دوفصلنامه راهبردهای شناختی در یادگیری
سال دوم– شماره سوم – پاییز و زمستان ۱۳۹۳

Biquarterly Journal of Cognitive Strategies in Learning
Vol 2, Num 3, Fall & Winter 2015

تعیین ساختار عاملی، روایی و پایایی مقیاس تحریف شناختی بین فردی در دانشجویان دانشگاه تبریز

Determining the factor structure, validity and reliability of interpersonal cognitive distortions scale among students of Tabriz University

خلیل اسماعیل‌پور[۱]، عباس بخشی‌پور رودسری[۲]، رضامحمدزاده‌گان[۳*]

K. EsmaeelPoor[1], A. Bakhshi Poor Rodsari[2], R. Mohammadzadegan[3*]

دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۰٤/۲۲ پذیرش مقاله:۱۳۹۳/۰۸/۲٤

چکیده

مقدمه: هدف پژوهش حاضر بررسی ساختار عاملی، روایی و پایایی مقیاس تحریف شناختی بین فردی در دانشجویان دانشگاه تبریز بود.

روش: مطالعه حاضر از نوع مطالعات اعتباریابی و روان سنجی است. جامعه آماری پژوهش کلیه دانشجویان دانشگاه تبریز بودند که از بین آن‌ها ۳۶۸ نفر به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب و از آنان خواسته شد مقیاس‌های تحریف شناختی بین فردی (ICDS)، صفات شخصیت مرزی (STB) و پرسشنامه سبک‌های دفاعی (DSQ) را تکمیل کنند. ضرایب اعتبار پرسشنامه تحریف شناختی بین‌فردی از طریق آلفای کرونباخ و روش تصنیف محاسبه شد. برای بررسی روایی سازه و ساختار عاملی ICDS، از روش تحلیل عامل‌های اصلی با چرخش واریماکس، و به منظور تأیید عامل‌های استخراج شده، از مدل تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد.

یافته‌ها: تحلیل عاملی ICDS به روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی با چرخش واریماکس، سه عامل انتظارات غیرواقعی در روابط، طرد در روابط بین فردی و درک نادرست بین فردی را استخراج نمود. سایر شاخص‌های روایی (همزمان و همبستگی متقابل خرده‌مقیاس‌ها و کل مقیاس) و پایایی (ضرایب همسانی درونی و تصنیف) نیز گزارش شده است. همه این شاخص‌ها روایی و پایایی مقیاس تحریف شناختی بین فردی را تأیید کردند.

نتیجه‌گیری: نتایج حاکی از این است که مقیاس تحریف شناختی بین فردی (ICDS) در جامعه ایرانی از روایی و پایایی کافی برخوردار است و می‌توان در مطالعات روانشناسی و روان پزشکی مورد استفاده قرار داد.

کلید واژه ها: تحریف شناختی بین فردی(ICDS)، ساختار عاملی، روایی، پایایی

Abstract

Introduction: The purpose of this study was to examine factor structure, reliability and validity of interpersonal cognitive distortions scale (ICDS) among students of Tabriz university.

Method: The present study is a type of psychometric and validation studies. The population included all students of Tabriz university that 368 students of whom were selected by multi-stage cluster sampling method, and they were asked to complete interpersonal cognitive distortions scale (ICDS), borderline personality scale (STB), and defense style questionnaire (DSQ-40). The reliability coefficients of ICDS were calculated through cronbach's alpha and split-half method. In order to assess the structure validity and to determine the multifactorial structure of ICDS, the principal factor analysis with varimax rotation were used and in order to confirm the extracted factors, confirmatory factor analysis was used.

Results: Factor analysis of ICDS, using principal components analysis with varimax rotation extracted three factors consisting the unrealistic relationship expectations, interpersonal rejection, and interpersonal misperception. The other indexes of validity (concurrent validity with STB and DSQ, and scale-subscales correlations), and reliability (internal consistency and split-half coefficients) have also been reported. All of them confirmed reliability and validity of ICSD.

Conclusions: Results showed that the interpersonal cognitive distortions scale (ICSD) had sufficient validity and reliability in iranian community, and can be used in psychological and psychiatric studies.

Keywords: Interpersonal Cognitive Distortions (ICDS), Factor Structure, Validity, Reliability

۱. استادیار گروه روانشناسی دانشگاه تبریز
۲. استاد گروه روانشناسی دانشگاه تبریز
۳. کارشناس‌ارشد روانشناسی عمومی دانشگاه تبریز
* نویسنده مسئول:

1. Assistant Professor of Psychology, University of Tabriz
2. Professor of Psychology, University of Tabriz
3. M. A. In Psychology, University of Tabriz
Email: Reza.Moh1@gmail.com

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

با توجه به رویکرد شناختی-رفتاری، افکاری که به‌عنوان باورهای غیرمنطقی[1] یا تحریف‌های شناختی[2] در نظر گرفته می‌شوند به‌عنوان عوامل مهمی برای ظهور و تداوم رفتارهای ناکارامد و اختلالات روانی به‌حساب می‌آیند(الیس، ۲۰۰۵؛ بک، ۱۹۷۶؛ بک، راش[3]، شاو[4] و همکاران، ۱۹۷۹). سازه تحریف شناختی، توسط آرون. تی. بک و آلبرت الیس معرفی شده است و به‌طور کلی به‌عنوان استدلال‌های غلطی تعریف می‌شوند که نقش مهمی را در بروز بسیاری از اختلالات روانی ایفا می‌کنند، به‌طوری‌که بیشتر مواقع ما فکر می‌کنیم که قربانی محیط پیرامونمان هستیم و حوادث بیرونی باعث ناراحتی، افسردگی و مشکلات بین‌فردی ما می‌شود، و راه‌حل رهایی از این روان‌رنجوری‌ها، حل و فصل و تغییر این وقایع است، ولی شناخت‌درمانگران، معتقدند نوع تعبیر و تفسیر غلط افراد از این اتفاقات بیرونی باعث هیجانات منفی آنها می‌شود. این تعبیر و تفسیر غلط خودکار و تحت عنوان "تحریف‌ها یا خطاهای شناختی" به ذهن ما خطور می‌کنند (بک، ۱۹۷۶).

