رویش روان شناسی، سال۱۴، شماره ۵، شماره پیاپی ۱۱۰، مرداد ۱۴۰۴
*Rooyesh-e-Ravanshenasi Journal(RRJ),14(5), 2025*

# ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه تحریف‌های شناختی در دانشجویان

# Psychometric Properties of the Cognitive Distortions Questionnaire in University Students

**سینا غلامی**
کارشناسی ارشد سنجش و اندازه‌گیری (روان‌سنجی)، گروه روان‌شناسی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
**دکتر عزت الله قدم پور** (نویسنده مسئول)
استاد تمام گروه روان‌شناسی تربیتی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.
**فاطمه باوزین**
دانشجوی دکتری روان‌شناسی تربیتی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.

**Sina Gholami**
Master of Psychometrics, Department of Psychology, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
**Dr. Ezatolah Ghadampour ***
Professor of Educational Psychology, Faculty of Literature and Human Sciences, Lorestan University, Khorramabad, Iran.
*ezatolahghadampour04@gmail.com*
**Fateme Bavazin**
PhD Student in Educational Psychology, Faculty of Literature and Human Sciences, Lorestan University, Khorramabad, Iran.

## چکیده

هدف از پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی پرسشنامه تحریف‌های شناختی در دانشجویان بود. پژوهش حاضر توصیفی- همبستگی و از نوع مطالعات روان‌سنجی بود. جامعه آماری این پژوهش شامل تمامی دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۲ بود. با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس ۳۹۵ نفر انتخاب شدند و به فرم آنلاین پرسشنامه تحریف‌های شناختی (CD-Quest، دی‌اولیویرا و همکاران، ۲۰۱۵)، زیرمقیاس افسردگی چک لیست نشانه‌های اختلال‌های روانی (SCL-90، دروگاتیس و همکاران، ۱۹۷۳) و مقیاس رضایت از زندگی (SWLS، دینر و همکاران، ۱۹۸۵) پاسخ دادند. روایی پرسشنامه با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی و روایی همزمان بررسی شد و پایایی پرسشنامه با بهره‌گیری از ضریب آلفای کرونباخ، امگای مک‌دونالد و روش دونیمه‌سازی مورد محاسبه قرار گرفت. نتایج تحلیل عاملی تاییدی، روایی سازه تک عاملی این پرسشنامه را مورد تأیید قرار داد. همبستگی مثبت بین تحریف‌های شناختی و افسردگی (P<۰/۰۱، r=۰/۶۲۸) و همبستگی منفی بین تحریف‌های شناختی و رضایت از زندگی (P<۰/۰۱، r= -۰/۳۴۳)، حاکی از تایید روایی همزمان پرسشنامه بود. ضریب آلفای کرونباخ پرسشنامه تحریف‌های شناختی برابر با ۰/۸۸۱، ضریب امگای مک‌دونالد برابر با ۰/۸۸۴ و ضریب دونیمه‌سازی گاتمن برابر با ۰/۸۵۷ برآورد شد. به‌طور کلی، نتایج حاکی از تأیید روایی و پایایی پرسشنامه تحریف‌های شناختی در جامعه دانشجویان ایرانی بود. این پرسشنامه می‌تواند ابزار مفیدی برای درمانگران و پژوهشگرانی باشد که روی تحریف‌های شناختی از طریق شناخت‌درمانی و به‌ویژه بازسازی شناختی کار می‌کنند.

***واژه‌های کلیدی:*** *تحریف‌های شناختی، دانشجویان، روان‌سنجی.*

## Abstract

The present study aimed to investigate the psychometric properties of the Persian version of the cognitive distortions questionnaire in university students. The present study was descriptive-correlational and was considered a psychometric study. All the students of the Islamic Azad University of Karaj branch who were studying in this university in the academic semester of 2023-2024 constituted the statistical population of this study. Using the available sampling method, 395 people were selected and responded to the online form of the cognitive distortions questionnaire (CD-Quest, De Oliveira et al., 2015), the depression subscale of the symptom checklist-90-R (SCL-90, Derogatis et al., 1973), and the life satisfaction scale (SWLS, Diener et al., 1985). The validity of the questionnaire was checked using confirmatory factor analysis and concurrent validity. The reliability of the questionnaire was calculated using Cronbach's alpha coefficient, McDonald's omega, and the split-half method. The results of confirmatory factor analysis confirmed the single-factor construct validity of this questionnaire. The concurrent validity of the questionnaire, which indicated a positive correlation between cognitive distortions and depression (r= 0.628, P<0.01) and a negative correlation between cognitive distortions and life satisfaction (r=-0.343, P<0.01), seemed favorable. Cronbach's alpha coefficient of the cognitive distortions questionnaire was estimated as 0.881, McDonald's omega coefficient was 0/884, and Guttman's split-half coefficient was 0.857. Generally, the results confirmed the validity and reliability of the cognitive distortions questionnaire in the Iranian student population. This questionnaire can be a useful tool for therapists and researchers who work on cognitive distortions through cognitive therapy, and especially cognitive reconstruction.

***Keywords:*** *Cognitive Distortions, Psychometrics, University Students.*

**نوع مقاله : پژوهشی** | **دریافت : بهمن ۱۴۰۳** | **پذیرش: فروردین ۱۴۰۴** | **ویرایش نهایی: مرداد ۱۴۰۴**

[ Downloaded from frooyesh.ir on 2026-11-13 ]

[ DOI: 10.66224/Rooyesh.14.5.7 ]

## مقدمه

سازه تحریف‌های شناختی[1] یکی از مولفه‌های اصلی نظریه شناختی- رفتاری[2] به شمار می‌رود که از دهه ۱۹۶۰ توسط آرون بک[3] در درمان‌های روان‌شناختی به کار گرفته شد (بک، ۱۹۶۷). بر اساس این نظریه، هیجانات و رفتارهای افراد از طریق تفسیر رویدادهایی که تجربه کرده‌اند، شکل می‌گیرند. به عبارت دیگر، آنچه که رفتار و احساسات افراد را تعیین می‌کند، خود رویداد نیست، بلکه معنایی است که فرد در سیستم شناختی خود به آن رویداد نسبت می‌دهد (اُزان و کاراتاس[4]، ۲۰۲۳). به‌طور کلی، فرضیات اصلی درمان‌های شناختی- رفتاری عبارت‌اند از: ۱- شناخت بر رفتار تأثیر می‌گذارد؛ ۲- شناخت را می‌توان تحت نظارت، تغییر و اصلاح قرار داد؛ ۳- تغییرات رفتاری از طریق تغییر در شناخت ایجاد می‌شوند زیرا تفکر واسطه (میانجی) نحوه واکنش مردم به نشانه‌های محیطی است (آلدی[5] و همکاران، ۲۰۲۰).

نظریه شناختی بک و همکاران (۲۰۲۴) بیان می‌کند که شناخت‌های ما (یعنی محتویات کلامی یا تصویری جریان هوشیاری ما) از طرحواره‌ها (ساختارهای شناختی) که از تجربیات زندگی گذشته ما ایجاد می‌شوند سرچشمه می‌گیرند و این طرحواره‌ها نحوه درک ما از خودمان، دیگران و جهان اطراف ما را هدایت می‌کنند. وقتی طرحواره‌ها ناکارآمد هستند (بدکاری می‌کنند)، آن‌ها شناخت‌های تحریف‌شده‌ای را به‌وجود می‌آورند که در بعضی از افراد منجر به تجربه حالات هیجانی بیمارگونه می‌شوند (بک و همکاران، ۲۰۲۴). این تحریف‌های شناختی نگرش‌های ناکارآمد و باورهای خشک با مطلق‌گرایی بی‌جا در مورد خود و دنیا هستند که تاثیر منفی و مخربی بر هیجانات و رفتار افراد دارند (گوغری و همکاران، ۱۴۰۰). تحریف‌های شناختی به‌عنوان تفکراتِ سیستماتیکِ اغراق‌آمیز، خودکار، نادرست، غیرمنطقی و همراه با سوگیری یک فرد در طول ادراک اطلاعات تعریف می‌شوند و با درک، ارزیابی و تفسیر رویدادها متفاوت از آنچه که واقعا هستند همراه است. این الگوهای شناختی ناسازگارانه از افکار و هیجانات مثبت جلوگیری کرده و راه را برای منفی‌گرایی و اختلالات روان‌شناختی هموار می‌کنند (ساپماز[6]، ۲۰۲۳). به این ترتیب کسب آگاهی، ارزیابی و بازسازی شناخت‌های تحریف‌شده، اهداف اولیه انواع درمان‌های شناختی رفتاری هستند (موریسون و همکاران، ۲۰۱۵).

