                | روایی واگرایی                  |                                |
|----------------|------------------|--------------------------------|----------------|--------------------------------|--------------------------------|
|                |                  | نسبت موفقیت در ابعاد<br>(درصد) | دامنه همبستگی  | نسبت موفقیت در ابعاد<br>(درصد) | نسبت موفقیت در ابعاد<br>(درصد) |
| خودمختاری      | ۴                | ۰/۸۶۴ تا ۰/۶۴۵                 | ۴/۴ (۱۰۰ درصد) | ۰/۶۸۸ تا ۰/۲۳۲                 | ۲۰/۲۰ (۱۰۰ درصد)               |
| عملکرد شغلی    | ۵                | ۰/۸۶۴ تا ۰/۶۷۴                 | ۵/۵ (۱۰۰ درصد) | ۰/۶۹۸ تا ۰/۲۳۱                 | ۲۵/۲۵ (۱۰۰ درصد)               |
| عملکرد شناختی  | ۵                | ۰/۷۳۳ تا ۰/۵۳۹                 | ۵/۵ (۱۰۰ درصد) | ۰/۵۹ تا ۰/۲۸۶                  | ۲۵/۲۵ (۱۰۰ درصد)               |
| امور مالی      | ۲                | ۰/۹۰۷ تا ۰/۹۰۷                 | ۲/۲ (۱۰۰ درصد) | ۰/۴۲۸ تا ۰/۲۳۹                 | ۱۰/۱۰ (۱۰۰ درصد)               |
| روابط بین فردی | ۶                | ۰/۸۱۷ تا ۰/۵۱                  | ۶/۶ (۱۰۰ درصد) | ۰/۶۶۴ تا ۰/۱۵۱                 | ۳۰/۳۰ (۱۰۰ درصد)               |
| اوقات فراغت    | ۲                | ۰/۸۴ تا ۰/۸۴                   | ۲/۲ (۱۰۰ درصد) | ۰/۴۹۵ تا ۰/۲۱۸                 | ۱۰/۱۰ (۱۰۰ درصد)               |

نمرات کل آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد در گروه مبتلایان به اختلال دوقطبی ( $n=202$ ) به طور معناداری با نمرات آزمون ارزیابی کلی عملکرد همبستگی منفی داشت ( $\rho=-0.09$ ,  $p<0.001$ ) که نشان دهنده روایی هم‌زمان مطلوب بود. در گروه مبتلایان به اختلال دوقطبی ( $n=202$ )، ضریب آلفای کرونباخ کل برای آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد معادل ۰/۹۴۸ بود. میزان آلفای کرونباخ برای تمامی ابعاد پرسش‌نامه بیشتر از ۰/۷ به دست 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 نمره کل آزمون نشان داد که حاکی از پایایی بازآزمایی عالی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد بود. همچنین مقدار معناداری همبستگی درون‌طبقه‌ای در تمامی ابعاد و نمره کل آزمون  $p<0.001$  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)<br>( $n=202$ ) | همبستگی درون‌طبقه‌ای (بازآزمایی)<br>( $n=30$ ) |
|----------------|---------------------------------------------|------------------------------------------------|
| خودمختاری      | ۰/۹۱۵                                       | ۰/۹۶۱                                          |
| عملکرد شغلی    | ۰/۹۳۷                                       | ۰/۹۷۲                                          |
| عملکرد شناختی  | ۰/۸۹۵                                       | ۰/۸۲۲                                          |
| امور مالی      | ۰/۹۵۱                                       | ۰/۸۷۴                                          |
| روابط بین فردی | ۰/۹۱۶                                       | ۰/۹۸                                           |
| اوقات فراغت    | ۰/۹۱۳                                       | ۰/۷۸۸                                          |
| نمره کل        | ۰/۹۴۸                                       | ۰/۹۸۴                                          |

#### ۴ بحث

نیز همچون نسخه اصلی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد (۹)، آزمون ارزیابی کلی به کار رفت و مشخص شد که نسخه 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 نشان دهنده عملکرد بهتر و در آزمون ارزیابی کلی عملکرد نمرات بیشتر نشان دهنده 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 همه 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.

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

در این مطالعه بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد در مبتلایان به اختلال دوقطبی نوع یک و نوع دو صورت گرفت. پایایی نسخه فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد به روش 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 محاسبه شاخص‌های مربوط نشان داد، نسخه فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد می‌تواند در تکرارهای متفاوت و مستقل، یک عامل یکسان (یعنی عملکرد) را اندازه‌گیری کند. نتایج مشخص کرد، نسخه فارسی این آزمون دارای پایایی پذیرفتنی است.

روایی‌های صوری، افتراقی، سازه، همگرایی، واگرایی و هم‌زمان نیز بررسی شد. نسخه فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد روایی صوری مطلوبی را نشان داد. این آزمون همچون نسخه اصلی (۹) به طور معناداری قادر به افتراق بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی از گروه گواه و نیز بیماران نشانه‌دار از خلق طبیعی بود. برای ارزیابی روایی هم‌زمان

بازآزمایی نشان دادند.