از سال (۱۹۸۰) ادبیات پژوهشی در حوزه تحریف شناختی بر باورهای مربوط به روابط بین‌فردی متمرکز شده است (جونس[5] و استنتون[6]، ۱۹۸۸؛ مولر[7] و ون زیل[8]، ۱۹۹۱؛ مولر و وندرمرو[9]، ۱۹۹۷؛ آدیس[10] و برنارد[11]، ۲۰۰۲؛ استاکرت[12] و بورسیش[13]، ۲۰۰۳). با توجه به اینکه انسان موجودی اجتماعی است و به روابط بین‌فردی نیاز دارد، بسیاری از دانشمندان یکی از شاخص‌های سلامتی را میزان برقراری و حفظ روابط و تشریک مساعی با دیگران ذکر می‌کنند. افرادی که در این نوع روابط دچار مشکل هستند، اغلب دچار اضطراب‌های بیهودگی و انزوای روزافزون می‌شوند. به همین دلیل برای دور ماندن از رنج و تنهایی و کسب محبت مجبور به برقراری روابط انسانی مؤثر و مفید هستیم (شاملو، ۱۳۸۵؛ به نقل از احمدوند، ۱۳۸۲).

تحریف شناختی بین‌فردی[14] به‌عنوان باورهای بسیار اغراق‌آمیز، سفت و سخت، غیرمنطقی و مطلق در مورد ماهیت روابط، و رابطه افراد با دیگران تعریف شده است (الیس، ۲۰۰۳). از سویی احساسات و رفتارهای آشفته‌ای که در روابط به‌وجود می‌آیند، صرفاً معلول رفتار غلط یکی از

1. irrationalbeliefs
2. cognitivedistortion
3. Rush
4. Shaw
5. Jones
6. Stanton
7. Moller
8. VanZyl
9. VanDerMerwe
10. Addis
11. Bernard
12. Stackert
13. Bursich
14. interpersonalcognitivedistortion

Archive of SID

www.SID.ir

طرفین یا یک عامل آسیب‌زای دیگر نیست، به‌طوری‌که تا حدود زیادی این خود افراد هستند که به‌دنبال تحریکاتی مثل رفتار غلط، باعث شکل گرفتن اختلال ارتباطی می‌شوند. در این رابطه نظریه منطقی–هیجانی[1] (RET) بیان می‌دارد که آشفتگی یک ارتباط، به‌طور مستقیم به اعمال طرف دیگر یا شکست‌های سخت زندگی مربوط نمی‌شود، بلکه بیشتر به‌دلیل باور و عقیده‌ای است که این افراد در مورد چنین اعمال و شکست‌هایی دارند. بنابراین RET در قلمروی ارتباط، به افراد می‌پردازد، یعنی این رویکرد به جای این که فقط تعامل‌ها یا صرفاً سیستمی را که افراد در آن قرار دارند، موردنظر قرار دهد، افراد را موضوع اصلی اختلال می‌داند. درمانگران منطقی- هیجانی معتقدند که تفکر غیرمنطقی در بسیاری از موارد، تواماً به نوروز فردی و اختلال ارتباطی می‌انجامد. منظور از تفکر غیرمنطقی، تفکری با اغراق زیاد، انعطاف‌ناپذیری بی‌جا، غیرعقلانی و به‌ویژه مطلق‌گرا است. افراد، معمولاً این توانایی را دارند، تا رویدادهای زندگی و روابط خود را به‌گونه‌ای کاملاً منطقی و یا غیرمنطقی، ادراک، تعبیر و ارزیابی کنند. هرگاه انسان‌ها به‌گونه‌ای غیرمنطقی فکر کنند، توان تفکر منطقی را از دست خواهند داد و همانند کودکان خودبزرگ‌بین، چنین حکم خواهند کرد که رویدادها باید متفاوت از چیزی باشند، که هستند. از آنجا که این قبیل افراد کنترل کمی بر رویدادهای زندگی دارند، در مواجهه با مواردی که به‌نظر آنها از آن واقعیت مطلق مورد انتظار فاصله دارد، به‌سرعت دچار ناکامی و پریشانی می‌شوند (الیس و دریدن[2]، ۱۹۸۷؛ الیس، سیجل[3]، ییجر[4] و همکاران، ۱۹۸۹). مطابق با رویکرد منطقی – هیجانی انواع عمده تفکرات غیرمنطقی در روابط، که موجب مختل‌شدن روابط بین‌فردی می‌گردد شامل تفکر حکم‌کنندگی[5]، نیازمندی[6]، تحمل کم ناکافی[7] و وحشتزدگی[8]می‌باشد (الیس و همکاران، ۱۹۸۹).

از طرفی برای بررسی تحریف‌های شناختی بین‌فردی ابزارهایی وجود دارد که برخی برای زمینه‌های خانوادگی مانند (مقیاس باورهای ارتباطی) و برخی برای مشکلات بین‌فردی مانند (مقیاس تحریف شناختی بین‌فردی) طراحی گردیده است. با این وجود در مورد ماهیت و عناصر تحریف شناختی بین‌فردی نظریه‌های متفاوتی وجود دارد، اما در زمینه ساختار عاملی مقیاس‌های مربوط به تحریف شناختی بین‌فردی، مطالعات تحلیل عاملی اندکی توسط محققان مختلف انجام گرفته است (ایدلسون[9] و اپشتین[10]، ۱۹۸۲؛ رومنز[11] و

1. rationalemotivebehaviortherapy
2. Dryden
3. Sichel
4. Yeager
5. demandingness
6. neediness
7. lowfrustrationtolerance
8. awfulizing
9. Eidelson
10. Epstein
11. Romans