نقش مهم تحریف‌های شناختی در سبب‌شناسی اختلال‌هایی مانند هراس، اضطراب فراگیر، اضطراب اجتماعی (اُزدمیر و کورا، ۲۰۲۳)، افسردگی (مرکان[7] و همکاران، ۲۰۲۳)، بی‌اشتهایی عصبی و شخصیت مرزی (دلپوزو[8] و همکاران، ۲۰۱۸)، علائم خودشیفتگی (لرزنگنه و عیسی‌زادگان، ۱۴۰۱) و قماربازی (تورم[9] و همکاران، ۲۰۲۳)، پژوهشگران، روان‌شناسان و روان‌پزشکان را برآن داشته است تا توجه ویژه‌ای بر این سازه مخرب شناختی داشته باشند. همین مسئله باعث شده که سنجش و اندازه‌گیری تحریف‌های شناختی و انواع آن از اهمیت بالایی برخوردار باشد. یکی از پرسشنامه‌هایی که در سال‌های اخیر برای اندازه‌گیری تحریف‌های شناختی مورد استفاده قرار گرفته است پرسشنامه تحریف‌های شناختی دی‌اولیویرا[10] و همکاران (۲۰۱۵) است. این پژوهشگران پرسشنامه مذکور را برای نخستین بار در کشور برزیل و در نمونه‌ای متشکل از دانشجویان رشته روان‌شناسی و پزشکی دوره کارشناسی، طراحی و اعتبارسنجی کردند. این ابزار به منظور به دست آوردن تخمین‌های کمی از فراوانی و شدت تحریف‌های شناختی در گروه‌های بالینی و غیربالینی طراحی شده است (دی‌اولیویرا و همکاران، ۲۰۱۵). ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه انگلیسی این پرسشنامه در استرالیا (کوستوگلو و پیدجیون[11]، ۲۰۱۶)، نسخه ترکی پرسشنامه در یک نمونه بالینی عمدتا با علائم مشکلات خلقی (باتماز[12] و همکاران، ۲۰۱۵)، نسخه انگلیسی در ایالات متحده (موریسون و همکاران، ۲۰۱۵)، نسخه انگلیسی در نمونه‌ای از بزرگسالان آمریکایی مبتلا به اختلال اضطراب اجتماعی (کاپلان[13] و همکاران، ۲۰۱۷) و نسخه چینی آن توسط کیان[14] و همکاران (۲۰۲۰) بررسی و تأیید شده است.

با وجود اهمیت تحریف‌های شناختی در سبب‌شناسی، حفظ و درمان اختلال‌های روان‌شناختی، کار نسبتاً کمی در جهت طراحی یک پرسشنامه قوی برای ارزیابی نوع، فراوانی و شدت تحریف‌های شناختی در ایران انجام شده است. به عنوان مثال رحمانی ملک آباد و همکاران (۱۴۰۳) به بررسی شاخص‌های روان‌سنجی پرسشنامه خطاهای شناختی پرداختند که این پرسشنامه تنها ۴ زیر مقیاس فاجعه‌سازی، تعمیم افراطی، شخصی‌سازی و انتخاب انتزاعی را می‌سنجد. همچنین اسماعیل‌پور و همکاران (۱۳۹۳) روایی و پایایی پرسشنامه تحریف‌های شناختی

1 - Cognitive Distortions
2 - Cognitive-Behavioral Theory
3 - Aaron Beck
4 - Uzun & Karataş
5 - Aldi
6 - Sapmaz
7 - Mercan
8 - Del Pozo
9 - Thurm
10 - De Oliveira
11 - Kostoglou & Pidgeon
12 - Batmaz
13 - Kaplan
14 - Qian

[ Downloaded from frooyesh.ir on 2026-11-13 ]
[ DOI: 10.66224/Rooyesh.14.5.7 ]

بین فردی را بررسی و تایید کردند. این پرسشنامه فقط سه تحریف شناختی انتظارات غیرواقعی در روابط، طرد در روابط بین فردی و درک نادرست بین فردی را مورد بررسی قرار می‌دهد. پرسشنامه دیگری توسط عبدالله‌زاده و سالار (۱۳۸۹؛ به نقل از غلامی و اسمعیلی، ۱۴۰۰) جهت سنجش تحریف‌های شناختی ساخته شده است که ۱۰ تحریف شناختی تفکر همه یا هیچ، تعمیم مبالغه‌آمیز، فیلتر ذهنی، بی‌توجهی به امر مثبت، نتیجه‌گیری شتاب‌زده، درشت‌بینی و ریزبینی، استدلال احساسی، باید بهتر است، برچسب زدن و شخصی‌سازی را مورد بررسی قرار می‌دهد. با این حال پرسشنامه‌های مذکور از نظر تعداد ابعاد مورد بررسی با محدودیت‌هایی روبه‌رو هستند و پرسشنامه تحریف‌های شناختی دی‌اولیویرا و همکاران (۲۰۱۵) تا حدی می‌تواند این کمبود را برطرف سازد. زیرا این پرسشنامه علاوه بر سنجش تحریف‌های شناختی پرسشنامه‌های مذکور، ۴ تحریف شناختی دیگر یعنی مقایسه ناعادلانه، چه می‌شود اگر؟، سرزنش کردن خود یا دیگران و ذهن خوانی را نیز مورد سنجش قرار می‌دهد. مسئله دیگری که پرسشنامه تحریف‌های شناختی دی‌اولیویرا و همکاران (۲۰۱۵) را از دیگر پرسشنامه‌های موجود در این حوزه متمایز می‌کند این است که پرسشنامه مذکور تحریف‌های شناختی را در دو بعد فراوانی و شدت نیز مورد ارزیابی قرار می‌دهد. همین مسئله بر اهمیت اعتبارسنجی این پرسشنامه در جامعه ایران می‌افزاید.

چنین پرسشنامه‌ای به روان‌شناسان بالینی و روان‌پزشکان کمک می‌کند تا تغییرات تحریف‌های شناختی را در طول دوره درمان اندازه‌گیری کنند و براساس آن پیشرفت درمان را ارزیابی کرده و برنامه‌ریزی بهتر و دقیق‌تری برای درمان داشته باشند. همچنین برای یافتن راه‌هایی برای کاهش شدت و فراوانی تحریف‌های شناختی لازم است تا اندازه‌گیری انواع تحریف‌های شناختی و شدت و فراوانی هر کدام از آن‌ها به درستی صورت گیرد. به بیان دقیق‌تر، لازمه کاهش شیوع اختلال‌های روان‌شناختی از طریق تشخیص زودهنگام، تمرکز بر روی سنجش عوامل مؤثر بر اختلال‌های روانی مانند تحریف‌های شناختی است. افزون بر این، با چنین پرسشنامه‌ای می‌توان تفاوت‌های موجود در الگوهای تحریف‌های شناختی را از نظر فراوانی، شدت و نوع، در افراد و گروه‌های مختلف مورد بررسی قرار داد. در نهایت، چنین پرسشنامه‌ای پژوهشگران را قادر می‌سازد تا اهمیت نسبی تحریف‌های شناختی مختلف را در حفظ اختلال‌های گوناگون ارزیابی کنند و در نتیجه درمان را بر اساس الگوهای تفکر مربوطه اصلاح کنند.

با توجه به کمبود پرسشنامه‌ای جامع و معتبر برای سنجش انواع مختلف تحریف‌های شناختی به زبان فارسی و نبود ابزاری در ایران که شدت و فراوانی هر تحریف شناختی را بسنجد، اعتبارسنجی پرسشنامه تحریف‌های شناختی دی‌اولیویرا و همکاران (۲۰۱۵) تا حدی قادر به پر کردن این خلاء پژوهشی در ایران است. بر همین اساس؛ هدف این مطالعه بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی پرسشنامه تحریف‌های شناختی دی‌اولیویرا در نمونه‌ای متشکل از دانشجویان ایرانی می‌باشد.