روایی و پایایی پذیرفتنی را نشان داد. باتوجه به یافته‌های این مطالعه، نسخه فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد می‌تواند برای ارزیابی آسیب عملکردی بیماران مبتلا به اختلال دوقطبی در حوزه تحقیقات و درمان بالینی به‌کار رود. همچنین پژوهش حاضر بر پیشینه 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 علوم پزشکی شیراز به‌دلیل حمایت‌های مالی از این پژوهش تقدیر و تشکر کنند (شماره گرت: ۲۰۱۸۵-۳۴-۰۱-۹۸).

## ۷ بیانیه‌ها

تأییدیه اخلاقی و رضایت‌نامه از شرکت‌کنندگان

پروتکل این پژوهش توسط کمیته اخلاق دانشگاه علوم پزشکی شیراز به تصویب رسید (IR.SUMS.REC.1398.1188). از همه آزمودنی‌ها فرم رضایت آگاهانه دریافت شد.

رضایت برای انتشار

این امر غیرقابل اجرا است.

درست‌رس بودن داده‌ها و مواد

تمامی داده‌های این مطالعه در اختیار نویسنده مسئول است.

تضاد منافع

این مقاله برگرفته از رساله دوره دکتری خانم سمیرا رعنائی است. نویسندگان این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافی ندارند.

منابع مالی

این پژوهش با شماره گرت ۲۰۱۸۵-۳۴-۰۱-۹۸ معاونت تحقیقات و فناوری دانشگاه علوم پزشکی شیراز انجام شد.

مشارکت نویسندگان

همه نویسندگان نسخه نهایی مقاله را قبل از انتشار، مطالعه و تأیید کردند. سمیرا رعنائی ارائه ایده پژوهشی، تهیه پرسش‌نامه، مصاحبه با بیماران و افراد گروه گواه، جمع‌آوری داده‌ها، آنالیز و تفسیر داده‌ها، نگارش اولیه مقاله و همکاری در اصلاح مقاله را انجام داد. چنگیز رحیمی طاقانکی طراحی مطالعه، تهیه پرسش‌نامه، آنالیز و تفسیر داده‌ها، بازبینی و مرور مقاله، همکاری در اصلاح مقاله و مسئولیت پاسخ‌گویی درمقابل همه 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 گرت 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.

به‌لحاظ روایی بعضی از نسخه‌های ترجمه‌شده از شیوه‌های محدودتری درمقایسه با نسخه اصلی استفاده کرده‌اند؛ مثلاً نسخه فنلاندی به‌دلیل نداشتن گروه گواه قادر به مقایسه 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 خلُق 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 دوقطبی در معرض 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 خلُق طبیعی علاوه‌بر نمره کل که در نسخه 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 خلُق طبیعی تفاوت در هر شش بُعد به‌لحاظ آماری معنادار بود؛ ازاین‌رو این ویژگی آزمون به‌خصوص در تمایز گروه بیماران نشانه‌دار و خلُق 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.

نکته درخورتوجه دیگر این بود که نمرات کسب‌شده در نسخه اصلی آزمون ارزیابی عملکرد (۹) در بیماران نشانه‌دار تقریباً دوبرابر گروه دارای خلُق طبیعی است؛ درحالی‌که در تحقیق حاضر، میزان تفاوت این دو گروه حدود سه‌برابر بود. اینکه چرا در نمونه مطالعه‌شده در نسخه اصلی و نمونه بررسی‌شده در مطالعه حاضر بین گروه بیماران دوقطبی نشانه‌دار با بیماران دارای خلُق طبیعی به‌لحاظ عملکردی این مقدار تفاوت دیده شده است، می‌تواند ناشی از عوامل مختلفی همچون کمبود حمایت‌ها از جنبه‌های مختلف برای بیماران نشانه‌دار در نمونه مطالعه حاضر باشد. پژوهش حاضر محدودیت‌هایی داشت. در این تحقیق حساسیت به تغییر<sup>۱</sup> که از جنبه‌های مهم مقیاس است، بررسی نشد؛ باین‌حال در نسخه 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 نسخه فارسی آزمون کوتاه ارزیابی عملکرد

<sup>1</sup>. Sensitivity to change

## 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](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. 4<sup>th</sup> 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. *Türk 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](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3302_1)
18. Comrey AL, Lee HB. *A first course in factor analysis*. 2<sup>nd</sup> 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](https://doi.org/10.1016/0378-7206(95)00052-6)
24. Fayers PM, Machin D. *Quality of life*. 2<sup>nd</sup> ed. Chichester, UK: John Wiley & Sons, Ltd; 2007. <http://doi.wiley.com/10.1002/9780470024522>

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.* 3<sup>rd</sup> 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.