Archive of SID

www.SID.ir

دبورد[1]، ۱۹۹۵؛ حمامچی[2] و بویوک اوزتورک[3]، ۲۰۰۴؛ روهلینگ[4] و رابین[5]، ۱۹۸۶). به‌طوری‌که حمام چی و بویوک اوزتورک (۲۰۰۴) در پژوهشی جهت ارزیابی تحریف‌های شناختی در روابط بین‌فردی ۳ عامل طرد در روابط بین‌فردی[6]، انتظارات غیرواقع‌بینانه در روابط[7] و سوءادراک در روابط بین‌فردی[8] را برای این مقیاس به‌دست آورده‌اند. رومنز و دبورد (۱۹۹۵) در پرسشنامه عقاید ارتباطی زناشویی[9]، برای تحریف شناختی در روابط بین‌فردی ۹ عامل شامل: ۱) ما باید با دیگران در هر زمان باز و صادقانه باشیم؛ ۲) ما باید بتوانیم ذهن دیگران را بخوانیم؛ ۳) ما باید همه چیز را با همدیگر انجام دهیم؛ ۴) ما باید قادر به رفع نیازهای دیگران باشیم؛ ۵) ما باید بتوانیم به خاطر دیگران تغییر کنیم؛ ۶) همه چیز باید همیشه بین ما کامل باشد؛ ۷) سهل‌گیری روابط؛ ۸) بدون درگیری در روابط عاشقانه هرگز کامل نمی‌شویم و ۹) آرمان‌گرایی عاشقانه معرفی می‌کنند. روهلینک و رابین (۱۹۸۶) در مقیاس باورهای خانواده[10] که برای اندازه‌گیری تحریف شناختی بین‌فردی در میان مادران، پدران و نوجوانان ساخته شده است ۱۰ عامل را معرفی می‌کنند که از این عوامل ۶ عامل تباهی، اطاعت، کمال‌گرایی، سوءقصد، تأیید و سرزنش خود تحریف شناختی مادران و پدران و ۴ عامل بی‌عدالتی، تباهی، استقلال و تأیید تحریف شناختی بین‌فردی نوجوانان را اندازه‌گیری می‌کند. همچنین علاوه‌بر موارد فوق یکی دیگر از این ابزارها، سیاهه باورهای ارتباطی ایدلسون و اپشتین (۱۹۸۲) است که تحریف شناختی در روابط را در ۵ عامل مخالفت مخرب (ویرانگر)، سوءتعبیر انتظارات، تغییرناپذیری همسر، کمال‌گرایی جنسی و تفاوت‌های جنسی ارزیابی می‌کند.

آنچه مسلم است، نظریه‌ها و مدل‌های تحریف شناختی بین‌فردی، ساختار آن را متشکل از عوامل و مؤلفه‌های مختلفی می‌دانند. این مؤلفه‌ها گاهی به عوامل درونی و شخصیتی (ملتون[11] و شالنبرگ[12]، ۲۰۰۷) و گاهی نیز به شرایط اجتماعی و زمینه‌های فرهنگی (داردن[13] و مارکز[14]، ۱۹۹۹) مرتبط می‌شوند. همچنین به‌نظر می‌رسد تحریف شناختی نقش کلیدی در مؤلفه‌های روانشناختی همچون خشونت، بیقراری، افسردگی و روابط بین‌فردی آشفته داشته باشد. از این‌رو شناخت درست و مطابق با واقعیت، عامل مهمی برای آگاه شدن از زوایای مثبت زندگی است.

1. Debord
2. Hamamci
3. Büyüköztürk
4. Roehling
5. Robin
6. interpersonalrejection
7. unrealisticrelationshipexpectation
8. interpersonalmisperception
9. relationshipbeliefsquestionnare
10. familybeliefsinventory
11. Melton
12. Schulenberg
13. Darden
14. Marks

Archive of SID

www.SID.ir

عدم‌آگاهی یا شناخت نادرست، انسان را در تحلیل آنچه پیرامونش اتفاق می‌افتد دچار اشتباه می‌کند و این امر در سازگاری بعدی افراد تأثیر می‌گذارد و می‌تواند ارتباطات بین‌فردی را تحت‌الشعاع قرار دهد (حسین‌زاده، ۱۳۸۷). به همین سبب فهم بیشتر ما از فرآیندهای زمینه‌ساز روانشناختی و عوامل پیش‌بینی‌کننده تحریف شناختی بین‌فردی، می‌تواند به درک بهتر ما از این تحریف‌ها منجر شود. به‌طوری‌که با شناسایی عوامل ایجادکننده و تداوم بخش یک اختلال می‌توان آن را به‌صورت مؤثر و کارآمد پیش‌بینی و کنترل کرد.

از این‌رو با توجه به تفاوت‌ها و در برخی مواقع تناقض‌های موجود در عوامل تشکیل‌دهنده تحریف شناختی بین‌فردی، به‌ویژه متأثر بودن آن از شرایط و زمینه‌های فرهنگی، اجتماعی و نقش کلیدی تحریف شناختی در مشکلات روانشناختی و بین‌فردی، می‌توان این مسأله را مطرح کرد که با در نظر گرفتن تفاوت‌های فرهنگی، مذهبی و خانوادگی در دانشجویان ایرانی، ساختار عاملی و ویژگی‌های روانسنجی تحریف شناختی بین‌فردی در این افراد چگونه است و تا چه اندازه با ساختارهای موجود همخوانی یا تفاوت دارد؟

روش

جامعه، نمونه و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری پژوهش حاضر را کلیه دانشجویان دانشگاه تبریز در سال تحصیلی ۹۳-۱۳۹۲ تشکیل می‌دهند. با توجه به حجم جامعه فوق، تعداد ۳۷۵ نفر براساس فرمول نمونه‌گیری کوکران انتخاب شدند (سرمد، بازرگان و حجازی، ۱۳۸۸). برای انتخاب نمونه این پژوهش از شیوه‌ی نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای استفاده شد، بدین‌صورت که از بین ۲۳ دانشکده دانشگاه تبریز، ۴ دانشکده و از هر دانشکده ۱۰ کلاس و از هر کلاس ۱۰ نفر به‌صورت تصادفی انتخاب شدند. معیارهای ورود نمونه‌ی آماری به پژوهش، رضایت و تمایل به همکاری در پژوهش و معیارهای خروج نمونه و تمایل نداشتن به شرکت در مطالعه بود. همچنین به همه‌ی آزمودنی‌ها اطمینان داده شد که پاسخ‌های آنان محرمانه خواهد بود. پس از اجرا و جمع‌آوری پرسشنامه‌ها، تعداد ۳۲ پرسشنامه که به‌طور ناقص تکمیل شده بودند و یا این که آزمودنی‌ها به دلایل مختلف، دقت کافی در پاسخگویی نداشتند، حذف گردید و تحلیل بر روی ۳۶۸ نفر صورت گرفت.