## روش

پژوهش حاضر توصیفی- همبستگی و از نوع مطالعات روان‌سنجی بود. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج بود که در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۲ در این دانشگاه مشغول به تحصیل بودند. در تعیین حجم نمونه مناسب برای تحلیل عاملی نسبت شرکت‌کنندگان به آیتم‌ها دارای اهمیت است. برخی از متخصصان، ۵ تا ۱۰ نفر را به ازای هر آیتم پرسشنامه کافی می‌دانند (نونالی[1]، ۱۹۷۸؛ تاباکنیک و فیدل[2]، ۲۰۰۷). در همین راستا، در پژوهش حاضر تعداد ۱۰ نفر به ازای هر سؤال پرسشنامه در نظر گرفته شد و با توجه به اینکه پرسشنامه تحریف‌های شناختی ۱۵ آیتم دارد، نمونه‌ای ۱۵۰ نفری (۱۵۰=۱۰ × ۱۵) برای این پژوهش مناسب قلمداد می‌شود. با این حال برای افزایش تعمیم‌پذیری یافته‌ها نمونه‌ای ۴۱۰ نفری مورد بررسی قرار گرفت. معیارهای ورود به پژوهش عبارت بودند از: دانشجوی دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج بودن، اعلام آمادگی و رضایت جهت شرکت در پژوهش و تکمیل کامل پرسشنامه‌ها. معیارهای خروج از پژوهش عبارت بودند از: دانشجوی دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج نبودن، عدم تمایل و رضایت برای شرکت در پژوهش، ناقص بودن پرسشنامه‌ها.

به منظور بکارگیری پرسشنامه تحریف‌های شناختی دی‌اولیویرا و همکاران (۲۰۱۵) در نمونه ایرانی؛ ابتدا با طراحان نسخه اصلی پرسشنامه از طریق ایمیل ارتباط برقرار شد و پس از تایید آن‌ها، پرسشنامه با استفاده از روش ترجمه – بازترجمه به زبان فارسی ترجمه شد. ابتدا نسخه انگلیسی آن توسط نویسنده اول این مقاله و ۲ متخصص زبان انگلیسی به فارسی ترجمه گردید، سپس در یک جلسه هماهنگی، ترجمه‌ها مطابقت داده شد تا نسخه اولیه فارسی تدوین گردد. پس از تهیه نسخه فارسی، پرسشنامه در اختیار متخصص زبان انگلیسی دیگری قرار گرفت تا با استفاده از ترجمه معکوس آن را به زبان انگلیسی برگرداند. در ادامه؛ دو متن انگلیسی (متن اصلی و متن به دست آمده از ترجمه فارسی به انگلیسی) مقایسه شدند و از صحت ترجمه فارسی پرسشنامه اطمینان حاصل شد. در نهایت ۳ تن از اساتید و متخصصان روان‌شناسی، روایی

1 - Nunnally
2 - Tabachnick & Fidell

[ Downloaded from frooyesh.ir on 2026-11-13 ]
[ DOI: 10.66224/Rooyesh.14.5.7 ]

صوری و محتوایی آن را تایید کردند. در نتیجه اقدامات بیان شده فرم نهایی فارسی پرسشنامه تحریف‌های شناختی تهیه و اجرا گردید. به این ترتیب پس از کسب تاییدیه کمیته اخلاق، با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس، ۴۱۰ نفر از دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج انتخاب شدند و به فرم آنلاین پرسشنامه‌های پژوهش پاسخ دادند. لینک پرسشنامه در شبکه‌های اجتماعی (واتساپ، تلگرام و ایتا) دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج قرار گرفت. به شرکت‌کنندگان یک پیام حاوی جزئیات مطالعه و یک لینک ارائه شد که آن‌ها را به پرسشنامه آنلاین هدایت می‌کرد. جهت رعایت اصول اخلاقی، برای هر یک از افراد توضیحاتی در رابطه با طرح پژوهش (تا جایی که سوگیری در نتایج به وجود نیاید) ارائه شد. همچنین شرکت‌کنندگان بلافاصله قبل از پاسخ دادن به پرسشنامه‌ها رضایت آگاهانه خود را اعلام کردند. در نهایت مسائل مرتبط با رازداری و محرمانه ماندن اطلاعات از جانب پژوهشگر بیان شد.

در آخر از بین ۴۱۰ پرسشنامه به دست آمده از اجرای آنلاین، ۱۵ پرسشنامه ناقص کنار گذاشته شد و ۳۹۵ پرسشنامه مورد تحلیل آماری قرار گرفت. روایی پرسشنامه با استفاده از تحلیل عاملی تاییدی و روایی همزمان مورد ارزیابی قرار گرفت. روایی همزمان پرسشنامه از طریق محاسبه ضریب همبستگی پیرسون بین متغیر تحریف‌های شناختی و افسردگی و رضایت از زندگی به دست آمد. برای بررسی پایایی از ضریب آلفای کرونباخ، امگای مک‌دونالد و روش دونیمه‌سازی بهره گرفته شد. داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۹ و نرم‌افزار AMOS نسخه ۲۴ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند.

**ابزار سنجش**

**پرسشنامه تحریف‌های شناختی[1] (CD-Quest)**: پرسشنامه تحریف‌های شناختی دی‌اولیویرا و همکاران (۲۰۱۵) یک پرسشنامه ۱۵ سؤالی و خودگزارشی است که برای اندازه‌گیری ۱۵ تحریف شناختی در دو بعد فراوانی و شدت طراحی شده است. این تحریف‌ها عبارت‌اند از؛ تفکر دوگانه، فاجعه‌سازی، بی‌توجهی به امر مثبت، استدلال احساسی، برچسب زدن، بزرگ‌نمایی – کوچک‌شماری، فیلتر ذهنی، ذهن‌خوانی، تعمیم بیش از حد، شخصی‌سازی، اظهارات "باید" دار، نتیجه‌گیری دلبخواهی، سرزنش کردن (خود یا دیگران)، چه می‌شود اگر ...؟ (چی میشه اگه ...؟) و مقایسه ناعادلانه. در این پرسشنامه از پاسخ‌دهندگان انتظار می‌رود که تجربیات خود را در مورد تحریف‌های شناختی توضیح داده شده در طی هفته اخیر ارزیابی کنند. از پاسخ‌دهندگان سؤال می‌شود که این تحریف‌های شناختی هرچند وقت یک‌بار رخ داده‌اند و چهار انتخاب به آن‌ها داده می‌شود: (الف) هرگز، (ب) گاه به گاه "۱ یا ۲ روز در هفته"، (ج) بیشتر اوقات "۳ تا ۵ روز در هفته" و (د) تقریباً همیشه "۶ یا ۷ روز در هفته". به همین منوال، برای شدت تحریف‌ها، از پاسخ‌دهندگان سؤال می‌شود که چقدر به تحریفات شناختی خود اعتقاد داشتند و چهار انتخاب داده می‌شود: (الف) اصلاً، (ب) کمی "تا ۳۰ درصد"، (ج) زیاد "۳۰ تا ۷۰ درصد" و (د) خیلی زیاد "بیش از ۷۰ درصد". پاسخ‌های فراوانی و شدت در کنار هم یک جدول چهار در چهار را تشکیل می‌دهند و در نهایت نمره کل تحریف‌های شناختی را به‌دست می‌دهند. به عبارت دیگر شرکت‌کنندگان هم فراوانی تحریف‌های شناختی را از صفر تا ۳ و هم شدت تحریف‌های شناختی را از صفر تا ۳ مشخص می‌کنند. علاوه بر این شرکت‌کنندگان در جدول چهار در چهار، عددی که فراوانی و شدت تحریف‌های شناختی را به هم متصل می‌کند را انتخاب می‌کنند که همان نمره کل پرسشنامه به شمار می‌رود. بنابراین، از این پرسشنامه می‌توان سه نمره مختلف به دست آورد: (۱) نمره فراوانی، (۲) نمره شدت و (۳) نمره کل (ترکیب). نمره هر سوال این پرسشنامه در حین نمره‌گذاری ابعاد فراوانی و شدت از ۰ تا ۳ متغیر است و نمره هر سوال پرسشنامه هنگام بررسی نمره کل پرسشنامه بین ۰ تا ۵ قرار دارد. با جمع ۱۵ نمره کلی تحریف‌های شناختی، نمره کل آزمون به دست می‌آید که بین ۰ تا ۷۵ است و نمرات بالاتر نشان دهنده فراوانی و شدت بیشتر تحریف‌های شناختی است (باتماز و همکاران، ۲۰۱۵). ضریب آلفای کرونباخ نسخه برزیلی- پرتغالی این پرسشنامه برای نمره کل و ابعاد فراوانی و شدت به ترتیب برابر با ۰/۸۵، ۰/۹۱ و ۰/۸۹ به دست آمد. روایی همزمان این ابزار با پرسشنامه افسردگی بک[2] (P<۰/۰۰۱، r=۰/۶۵) و پرسشنامه اضطراب بک[3] (P<۰/۰۰۱، r=۰/۵۲) در سطح مطلوبی قرار داشت که نشان دهنده همگرایی پرسشنامه تحریف‌های شناختی با نشخوارهای فکری افسردگی و اضطراب است. حساسیت افتراقی بین گروه‌هایی که علائم افسردگی و اضطراب بالاتری را گزارش کرده‌اند و گروه‌هایی با علائم کمتر یا بدون علائم نیز تایید شده است. تحلیل عاملی اکتشافی پرسشنامه تحریف‌های شناختی یک ساختار تک بعدی را پیشنهاد می‌کند که ۲۹ درصد از واریانس را تبیین می‌کند (دی‌اولیویرا و همکاران، ۲۰۱۵).