ابزار

مقیاس تحریف‌های شناختی بین‌فردی[1] (ICDS)

این مقیاس توسط حمام‌چی و بویوک اوزتورک (۲۰۰۴) جهت ارزیابی تحریف‌های شناختی در روابط بین‌فردی بر مبنای نظریه شناختی آرون تی بک ساخته شده است. مقیاس دارای ۱۹ گویه است که شامل سه خرده‌مقیاس طرد در روابط بین‌فردی، انتظارات غیرواقع‌بینانه در روابط و سوءادراک

1. Interpersonal Cognitive Distortions Scale

Archive of SID

www.SID.ir

(درک نادرست) در روابط بین‌فردی می‌شود. مطالعات روان‌سنجی کیفیت روان‌سنجی بالایی را برای این مقیاس گزارش کرده‌اند. پایایی آن از طریق همسانی درونی توسط آلفای کرونباخ و همچنین از طریق آزمون مجدد پس از دو هفته برای کل مقیاس به‌ترتیب (۰/۶۷، ۰/۷۴) و برای خرده‌مقیاس‌های طرد در روابط بین‌فردی (۰/۷۳، ۰/۷۰)، انتظارات غیرواقع‌بینانه در روابط (۰/۶۶، ۰/۷۶) و سوءادراک در روابط بین‌فردی (۰/۴۳، ۰/۷۴) به‌دست آمده است (حمام‌چی و بویوک اوزتورک، ۲۰۰۴). روایی آن از طریق همبستگی با مقیاس باورهای غیرمنطقی، مقیاس افکار خودکار و مقیاس گرایش به تعارض در روابط بین‌فردی به‌ترتیب ۰/۴۵، ۰/۵۳ و ۰/۵۳ به‌دست آمده که همگی در سطح (p<۰/۰۱) معنی‌دار بوده‌اند (حمام‌چی و بویوک اوزتورک ، ۲۰۰۴).

پرسشنامه سبک‌های دفاعی[1] (DSQ-40)

پرسشنامه سبک‌های دفاعی اندرز[2]، سینگ[3] و باند[4] (۱۹۹۳) ۴۰ سؤال دارد که در مقیاس ۹ درجه‌ای لیکرت (از کاملاً موافق تا کاملاً مخالف) ۲۰ مکانیسم دفاعی را برحسب سه سبک دفاعی رشد یافته، روان آزرده و رشد نایافته می‌سنجد. سؤال‌های ۲، ۳، ۵، ۷، ۲۱، ۲۴، ۲۹ و ۳۵ سبک دفاعی رشد یافته، سؤال‌های ۱، ۶، ۱۱، ۱۷، ۲۸، ۳۳، ۳۴ و ۴۰ سبک دفاعی روان آزرده و بقیه سؤال‌ها سبک دفاعی رشد نایافته را تعیین می‌کند. مکانیسم‌های دفاعی رشد یافته شامل والایش، شوخ‌طبعی، پیش‌بینی و فروشانی[5] و سبک دفاعی روان آزرده شامل ابطال، نوع‌دوستی کاذب[6]، آرمانی‌سازی و واکنش متضاد[7] است، سبک دفاعی رشد نایافته نیز از دوازده مکانیسم دفاعی فرافکنی، پرخاشگری نافعال[8]، عملی‌سازی[9]، مجزاسازی، ناارزنده‌سازی[10]، خیال‌پردازی اوتیستیک، انکار، جابه‌جایی، تفرق[11]، دوپارگی[12]، دلیل‌تراشی و بدنی‌سازی تشکیل شده است. ضریب آلفای کرونباخ برای سؤال‌های هر یک از سبک‌های دفاعی توسط اندرز و همکاران (۱۹۹۳) رضایت‌بخش توصیف شده است. ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی پرسشنامه سبک‌های دفاعی در پژوهش‌های انجام شده در ایران برای مردان ۰/۸۱ و برای زنان ۰/۶۹ گزارش شده است (حیدری‌نسب، ۱۳۸۵؛ بشارت، ۱۳۸۶، ۱۳۹۰).

1. Defense Style Questionnare
2. Andrews
3. Singh
4. Bond
5. suppression
6. psedu-altruism
7. reactionformation
8. passive-aggresive
9. actingout
10. devaluation
11. dissociation
12. splitting

Archive of SID

www.SID.ir

مقیاس صفات شخصیت مرزی[1] (STB)

این مقیاس بخشی از پرسشنامه‌ی صفات اسکیزوتایپی و مقیاس صفات شخصیت مرزی است که توسط کلاریج[2] و بروکز[3] (۱۹۸۴) ساخته شده است و به‌صورت بلی/خیر جواب داده می‌شود. جواب بلی نمره ۱ و جواب خیر نمره صفر می‌گیرد. محمدزاده، گودرزی، تقوی و همکاران (۲۰۰۵) با انطباق نسخه ویرایش شده این آزمون با ملاک‌های راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی (DSM-IV) ۲۰ ماده معرفی کرده‌اند که ۳ عامل ناامیدی (۷ ماده)، تکانشگری (۷ ماده) و علایم تجزیه‌ای و پارانوئیدی وابسته به استرس (۶ ماده) را می‌سنجد. ضرایب پایایی به‌وسیله بازآزمایی در فاصله چهار هفته برای کل مقیاس شخصیت مرزی ۰/۸۴ و خرده‌مقیاس‌های ناامیدی ۰/۵۳ ، تکانشگری ۰/۷۲ و علایم تجزیه‌ای و پارانوئیدی وابسته به استرس ۰/۵۰ گزارش شده است. همچنین ضرایب آلفا برای کل مقیاس ۰/۷۷ و برای خرده‌مقیاس‌های ناامیدی ۰/۶۴، تکانشگری ۰/۵۸ و علایم تجزیه‌ای و پارانوئیدی وابسته به استرس ۰/۵۷ می‌باشد(محمدزاده و همکاران، ۲۰۰۵).

روش کار

مقیاس تحریف شناختی بین‌فردی توسط حمام‌چی و بویوک اوزتورک (۲۰۰۴) در دو نسخه ترکی استانبولی و انگلیسی تهیه شده است. جهت ترجمه و آماده‌سازی این مقیاس گام‌های زیر برداشته شد. برای اینکه مفاهیم و اصطلاحات سازندگان پرسشنامه دقیقاً به فارسی ترجمه شود، هر دو نسخه مقیاس به فارسی ترجمه شد و از دو نفر متخصص زبان انگلیسی و ترکی استانبولی درخواست شد که مجدداً نسخه فارسی را به انگلیسی و ترکی استانبولی بازترجمه کنند، بدین‌ترتیب ترجمه‌ها و بازترجمه‌ها با یکدیگر مقایسه شدند و تفاوت چندانی بین نسخه‌های ترجمه شده، باز ترجمه و نسخه اصلی در دو زبان انگلیسی و زبان ترکی استانبولی وجود نداشت و در پایان نسخه فارسی مقیاس تحریف شناختی بین‌فردی (ICDS) تهیه گردید. سپس آزمون حاصله به‌صورت آزمایشی اجرا شد و اشکالات پیش آمده برای کاربرد نهایی آزمون اصلاح و رفع شد و از قابلیت کاربرد آن اطمینان حاصل گردید.

روش اجرا و تحلیل

پس از اخذ مجوز لازم از دانشکده روانشناسی و هماهنگی با سایر دانشکده‌ها، ابتدا به دانشکده‌های محل پژوهش مراجعه شد و پس از انتخاب کلاس‌ها در هر دانشکده، نخست محقق خود را به

1. Schizotypal Traitquestionnaire-Bform
2. Claridge
3. Broks

Archive of SID

www.SID.ir

دانشجویان معرفی و هدف تحقیق را بیان کرد. سپس سؤالات مقیاس تحریف شناختی بین‌فردی (ICDS) در اختیار آنها قرار داده شد.

به‌منظور سنجش ساختار عاملی، روایی و پایایی مقیاس تحریف شناختی بین‌فردی (ICDS) روش‌ها و تحلیل‌های آماری زیر به‌کار گرفته شد. مشخصه‌های آماری مجموعه مواد پرسشنامه‌ها با استفاده از روش‌های متداول در آمار توصیفی با نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۱ تعیین شد. ضرایب اعتبار (همسانی درونی) پرسشنامه‌ی تحریف شناختی بین‌فردی از طریق فرمول کلی آلفای کرونباخ و ضریب تصنیف برآورد گردید. برای بررسی روایی سازه و تعیین این مطلب که محتوای پرسشنامه‌ی تحریف شناختی بین فردی از چندعامل اشباع شده، از روش تحلیل عامل مشترک[1] (یا تحلیل مؤلفه‌های اصلی[2]) استفاده شد و با چرخش[3] واریماکس مورد سنجش قرار گرفت. همچنین پس از انجام تحلیل عامل اکتشافی، به‌منظور تأیید عامل‌های استخراج شده، مدل تحلیل عاملی تأییدی با استفاده از نرم‌افزار AMOS نسخه ۲۱ به‌کار گرفته شد.

یافته‌ها

جدول (۱) شاخص‌های مرکزی و پراکندگی متغیرهای مورد مطالعه در پژوهش را نشان می‌دهد.

1. principalfactoranalysis
2. principalcomponentanalysis(PC)
3. rotation

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱: شاخص‌های مرکزی و پراکندگی متغیرهای مورد مطالعه در پژوهش

	متغیر ها	میانگین	انحراف معیار
	محرومیت هیجانی	۱۳/۶۷	۶/۲۰
	رهاشدگی/بی‌ثباتی	۱۲/۹۴	۵/۴۹
	بی‌اعتمادی/سوءرفتار	۱۱/۸۹	۵/۱۳
	انزوای اجتماعی/بیگانگی	۱۲/۲۹	۵/۴۱
	نقص/شرم	۱۰/۲۶	۵/۱۷
	شکست	۱۰/۲۷	۵/۶۳
طرحواره های	وابستگی/بی‌کفایتی	۱۰/۱۱	۵/۲۷
ناسازگار	آسیب‌پذیری نسبت به ضرر/بیماری	۱۰/۳۲	۵/۸۰
اولیه	خودتحول‌نیافته	۱۱/۷۸	۵/۳۷
	اطاعت	۱۰/۷۹	۵/۴۸
	ایثار/ از خودگذشتگی	۱۶/۸۰	۵/۱۲
	بازداری هیجانی	۱۳/۷۹	۵/۸۶
	معیارهای سرسختانه / عیب‌جویی افراطی	۱۸/۰۲	۵/۹۱
	-استحقاق/ بزرگ‌منشی	۱۶/۱۱	۵/۴۵
	خویشتن‌داری/ خودانضباطی ناکافی	۱۳/۸۶	۴/۸۳
	رشد یافته	۴۱/۸۷	۹/۶۷
مکانیسم‌های	نروتیک	۴۶/۸۲	۱۰/۵۲
دفاعی سه گانه	رشد نایافته	۱۱۲/۰۲	۲۳/۳۰
	طرد در روابط بین فردی	۱۹/۳۹	۵/۳۶
تحریف شناختی	انتظارات غیرواقعی در روابط	۲۰/۴۹	۵/۵۵
بین فردی	درک نادرست بین‌فردی	۷/۴۴	۲/۶۶
	تحریف شناختی بین‌فردی کل	۴۷/۳۲	۱۰/۶۱
	ناامیدی	۲/۱۷	۲/۰۱
علایم شخصیت	تکانشگری	۲/۶۴	۱/۷۵
مرزی	علایم تجزیه‌ای و پارانوئیدی وابسته به استرس	۱/۵۱	۱/۵۱
	علایم مرزی کل	۶/۳۲	۴/۲۸