**زیرمقیاس افسردگی چک لیست نشانه‌های اختلال‌های روانی[4] (SCL-90)**: در پژوهش حاضر از زیرمقیاس افسردگی چک لیست نشانه‌های اختلال‌های روانی که توسط دروگاتیس[5] و همکاران در سال ۱۹۷۳ ساخته شده است، استفاده شد. این زیرمقیاس دارای ۱۳ سؤال است. آزمودنی‌ها بر اساس یک طیف ۵ درجه‌ای لیکرت از هیچ = صفر تا به شدت = چهار به عبارات پرسشنامه پاسخ می‌دهند. حداقل نمره صفر

1 - Cognitive Distortions Questionnaire
2 - Beck Depression Inventory
3 - Beck Anxiety Inventory
4 - Depression Subscale of Symptom Check List-90-R
5 - Derogatis

[ Downloaded from frooyesh.ir on 2026-11-13 ]
[ DOI: 10.66224/Rooyesh.14.5.7 ]

و حداکثر آن ۵۲ است که نمرات بالاتر نشان دهنده وجود علائم افسردگی بیشتر است (دروگاتیس و همکاران، ۱۹۷۳). دروگاتیس و همکاران (۱۹۷۳) ضریب آلفای کرونباخ این پرسشنامه را در سطح مطلوبی گزارش کردند که بیشترین ضریب آلفا برای زیرمقیاس افسردگی بود (α=۰/۹۵). در نخستین کوشش‌ها برای بررسی روایی این پرسشنامه ضریب روایی همزمان کلیه ابعاد چک لیست نشانه‌های اختلال‌های روانی با پرسشنامه چندوجهی شخصیتی مینه‌سوتا[1] (MMPI) بین ۰/۳۶ تا ۰/۷۳ گزارش شد که همگی در سطح ۰/۰۱ معنادار بودند (دروگاتیس و همکاران، ۱۹۷۶). در ایران ویژگی‌های روانسنجی این پرسشنامه را تأیید کرده‌اند به طوری که پایایی زیرمقیاس افسردگی این پرسشنامه با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۵ بود (فتحی‌آشتیانی و داستانی، ۱۳۹۸). همچنین در ایران اخوان عبیری و شعیری (۱۳۹۸) با استفاده از تحلیل عاملی تاییدی روایی سازه مدل ۹ عاملی این پرسشنامه را مورد تایید قرار دادند. ضریب آلفای کرونباخ زیرمقیاس افسردگی در مطالعه حاضر ۰/۹۱ به دست آمد.

**مقیاس رضایت از زندگی[2] (SWLS):** این مقیاس توسط دینر[3] و همکاران (۱۹۸۵) برای اندازه‌گیری رضایت از زندگی ساخته شده است. مقیاس مذکور ابزاری ۵ ماده‌ای است که نمره‌گذاری آن به صورت طیف لیکرت ۵ گزینه‌ای انجام می‌شود (نمره یک برابر با کاملاً مخالفم تا نمره پنج برابر با کاملاً موافقم). نمره کلی این مقیاس با جمع پاسخ‌ها محاسبه شده و دامنه آن بین ۵ تا ۲۵ است. نمرات بالاتر بیانگر سطوح رضایتمندی بیشتر از زندگی است (دینر و همکاران، ۱۹۸۵). این پرسشنامه ضریب آلفای کرونباخ مطلوب (α=۰/۸۸) (هالتل گوستاوسون[4]، ۲۰۰۸) و روایی همگرا و افتراقی خوبی نشان داده است به طوری که همبستگی مثبتی میان این پرسشنامه و مقیاس عاطفه مثبت[5] (r=۰/۵۰ ،P<۰/۰۰۱) (بلائیس[6] و همکاران، ۱۹۸۹) و همبستگی منفی قوی میان پرسشنامه رضایت از زندگی و پرسشنامه افسردگی بک (r=-۰/۷۲ ،P<۰/۰۰۱) (دینر و همکاران، ۱۹۸۵) به دست آمد. ویژگی‌های روان سنجی نسخه فارسی این ابزار در مطالعه بیانی و همکاران (۱۳۸۶) بررسی و تأیید شده است. در مطالعه مذکور پایایی این مقیاس با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۳ و با بهره‌گیری از روش بازآزمایی (با فاصله زمانی یک ماه) برابر با ۰/۶۹ محاسبه شد. همچنین داده‌ها حاکی از تایید روایی همگرا و افتراقی نسخه فارسی این پرسشنامه می‌باشد به طوری که ضریب همبستگی مثبتی میان مقیاس رضایت از زندگی و پرسشنامه شادکامی آکسفورد[7] (r=۰/۷۱ ،P<۰/۰۰۱) و ضریب همبستگی منفی میان مقیاس رضایت از زندگی و پرسشنامه افسردگی بک (r=-۰/۶ ،P<۰/۰۰۱) به دست آمد (بیانی و همکاران، ۱۳۸۶). ضریب آلفای کرونباخ این پرسشنامه در مطالعه حاضر ۰/۸۱ به دست آمد.

## یافته ها

از ۳۹۵ شرکت‌کننده در پژوهش حاضر، تعداد ۷۴ نفر (۱۸/۷٪) مرد و ۳۱۴ نفر (۷۹/۵٪) زن بودند. همچنین؛ ۷ نفر (۱/۸٪) جنسیت خود را ذکر نکرده بودند. افزون بر این، از بین کلیه شرکت‌کنندگان، ۲۹۷ نفر (۷۵/۲٪) دانشجوی مقطع کارشناسی، ۸۳ نفر (۲۱٪) دانشجوی مقطع کارشناسی ارشد و ۱۰ نفر (۲/۵٪) دانشجوی مقطع دکتری بودند. لازم به ذکر است که ۵ نفر (۱٪/۳) مقطع تحصیلی خود را گزارش نکرده بودند. همچنین؛ از مجموع شرکت‌کنندگان مطالعه حاضر، ۳۰۲ نفر (۷۶/۵٪) مجرد و ۸۴ نفر (۲۱/۳٪) متاهل بودند و ۹ نفر (۲/۳٪) وضعیت تأهل خود را بیان نکردند. بازه سنی شرکت‌کنندگان ۱۸ تا ۵۵ سال بود (میانگین سن: ۲۴/۳۹، انحراف استاندارد: ۷/۱). در ادامه شاخص‌های آمار توصیفی متغیرهای پژوهش محاسبه شد. این یافته‌ها در جدول شماره ۲ گزارش شده است.