تحلیل عامل اکتشافی

نخست، قابلیت تحلیل عاملی از طریق آزمون کایرز-مایر-اولکین[1] (kmo) و مقیاس کرویت بارتلت[2] بررسی شد. مقدار مقیاس کایرز- مایر- اولکین (۰/۸۲)، بیانگر کفایت داده‌ها برای انجام تحلیل عاملی است و آزمون کرویت بارتلت (x^2=۲۲۷۷/۳۳، df=۱۷۱، p<۰/۰۰۰۱) نیز نشان می‌دهد که ماتریس همبستگی داده‌ها در جامعه صفر نیست و سؤالات مقیاس به تعدادی از عوامل زیربنایی قابل تقلیل است.

1. Kaiser-Meyer-Olkin
2. bartlett'stestofsphericity

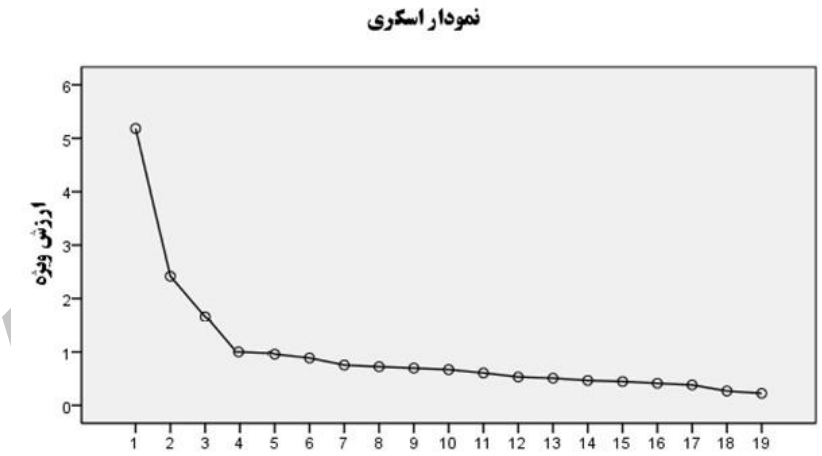
Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به نتایج آزمون‌های مذکور، تحلیل عامل اکتشافی به‌صورت تحلیل مؤلفه‌های اصلی با روش واریماکس بر روی ۱۹ سؤال مقیاس تحریف شناختی بین‌فردی انجام شد. برای تعیین تعداد عامل‌ها از ملاک ارزش‌های ویژه[1] بالاتر از یک و نمودار اسکری[2] استفاده شد. نتایج نشان داد که این مقیاس ۳ عامل دارد که در مجموع ۴۸/۷۲ درصد از واریانس کل مقیاس را تعیین می‌کند. عامل‌های استخراج شده، درصد تبیین‌کنندگی واریانس و درصد تجمعی واریانس تبیین شده هر یک از عامل‌ها در جدول (۲) ارائه شده است. همچنین نمودار شیب دامنه کتل (اسکری) نیز نشان می‌دهد که گویه‌های مقیاس در ۳ عامل دارای مقدار ویژه بزرگ‌تر از ۱ هستند (شکل ۱).

جدول ۲: مشخصه‌های آماری ۳ عامل مقیاس تحریف شناختی بین‌فردی بعد از چرخش واریماکس به روش مؤلفه‌های اصلی

شاخص آماری / عوامل فرضی	ارزش ویژه	درصد تبیین‌کنندگی واریانس	درصد تجمعی واریانس تبیین شده
۱	۳/۷۰۰	۱۹/۴۷۳	۱۹/۴۷۳
۲	۳/۳۵۱	۱۷/۶۳۵	۳۷/۱۰۸
۳	۲/۲۰۶	۱۱/۶۱۳	۴۸/۷۲۰



شکل ۱: نمودار سنگریزه‌ای (اسکری) ارزش‌های ویژه عامل‌ها

در ادامه ماتریس سؤالات و عوامل استخراجی قبل از چرخش و بعد از چرخش واریماکس در جدول (۳) ارائه شده است. براساس جدول (۳) سؤالات ۱۴، ۱۶، ۹، ۱۷، ۱۵، ۵، ۱۱، ۱۸ تحت

1. eigenvalues
2. screeplot

www.SID.ir

پوشش عامل اول، سؤالات ۴، ۲، ۱۹، ۱۲، ۳، ۱۰، ۱۳ و ۱ تحت پوشش عامل دوم، و سؤالات ۶، ۷، ۸ تحت پوشش عامل سوم قرار می‌گیرند. همچنین نام‌گذاری عوامل استخراجی بدین صورت بود که عوامل به‌دست آمده، با توجه به محتوای سؤالات هر عامل و مقایسه سؤالات به‌دست آمده در این پژوهش برای هر عامل با سؤالات به‌دست آمده برای هر عامل در مطالعه حمام‌چی و بویوک اوزتورک (۲۰۰۴) یعنی عوامل سه‌گانه پرسشنامه اصلی صورت گرفت. با این تفاوت که در مطالعه حمام‌چی و بویوک اوزتورک (۲۰۰۴)، طرد در روابط بین‌فردی به عنوان عامل اول، انتظارات غیرواقعی در روابط به‌عنوان عامل دوم و درک نادرست بین‌فردی به‌عنوان عامل سوم گزارش شده است، در حالی‌که در این پژوهش، انتظارات غیرواقعی در روابط به‌عنوان عامل اول، شامل سؤالات: ۱۷، ۹، ۵، ۱۶، ۱۱، ۱۸، ۱۴، ۱۵؛ طرد در روابط بین‌فردی به‌عنوان عامل دوم، شامل سؤالات: ۲ ، ۱۹، ۱۳، ۱۲، ۴، ۳، ۱۰، ۱؛ و درک نادرست بین‌فردی به‌عنوان عامل سوم، شامل سؤالات: ۶، ۷، ۸ به‌دست آمد که به‌جز ترتیب قرارگیری عامل‌ها سؤالات هر عامل مطابق با پژوهش حمام‌چی و بویوک اوزتورک (۲۰۰۴) است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳: ماتریس سؤالات و عوامل استخراجی قبل و بعد از چرخش واریماکس

قبل از چرخش واریماکس				بعد از چرخش واریماکس			
شماره سؤال	مؤلفه‌ها			شماره سؤال	مؤلفه‌ها		
	۱	۲	۳		۱	۲	۳
۱۷	۰/۶۵۷			۱۴	۰/۶۹۹		
۸	۰/۶۰۷		-۰/۴۳۰	۱۶	۰/۶۹۹		
۱۵	۰/۵۷۴		۰/۳۶۱	۹	۰/۶۸۶		
۱۴	۰/۵۷۲	-۰/۳۵۳		۱۷	۰/۶۸۶		
۲	۰/۵۶۲	۰/۴۲۶		۱۵	۰/۶۳۵		
۱۶	۰/۵۳۳	-۰/۴۲۳		۵	۰/۶۱۹		
۱۸	۰/۵۵۳			۱۱	۰/۶۱۰		
۱۱	۰/۵۳۹	-۰/۳۳۱		۱۸	۰/۵۸۴		
۹	۰/۵۲۹	-۰/۴۳۹		۴		۰/۷۱۷	
۱۰	۰/۴۹۹	۰/۴۲۰		۲		۰/۶۶۳	
۵	۰/۴۹۰	-۰/۴۱۱		۱۹		۰/۶۵۲	
۱۲	۰/۴۷۹	۰/۴۱۸		۱۲		۰/۶۴۶	
۳	۰/۴۶۰	۰/۴۲۸		۳		۰/۶۴۴	
۱۳	۰/۴۵۱			۱۰		۰/۶۲۳	
۴	۰/۴۷۶	۰/۵۴۲		۱۳		۰/۵۱۸	
۱۹	۰/۴۳۲	۰/۴۸۰		۱		۰/۴۹۶	
۱	۰/۳۶۱	۰/۴۰۳		۷			۰/۸۸۰
۷	۰/۵۳۴		-۰/۷۲۵	۶			۰/۸۶۴
۶	۰/۵۱۵		-۰/۷۱۶	۸	۰/۳۲۷		۰/۶۳۸

تحلیل عامل تأییدی

در پژوهش حاضر، تحلیل عامل تأییدی برای برازش مدل سه عاملی مقیاس تحریف شناختی بین‌فردی، با استفاده از نسخه ۲۱ نرم‌افزار Amos مورد بررسی قرار گرفت.

شاخص‌های برازش مدل[1]

به‌طور کلی برای ارزیابی مدل تحلیل عاملی تأییدی چندین مشخصه برازندگی وجود دارد. در این پژوهش برای ارزیابی مدل تحلیل عاملی تأییدی از شاخص‌های خی ۲ (X^2)، شاخص برازندگی (GFI)، شاخص اصلاح شده برازندگی (AGFI)، شاخص نرم شده برازندگی (NFI)، شاخص برازندگی تطبیقی (CFI) و شاخص بسیار مهم ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب (RMSEA) استفاده شده است. نسبت خی ۲ به درجه آزادی (X^2/DF) به حجم نمونه خیلی وابسته است و نمونه بزرگ کمیت خی ۲ را بیش از آنچه بتوان آن را به غلط بودن مدل نسبت داد، افزایش می‌دهد. ایده‌آل