**جدول ۲: شاخص‌های آمار توصیفی متغیرهای پژوهش**

| | تعداد | حداقل نمره | حداکثر نمره | میانگین اصلی | انحراف استاندارد |
|---|---|---|---|---|---|
| فراوانی تحریف‌های شناختی | ۳۹۵ | ۰ | ۴۰ | ۹/۶۶ | ۷/۷۰ |
| شدت تحریف‌های شناختی | ۳۹۵ | ۰ | ۴۰ | ۱۰/۸۵ | ۸/۱۰ |
| نمره کل تحریف‌های شناختی | ۳۹۵ | ۰ | ۶۶ | ۱۳/۹۳ | ۱۲/۱۷ |
| افسردگی | ۳۹۵ | ۰ | ۴ | ۱/۴۱ | ۰/۸۸ |
| رضایت از زندگی | ۳۹۵ | ۵ | ۲۵ | ۱۵/۰۶ | ۴/۲۸ |

1 - Minnesota Multiphasic Personality Inventory
2 - The Satisfaction with Life Scale
3 - Diener
4 - Hultell & Gustavsson
5 - Positive Affect Scale
6 - Blais
7 - Oxford Happiness Inventory

[ Downloaded from frooyesh.ir on 2026-11-13 ]
[ DOI: 10.66224/Rooyesh.14.5.7 ]

### تحلیل عاملی تاییدی

قبل از اجرای تحلیل عاملی مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عاملی ارزیابی شد. بررسی ماتریس همبستگی بین آیتمی نشان داد که چندین ضریب ۰/۳ و بالاتر وجود دارد. مقدار شاخص کیسر میر اکلین[1] برابر با ۰/۹۲ بود، که بالاتر از مقدار توصیه شده ۰/۶ (کیسر، ۱۹۷۰؛ کیسر، ۱۹۷۴) قرار داشت و آزمون کرویت بارتلت[2] (بارتلت، ۱۹۵۴) به لحاظ آماری معنادار بود (P= ۰/۰۰۰). کلیه این مسائل عامل‌پذیری داده‌ها را تایید می‌کنند. در ادامه؛ برازش مدل تک عاملی ارائه شده توسط دی‌اولیویرا و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از تحلیل عاملی تاییدی مورد بررسی و تایید قرار گرفت. در جدول شماره ۳ ضرایب رگرسیونی استاندارد شده، ضرایب رگرسیونی استاندارد نشده، خطای استاندارد و نسبت بحرانی هر یک از گویه‌های پرسشنامه گزارش شده است.

**جدول ۳: مقادیر به دست آمده از تحلیل عاملی تاییدی پرسشنامه تحریف‌های شناختی دی اولیویرا و همکاران (۲۰۱۵)**

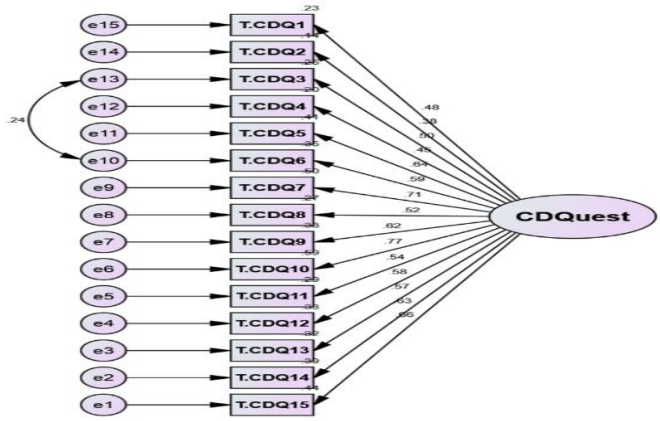
| گویه | ضرایب رگرسیونی استاندارد نشده | ضرایب رگرسیونی استاندارد شده | خطای استاندارد | نسبت بحرانی |
|---|---|---|---|---|
| ۱. به نظر من؛ هر چیز کمتر از کامل، شکست بی‌چون و چراست. (تفکر همه یا هیچ) | ۰/۵۷۹ | ۰/۴۸۲*** | ۰/۰۶۷ | ۸/۶۹۵ |
| ۲. من آینده را نگران کننده می‌بینم و معتقدم که آنچه اتفاق خواهد افتاد بسیار وحشتناک خواهد بود، به طوری که قادر به تحمل آن نخواهم بود. (فاجعه‌سازی) | ۰/۴۳۴ | ۰/۳۷۷*** | ۰/۰۶۳ | ۶/۹۰۷ |
| ۳. من تجربیات و رویدادهای مثبت را در نظر نمی‌گیرم و اصرار دارم که آن‌ها مهم نیستند. (بی‌توجهی به امر مثبت) | ۰/۵۸۲ | ۰/۵۰۱*** | ۰/۰۶۵ | ۸/۹۹۵ |
| ۴. من معتقدم که احساساتم واقعیت را منعکس می‌کنند و به احساساتم اجازه می‌دهم که نگرش‌ها و قضاوت‌هایم را هدایت کنند. (استدلال احساسی) | ۰/۶۵۹ | ۰/۴۴۹*** | ۰/۰۸۱ | ۸/۱۴۶ |
| ۵. من یک برچسب ثابت، کلی و معمولا منفی روی خودم و دیگران می‌گذارم. (برچسب زدن) | ۰/۹۰۲ | ۰/۶۴۴*** | ۰/۰۸۰ | ۱۱/۲۷۹ |
| ۶. من یا به رویدادهای منفی اهمیت زیادی می‌دهم و یا رویدادهای مثبت را خیلی بی‌اهمیت جلوه می‌دهم. به عبارت دیگر؛ از یک سو درباره شدت اشتباهات خود مبالغه می‌کنم و از سوی دیگر، اهمیت جنبه‌های مثبت زندگی را کمتر از آنچه هست برآورد می‌کنم. (بزرگ‌نمایی- کوچک‌شماری) | ۰/۶۷۳ | ۰/۵۸۷*** | ۰/۰۶۵ | ۱۰/۳۹۷ |
| ۷. من به بخش منفی یک اتفاق توجه می‌کنم و تمام جنبه‌های مثبت این موقعیت را به فراموشی می‌سپارم. (فیلتر ذهنی) | ۰/۹۰۸ | ۰/۷۱۱*** | ۰/۰۷۴ | ۱۲/۲۷۱ |
| ۸. من معتقدم که افکار یا مقاصد دیگران را می‌دانم، یعنی؛ بدون بررسی کافی متوجه می‌شوم که دیگران به چه چیزی فکر می‌کنند. همچنین معتقدم که دیگران افکار یا مقاصد من را می‌دانند. (ذهن‌خوانی) | ۰/۷۵۵ | ۰/۵۲۳*** | ۰/۰۸۰ | ۹/۳۸۰ |
| ۹. من موارد منفی را در نظر می‌گیرم و آن‌ها را به شدت تعمیم می‌دهم، یعنی اگر اتفاق بدی فقط یک بار رخ دهد، من انتظار دارم که بارها و بارها رخ دهد. به عبارت دیگر؛ هر حادثه منفی را شکستی تمام عیار و تمام نشدنی تلقی می‌کنم. (تعمیم بیش از حد) | ۰/۷۵۶ | ۰/۶۱۸*** | ۰/۰۷۰ | ۱۰/۸۷۹ |
| ۱۰. من معتقدم که رفتارهای بدی که دیگران دارند به سمت من هدایت شده‌اند (بدون در نظر گرفتن دیگر توضیحات محتمل)، به عبارت دیگر؛ همه اتفاقات بد دنیا را به خودم ربط می‌دهم. (شخصی‌سازی) | ۰/۹۸۵ | ۰/۷۷۰*** | ۰/۰۷۵ | ۱۳/۱۱۰ |
| ۱۱. من به خودم می‌گویم که رویدادها، رفتارهای مردم و رفتارهای خودم "باید" به شکلی باشند که من انتظار دارم، نه به شکلی که واقعا هستند. (اظهارات "باید" دار) | ۰/۷۷۸ | ۰/۵۴۲*** | ۰/۰۸۰ | ۹/۶۸۹ |
| ۱۲. من بدون این که شواهد محکمی داشته باشم، در مورد هر رویدادی نتیجه‌گیری دلبخواهی می‌کنم. (نتیجه‌گیری دلبخواهی) | ۰/۶۷۰ | ۰/۵۷۷*** | ۰/۰۶۵ | ۱۰/۲۴۴ |
| ۱۳. من معتقدم که مقصر احساسات و تجربیات منفی من دیگران هستند، به عبارت دیگر؛ نمی‌توانم مسئولیت شکست‌های خود را بر عهده بگیرم و بابت شکست‌هایم دیگران را سرزنش می‌کنم و یا برعکس؛ من مسئولیت رفتارهای دیگران را بر عهده می‌گیرم. (سرزنش کردن خود یا دیگران) | ۰/۷۰۴ | ۰/۵۶۷*** | ۰/۰۷۰ | ۱۰/۰۹۰ |
| ۱۴. مدام از خودم چنین سوالاتی می‌پرسم؛ "اگر اتفاقی بیفتد چه؟". (چی می‌شود اگر...؟) | ۰/۹۸۸ | ۰/۶۲۷*** | ۰/۰۹۰ | ۱۱/۰۱۸ |
| ۱۵. من خودم را با دیگران مقایسه می‌کنم، با کسانی که به نظر می‌رسد بهتر از من عمل می‌کنند، در نتیجه خود را در موقعیت نامساعدی قرار می‌دهم. (مقایسه ناعادلانه) | ۱/۰۰۰ | ۰/۶۶۰*** | – | – |

*** P<۰/۰۰۱

1 - Keiser Meyer Olkin (KMO)
2 - Bartlett Sphericity Test

[ Downloaded from frooyesh.ir on 2026-11-13 ]
[ DOI: 10.66224/Rooyesh.14.5.7 ]

همانطور که در جدول شماره ۳ قابل مشاهده است؛ نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که همه عبارات پرسشنامه دارای ضرایب رگرسیونی استاندارد معنادار بالاتر از ۰/۳ هستند. در شکل ۱ مدل تک عاملی پرسشنامه گزارش شده است.




**شکل ۱: مدل تک عاملی پرسشنامه تحریف های شناختی دی اولیویرا و همکاران (۲۰۱۵)**

مدل ساختاری (شکل شماره ۱) نشان می‌دهد که همه گویه‌های پرسشنامه در یک عامل بارگذاری شده‌اند و بار عاملی (ضریب رگرسیونی استاندارد) همه گویه‌ها بالاتر از ۰/۳ است. نتایج ارزیابی برازش مدل تک عاملی این پرسشنامه در جدول شماره ۴ ارائه شده است.

**جدول ۴: شاخص‌های برازش مدل پرسشنامه تحریف‌های شناختی دی اولیویرا و همکاران (۲۰۱۵)**

| نام شاخص | مقادیر قابل قبول | برآوردهای مدل | نتیجه |
|---|---|---|---|
| $X^2/DF$ | کمتر از ۳ | ۲/۲۰۵ | قبول |
| RMSEA | کمتر از ۰/۰۶ | ۰/۰۵۵ | قبول |
| PNFI | بیشتر از ۰/۶ | ۰/۷۶ | قبول |
| GFI | بیشتر از ۰/۹ | ۰/۹۴ | قبول |
| AGFI | بیشتر از ۰/۹ | ۰/۹۲ | قبول |
| NNFI | بیشتر از ۰/۹ | ۰/۹۳ | قبول |
| NFI | بیشتر از ۰/۹ | ۰/۹۰ | نسبتا قابل قبول |
| IFI | بیشتر از ۰/۹ | ۰/۹۴ | قبول |
| CFI | بیشتر از ۰/۹ | ۰/۹۴ | قبول |
| RFI | بیشتر از ۰/۶ | ۰/۸۸ | قبول |
| PCFI | بیشتر از ۰/۶ | ۰/۸۰ | قبول |
| FMIN | کمتر از ۲ | ۰/۴۹۸ | قبول |

نتایج جدول شماره ۴ حاکی از آن است که شاخص‌های برازش مدل در سطح قابل قبولی قرار دارند که نشان دهنده برازش مطلوب این مدل با داده‌های گردآوری شده است. با توجه به ضرایب رگرسیونی و شاخص‌های برازش ذکر شده، مدل تک عاملی پرسشنامه تحریف‌های شناختی مورد تایید قرار گرفت.

**روایی همزمان**

روایی همزمان پرسشنامه تحریف‌های شناختی از طریق اجرای همزمان پرسشنامه رضایت از زندگی دینر و همکاران (۱۹۸۵) و زیرمقیاس افسردگی چک لیست نشانه‌های اختلال‌های روانی دروگاتیس و همکاران (۱۹۷۳) بر روی شرکت‌کنندگان و محاسبه همبستگی بین نمره کل و خرده مقیاس‌های فراوانی و شدت به دست آمد. این نتایج در جدول شماره ۵ گزارش شده‌اند.

[ Downloaded from frooyesh.ir on 2026-11-13 ]
[ DOI: 10.66224/Rooyesh.14.5.7 ]

**جدول ۵: ضرایب همبستگی بین متغیرهای پژوهش**

| | ۱ | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ |
|---|---|---|---|---|---|
| ۱. فراوانی تحریف‌های شناختی | ۱ | | | | |
| ۲. شدت تحریف‌های شناختی | ۰/۹۴۸** | ۱ | | | |
| ۳. نمره کل تحریف‌های شناختی | ۰/۹۸۱** | ۰/۹۷۷** | ۱ | | |
| ۴. افسردگی | ۰/۶۵۲** | ۰/۶۱۸** | ۰/۶۲۸** | ۱ | |
| ۵. رضایت از زندگی | -۰/۳۵۵** | -۰/۳۴۵** | -۰/۳۴۳** | -۰/۵۳۹** | ۱ |

N = ۳۹۵. ** P<۰۱

ضرایب همبستگی نشان داد که بین نمرات شرکت‌کنندگان در پرسشنامه تحریف‌های شناختی با رضایت از زندگی همبستگی منفی معنادار و با افسردگی همبستگی مثبت معناداری وجود دارد. همچنین؛ ضرایب همبستگی مثبت بسیار قوی و معناداری بین نمره کل تحریف‌های شناختی با فراوانی تحریف‌های شناختی و شدت تحریف‌های شناختی به دست آمد. علاوه بر این؛ ضریب همبستگی بین فراوانی تحریف‌های شناختی و شدت تحریف‌های شناختی، مثبت و بسیار قوی بود و در سطح معناداری قرار داشت. کلیه این مسائل نشان می‌دهند که پرسشنامه تحریف‌های شناختی از روایی همزمان بسیار مطلوبی برخوردار است.

**پایایی و همسانی درونی**

در این پژوهش ضریب آلفای کرونباخ پرسشنامه تحریف‌های شناختی برابر با ۰/۸۸۱ بود. حذف هر آیتم تاثیری بر افزایش ضریب آلفای کرونباخ نداشت. علاوه بر این؛ ضریب آلفای کرونباخ برای فراوانی تحریف‌های شناختی برابر با ۰/۸۷۵ و برای شدت تحریف‌های شناختی برابر با ۰/۸۵۹ به دست آمد. افزون بر این ضریب پایایی امگای مک‌دونالد برابر با ۰/۸۸۴ بود. در ادامه؛ با استفاده از روش دونیمه‌سازی، ۱۵ سوال این پرسشنامه به دو نیمه‌ی ۸ سوالی و ۷ سوالی تقسیم گردید و ضریب همبستگی بین دو نیمه‌ی پرسشنامه ۰/۷۵ و ضریب دونیمه‌سازی گاتمن ۰/۸۵۷ برآورد شد. در بررسی پایایی به روش دونیمه‌سازی؛ ضریب آلفای کرونباخ نیمه اول (سوالات ۱ تا ۸) و دوم (سوالات ۹ تا ۱۵) پرسشنامه به ترتیب ۰/۷۷۲ و ۰/۸۲۰ بدست آمد. به طور کلی؛ نتایج به دست آمده از ضریب آلفای کرونباخ، ضریب پایایی امگای مک‌دونالد و روش دونیمه‌سازی، پایایی پرسشنامه تحریف‌های شناختی را تایید می‌کند.

## بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی پرسشنامه تحریف‌های شناختی دی اولیویرا در نمونه‌ای متشکل از دانشجویان ایرانی بود. به طور کلی یافته‌ها بیانگر آن بود که پرسشنامه تحریفات شناختی دی اولیویرا و همکاران (۲۰۱۵) از روایی و پایایی کافی برای اندازه‌گیری تحریف‌های شناختی در نمونه‌ای از دانشجویانی ایرانی برخوردار است.

نتایج تحلیل عاملی تاییدی تک بعدی بودن این پرسشنامه را مورد تایید قرار داد. این یافته با نتایج مطالعات دی اولیویرا و همکاران (۲۰۱۵)، کوستوگلو و پیدجیون (۲۰۱۶) و باتماز و همکاران (۲۰۱۵) همسو می‌باشد، زیرا یافته‌های این مطالعات نیز حاکی از وجود ساختار تک عاملی برای این پرسشنامه بود. افزون بر این؛ این نتیجه با یافته‌های پژوهش‌های موریسون و همکاران (۲۰۱۵)، کاپلان و همکاران (۲۰۱۷) و کیان و همکاران (۲۰۲۰) همراستاست. این مطالعات نیز همسو با نتایج پژوهش حاضر ساختار تک عاملی این پرسشنامه را مورد تأیید قرار دادند. این یافته نشان می‌دهد که انواع تحریف‌های شناختی سازه‌های مجزا از یکدیگر نیستند و همپوشانی بالایی با یکدیگر دارند. به همین دلیل همه تحریف‌ها در یک عامل بارگذاری شدند.

برای بررسی بیشتر روایی، روایی همزمان این پرسشنامه نیز مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به نتایج به‌دست آمده، روایی همزمان این پرسشنامه مطلوب به نظر می‌رسد. این یافته که حاکی از همبستگی مثبت بین تحریف‌های شناختی و افسردگی بود با مطالعات دی اولیویرا و همکاران (۲۰۱۵) و کوستوگلو و پیدجیون (۲۰۱۶) همسوست. ضریب همبستگی به دست آمده در مطالعه حاضر یعنی ۰/۶۲۸ با ضرایب همبستگی محاسبه شده در مطالعات مذکور (۰/۴۵و ۰/۶۵) همخوانی دارد.

همبستگی منفی بین تحریف‌های شناختی و رضایت از زندگی نیز دلیل دیگری بر تایید روایی همزمان پرسشنامه تحریف‌های شناختی است. این یافته با مطالعه کاپلان و همکاران (۲۰۱۷) همسویی دارد. ضریب همبستگی میان تحریف‌های شناختی و رضایت از زندگی در مطالعه حاضر برابر با ۰/۳۴۳- بود که تا حدی نزدیک به ضریب همبستگی به دست آمده در مطالعه کاپلان و همکاران (۲۰۱۷) یعنی ۰/۴۴ است.

[ Downloaded from frooyesh.ir on 2026-11-13 ]
[ DOI: 10.66224/Rooyesh.14.5.7 ]

لازم به ذکر است که رابطه مثبت تحریف‌های شناختی با افسردگی و رابطه منفی تحریف‌های شناختی با رضایت از زندگی با ادبیات پژوهشی این حوزه نیز سازگاری دارد (بک و همکاران، ۲۰۲۴؛ مرکان و همکاران، ۲۰۲۳). به نظر می‌رسد که تحریف‌های شناختی نقش مهمی در بروز اختلال افسردگی و کاهش رضایت از زندگی افراد داشته باشند. در جهت تبیین این روابط می‌توان بیان کرد که این تحریف‌های شناختی می‌توانند شامل افکار منفی مداوم مانند "هرگز نمی‌توانم موفق شوم" یا "هیچ‌کس مرا دوست ندارد" باشند. چنین افکاری سطح پایین‌تری از خودارزشی و امید به آینده ایجاد می‌کنند که در نهایت رضایت از زندگی را کاهش می‌دهد. علاوه بر این، این نگرش‌های منفی می‌توانند احساس تنهایی، ناامیدی و خودسرزنش‌گری را تشدید کنند و به ظهور علائم افسردگی منجر شوند. بنابراین، تحریف‌های شناختی می‌توانند به شیوه عمیقی سلامت روان‌شناختی افراد را مختل کنند (بک و همکاران، ۲۰۲۴).

در بررسی پایایی پرسشنامه تحریف‌های شناختی مشخص شد که ضریب آلفای کرونباخ پرسشنامه در سطح مطلوبی (۰/۸۸) قرار دارد. این یافته نیز با نتایج مطالعات دی اولیویرا و همکاران (۲۰۱۵)، کوستوگلو و پیدجیون (۲۰۱۶)، باتماز و همکاران (۲۰۱۵)، موریسون و همکاران (۲۰۱۵)، کاپلان و همکاران (۲۰۱۷) و کیان و همکاران (۲۰۲۰) هم‌راستا است، ضرایب آلفای کرونباخ به دست آمده در پژوهش‌های مذکور بین ۰/۸۰ تا ۰/۹۴ قرار داشت. این یافته بیانگر آن است که پرسشنامه تحریف‌های شناختی از ثبات اندازه‌گیری قابل قبولی برخوردار است.

پژوهش حاضر با وجود این که روایی و پایایی پرسشنامه تحریف‌های شناختی را تایید کرد، با محدودیت‌هایی نیز روبه‌رو بود. ابتدا اینکه نمونه پژوهش حاضر غیربالینی بود. با توجه به نظریه بک (۱۹۶۷) تحریف‌های شناختی را می‌توان در جمعیت‌های غیربالینی نیز یافت، اما با این‌حال مطالعات بیشتر در نمونه‌های بالینی ایرانی برای بررسی دقیق‌تر پایایی و روایی این پرسشنامه توصیه می‌شود. دوماً نمونه این مطالعه محدود به دانشجویان بود. پیشنهاد می‌شود که ارزیابی تحریف‌های شناختی با این پرسشنامه به جمعیت‌های مختلف در یک فرهنگ و جمعیت‌های یکسان در فرهنگ‌های مختلف گسترش یابد. سوم اینکه مطالعه ما این پرسشنامه را با دیگر ابزارهای شناخته شده تحریف‌های شناختی مقایسه نکرد و فقط از دو آزمون (افسردگی و رضایت از زندگی) برای بررسی روایی همزمان پرسشنامه تحریفات شناختی استفاده شد. توصیه می‌شود که در مطالعات آینده رابطه این پرسشنامه با دیگر ابزارهای سنجش تحریف‌های شناختی و سایر متغیرهای مرتبط مانند: اضطراب و افکار خودکار منفی بررسی شود تا روایی این پرسشنامه افزایش یابد. در نهایت می‌توان بیان کرد که روش نمونه‌گیری این مطالعه به روش در دسترس بود که به دلیل غیرتصادفی بودن، تعمیم‌پذیری یافته‌ها را محدود می‌کند. بر همین اساس پیشنهاد می‌گردد که در پژوهش‌های آینده در حوزه اعتبارسنجی این ابزار از روش‌های نمونه‌گیری تصادفی بهره گرفته شود.

با وجود محدودیت‌ها، ارزیابی شناخت‌های تحریف شده با استفاده از این پرسشنامه می‌تواند به افراد با تجربیات آسیب‌زا کمک کند تا خلق و خو و رفتار خود را بهبود بخشند. درمانگران با بهره‌گیری از این ابزار می‌توانند تشخیص و برنامه‌ریزی برای درمان را تسهیل کنند. علاوه بر این؛ درمانگران با این ابزار قادراند تحریف‌های شناختی مراجع را قبل و بعد از درمان ارزیابی کنند و یک اندازه‌گیری دقیق از اثرات مداخله پیشنهادی داشته باشند. این پرسشنامه ابزاری مفید برای درمانگرانی است که روی تحریف‌های شناختی از طریق شناخت درمانی و به ویژه بازسازی شناختی کار می‌کنند.

در کل می‌توان نتیجه گرفت که پرسشنامه تحریف‌های شناختی دی اولیویرا و همکاران (۲۰۱۵) برای اندازه‌گیری تحریف‌های شناختی دانشجویان از روایی و پایایی مطلوبی برخوردار است. با وجود نیاز به مطالعات بیشتر، امید است که این پرسشنامه نیاز درمانگران و پژوهشگرانی را که در حوزه تحریف‌های شناختی فعالیت دارند، تا حدی برطرف نماید.

## منابع

اخوان عبیری، ف. و شعیری، م. ر. (۱۳۹۸). رواسازی و اعتباریابی سیاهه نشانه‌های بیماری (SCL-90-R) و پرسشنامه کوتاه نشانه‌های بیماری (BSI-53). *نشریه روان‌شناسی بالینی و شخصیت. ۱۷* (۲). ۱۹۵-۱۶۵. DOI: 10.22070/cpap.2020.2916

اسماعیل‌پور، خ.، بخشی‌پور رودسری، ع. و محمدزادگان، ر. (۱۳۹۳). تعیین ساختار عاملی، روایی و پایایی مقیاس تحریف شناختی بین فردی در دانشجویان دانشگاه تبریز. *راهبردهای شناختی در یادگیری. ۲* (۳). ۷۲-۵۳. https://asj.basu.ac.ir/article_1020.html

بیانی، ع. ا.، محمدکوچکی، ع. و گودرزی، ح. (۱۳۸۶). اعتبار و روایی مقیاس رضایت از زندگی (SWLS). *مجله روان‌شناسی تحولی. ۱۱* (۳). ۲۶۵-۲۵۹. https://sanad.iau.ir/fa/Article/1054841?FullText=FullText

رحمانی ملک آباد، م.، فرخی، ن. و تنهایی، م. (۱۴۰۳). هنجاریابی و کفایت شاخص های روانسنجی پرسشنامه ی خطای شناختی (CEQ) مردان و زنان. *فصلنامه روان‌شناسی تربیتی*. ۲۰ (۷۱). ۲۷۰-۲۴۹. https://doi.org/10.22054/jep.2018.2995.1137

غلامی، س. و اسمعیلی، ع. ر. (۱۴۰۰). بررسی روایی و پایایی پرسشنامه تحریف های شناختی. *یازدهمین کنفرانس بین المللی روانشناسی، مشاوره و علوم تربیتی*. https://civilica.com/doc/1446200/

[ Downloaded from frooyesh.ir on 2026-11-13 ]

[ DOI: 10.66224/Rooyesh.14.5.7 ]

فتحی آشتیانی، ع. و داستانی، م. (۱۳۹۸). *آزمون های روان شناختی، ارزشیابی شخصیت و سلامت روانی*. موسسه انتشارات بعثت. چاپ پانزدهم. https://www.iranketab.ir/book/67542-psychological-tests

گوغری، ط.، سماوی، ع. ا. و نجارپوریان، س. (۱۴۰۰). مدل روابط ساختاری تیپ شخصیتی D و افسردگی با میانجی‌گری تحریف‌های شناختی و عملکرد خانواده در شهروندان شهر بندرعباس. *مجله دانشگاه علوم پزشکی قم*. ۱۵ (۶). ۳۹۳-۳۸۴. DOI: 10.32598/qums.15.6.1334.2

لرزنگنه، س. و سلیمانی، ا. (۱۴۰۱). بررسی مدل روابط ساختاری ترومای کودکی و تحریفات شناختی با اختلال شخصیت خودشیفته: با میانجی گری طرحواره های ناسازگار اولیه. *مطالعات روان‌شناسی بالینی*. ۱۳ (۴۸). ۱۰۸-۸۵. https://doi.org/10.22054/jcps.2023.58635.2508

Aldi, G. A., Svicher, A., & Cosci, F. (2020). Validation of the Italian Version of the Cognitive Distortion Scale as a Measure of Cognitive Bias in a Non-clinical Sample. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, *38*(1), 56-75. DOI:10.1007/s10942-019-00324-4

Bartlett, M. S. (1954). A note on the multiplying factors for various χ 2 approximations. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 296-298. https://rss.onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.2517-6161.1954.tb00174.x

Batmaz, S., Kocbiyik, S., & Yuncu, O. A. (2015). Turkish version of the cognitive distortions questionnaire: psychometric properties. *Depression Research and Treatment*. (1): 694853. https://doi.org/10.1155/2015/694853

Beck, A. T. (1967). *Depression: Causes and treatment*. Philadelphia: University of Pennsylvania Press. https://books.google.com/books/about/Depression.html?id=6rigtdo0u2UC

Beck, A. T., Rush, A. J., Shaw, B. F., Emery, G., DeRubeis, R. J., & Hollon, S. D. (2024). *Cognitive therapy of depression*. Guilford Publications. https://psycnet.apa.org/record/2024-87597-000

Blais, M. R., Vallerand, R. J., Pelletier, L. G., & Brière, N. M. (1989). L'échelle de satisfaction de vie: Validation canadienne-française du" Satisfaction with Life Scale.". *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue canadienne des sciences du comportement*, *21*(2), 210. https://doi.org/10.1037/h0079854

De Oliveira, I. R., Seixas, C., Osório, F. L., Crippa, J. A. S., De Abreu, J. N., Menezes, I. G., ... & Wenzel, A. (2015). Evaluation of the psychometric properties of the cognitive distortions questionnaire (CD-Quest) in a sample of undergraduate students. *Innovations in clinical neuroscience*, *12*(7-8), 20-27. https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC4558787/

Del Pozo, M. A., Harbeck, S., Zahn, S., Kliem, S., & Kröger, C. (2018). Cognitive distortions in anorexia nervosa and borderline personality disorder. *Psychiatry research*, *260*, 164-172. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2017.11.043

Derogatis, L. R., Lipman, R. S., & Covi, L. (1973). SCL-90: an outpatient psychiatric rating scale–preliminary report. *Psychopharmacol bull*, *9*(1), 13-28. https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/4682398/

Derogatis, L. R., Rickels, K., & Rock, A. F. (1976). The SCL-90 and the MMPI: A step in the validation of a new self-report scale. The British Journal of Psychiatry, 128(3), 280-289. DOI: https://doi.org/10.1192/bjp.128.3.280

Diener, E. D., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of personality assessment*, *49*(1), 71-75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13

Hultell, D., & Gustavsson, J. P. (2008). A psychometric evaluation of the Satisfaction with Life Scale in a Swedish nationwide sample of university students. *Personality and Individual Differences*, *44*(5), 1070-1079. https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.10.030

Kaiser, H. F. (1970). A second generation little jiffy. *Psychometrika*, *35*(4), 401-415. https://doi.org/10.1007/BF02291817

Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, *39*(1), 31-36. https://doi.org/10.1007/BF02291575

Kaplan, S. C., Morrison, A. S., Goldin, P. R., Olino, T. M., Heimberg, R. G., & Gross, J. J. (2017). The Cognitive Distortions Questionnaire (CD-Quest): Validation in a sample of adults with social anxiety disorder. *Cognitive therapy and research*, *41*, 576-587 . doi: 10.1007/s10608-017-9838-9

Kostoglou, S. L., & Pidgeon, A. M. (2015). The cognitive distortions questionnaire: psychometric validation for an Australian population. *Australian Journal of Psychology*, *68*(2), 123-129. https://doi.org/10.1111/ajpy.12101

Mercan, N., Bulut, M., & Yüksel, Ç. (2023). Investigation of the relatedness of cognitive distortions with emotional expression, anxiety, and depression. *Current Psychology*, *42*(3), 2176-2185. DOI:10.1007/s12144-021-02251-z

Morrison, A. S., Potter, C. M., Carper, M. M., Kinner, D. G., Jensen, D., Bruce, L., ... & Heimberg, R. G. (2015). The cognitive distortions questionnaire (CD-Quest): Psychometric properties and exploratory factor analysis. *International Journal of Cognitive Therapy*, *8*(4), 287-305. https://doi.org/10.1521/ijct.2015.8.4.287

Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric Theory: 2d Ed*. McGraw-Hill. https://books.google.com/books/about/Psychometric_Theory.html?id=WE59AAAAMAAJ

Özdemir, İ., & Kuru, E. (2023). Investigation of Cognitive Distortions in Panic Disorder, Generalized Anxiety Disorder and Social Anxiety Disorder. *Journal of Clinical Medicine*, *12*(19), 6351. https://doi.org/10.3390/jcm12196351

Qian, L., Liu, L., Chen, M., Wang, S., Cao, Z., & Zhang, N. (2020). Reliability and Validity of the Chinese Version of the Cognitive Distortions Questionnaire (CD-Quest) in college students. *Medical Science Monitor: International Medical Journal of Experimental and Clinical Research*, *26*, e926786-1. doi: 10.12659/MSM.926786

Sapmaz, F. (2023). Relationships beetween Cognitive Distortions and Adolescent Well-Being: The Mediating Role of Psychological Resilience and Moderating Role of Gender. *International Journal of Psychology and Educational Studies*, *10*(1), 83-97. DOI:10.52380/ijpes.2023.10.1.866

Tabachnick, B. G. & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th edn). Boston: Pearson Education. https://psycnet.apa.org/record/2006-03883-000

Thurm, A., Satel, J., Montag, C., Griffiths, M. D., & Pontes, H. M. (2023). The relationship between gambling disorder, stressful life events, gambling-related cognitive distortions, difficulty in emotion regulation, and self-control. *Journal of Gambling Studies*, *39*(1), 87-101. DOI: 10.1007/s10899-022-10151-5

Uzun, K., & Karataş, Z. (2023). The examination of the mediator role of optimism, self-compassion, altruism and gratitude in the relationship between cognitive distortions and forgiveness of emerging adults. *Emerging Adulthood*, *11* (4). 845-868. https://doi.org/10.1177/21676968231171200

[ Downloaded from frooyesh.ir on 2026-11-13 ]

[ DOI: 10.66224/Rooyesh.14.5.7 ]