1. Confirmatory Factor Analysis(CFA)

Archive of SID

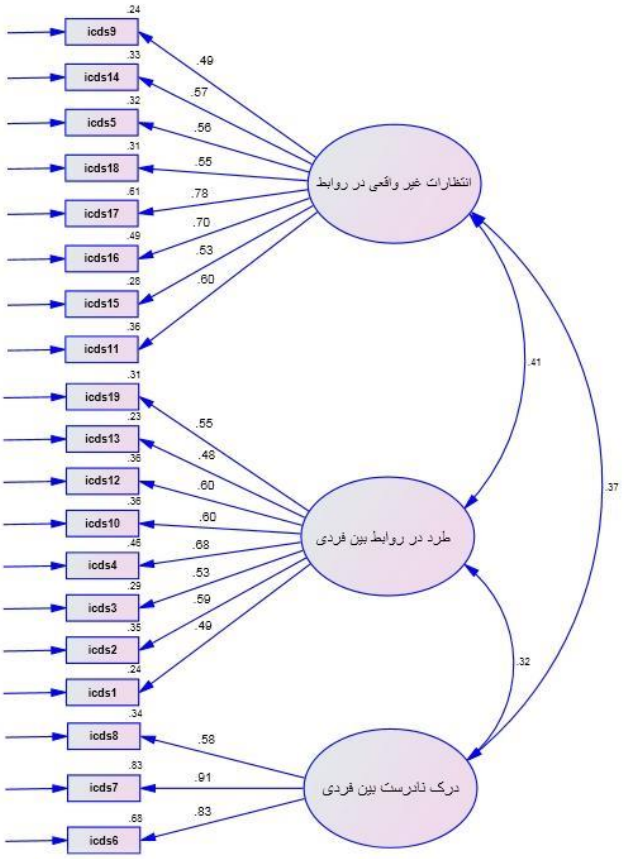
www.SID.ir

است که مقدار خی ۲ دارای سطح معنی‌داری بیشتر از ۰/۰۵ باشد یا مقدار خی ۲ تقسیم بر درجه آزادی (X^2/DF) بین ۲ و ۳ یا کمتر از ۵ باشد (هومن، ۲۰۰۵). با توجه به مقدار گزارش شده این شاخص در جدول (۴)، مقدار (X^2/DF) برابر با ۱/۲۲ است که نشان می‌دهد مدل برازش خوبی دارد. اما با توجه به اینکه حجم نمونه در این پژوهش بیش از ۲۰۰ نفر است از شاخص‌های دیگری برای مناسب بودن برازش مدل بهره گرفته شده است. شاخص (GFI)، ۰/۹۵ گزارش شده است که برازش خوب مدل را نشان می‌دهد. شاخص‌های (GFI) و (AGFI) بین صفر و یک متغیر هستند و هر چقدر به یک نزدیک شوند، برازش مدل بهتر می‌شود. همچنین برای بررسی این مطلب که یک مدل به‌خصوص در مقایسه با سایر مدل‌های ممکن از نظر تطبیق مجموعه‌ای از داده‌های مشاهده شده تا چه حد خوب عمل می‌کند، از شاخص‌های نرم شده برازندگی (NFI) و شاخص برازش تطبیقی (CFI) استفاده شد. به اعتقاد گفن[1]، استراب[2] و بودرین[3] (۲۰۰۰) مقادیر بالای ۰/۸ برای (NFI) و بالای ۰/۹ برای (CFI) حاکی از برازش بسیار مناسب مدل طراحی شده در مقایسه با سایر مدل‌های موجود است. در نهایت، برای بررسی اینکه مدل موردنظر چگونه برازندگی و صرفه جویی را با هم ترکیب می کند، از شاخص بسیار توانمند ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب (RMSEA) استفاده شد. این شاخص برای مدل‌های خوب ۰/۰۵ و کمتر است، با این حال برازش از ۰/۰۵ تا ۰/۰۸ نیز متوسط و از ۰/۰۸ تا ۰/۱۰ برازش قابل قبول ولی ضعیفی محسوب می شود (لاورنس[4]، گلن[5] و گارینو[6]، ۲۰۰۶)؛ همچنین مدلی که در آن، این شاخص ۰/۱۰ یا بیشتر باشد، برازش ضعیفی دارد (هومن، ۲۰۰۵). به طور کلی شاخص های نیکویی برازش برای مدل مفروض در سطح خوبی قرار دارند. نتایج برازش مدل در جدول (۴) و نتایج تحلیل عامل تأییدی در شکل (۲) ارائه شده است.

1. Gefen
2. Strub
3. Boudrean
4. Lawrence
5. Glenn
6. Guarino

Archive of SID

www.SID.ir



شکل ۲: الگوی تحلیل عامل تائیدی مدل ۳ عاملی

جدول۴: شاخص‌های نیکویی برازش برای تحلیل عامل تائیدی مدل ۳ عاملی

شاخص‌ها	X^2	df	X^2/df	GFI	AGFI	CFI	NFI	RMSEA	p
مدل ۳ عاملی	۱۵۳/۶۱	۱۲۵	۱/۲۲	۰/۹۶	۰/۹۴	۰/۹۹	۰/۹۳	۰/۰۲	۰/۰۴۲

با توجه به نتایج جدول (۴) مشاهده می‌شود که شاخص‌های برازش مدل ۳ عاملی مقیاس تحریف شناختی بین فردی در حد مناسبی است. بنابراین با توجه به نتایج تحلیل عاملی تأییدی، می‌توان نتیجه گرفت که ساختار مقیاس تحریف شناختی بین فردی (ICDS) در بین دانشجویان ایرانی ۳ عامل است. همچنین در شکل (۲) بارهای عاملی و میزان خطای گویه‌های هر یک از عوامل ارائه شده است. تمامی بارهای عاملی هر سه عامل از لحاظ آماری معنادار هستند (۰/۰۰۰۱).

Archive of SID

www.SID.ir

روایی همزمان

به‌منظور بررسی روایی همزمان مقیاس تحریف شناختی بین فردی (ICDS) از اجرای همزمان مقیاس صفات شخصیت مرزی (محمدزاده و همکاران، ۲۰۰۵) و پرسشنامه سبک‌های دفاعی (DSQ-40؛ اندرز، سینگ و باند، ۱۹۹۳) استفاده شد، به‌طوری‌که تعداد ۳۶۸ نفر از شرکت‌کنندگان پژوهش همزمان به سؤالات ۳ پرسشنامه جواب دادند.

نتایج تحلیل نشان داد که مقیاس تحریف شناختی بین فردی و زیر مؤلفه‌های آن (انتظارات غیرواقعی در روابط، طرد در روابط بین فردی، درک نادرست بین فردی) با نمره کل شخصیت مرزی و زیرمقیاس‌های آن (ناامیدی، تکانشگری و علایم تجزیه‌ای و پارانوئیدی وابسته به استرس) رابطه معنی‌داری در سطح (۰/۰۱) دارند. ولی بین مؤلفه درک نادرست بین فردی و علایم تجزیه‌ای و پارانوئیدی وابسته به استرس، این همبستگی در سطح (۰/۰۵) معنی‌دار است. همچنین تحریف شناختی بین فردی کل و زیرمؤلفه‌های آن با سبک‌های دفاعی روان آزرده و رشد نایافته همبستگی معنی‌داری در سطح (۰/۰۱) دارند، ولی این همبستگی در میان مؤلفه طرد در روابط بین فردی و سبک روان آزرده در سطح (۰/۰۵) معنی‌دار است. با این وجود، تحریف شناختی بین فردی کل و زیرمقیاس‌های آن با سبک دفاعی رشد یافته رابطه معنی‌داری ندارند. جدول (۵) همبستگی بین مقیاس تحریف شناختی بین فردی کل و زیرمؤلفه‌های آن را با مقیاس صفات شخصیت مرزی و پرسشنامه سبک‌های دفاعی نشان می‌دهد.

جدول ۵: همبستگی بین پرسشنامه‌های ICSD، BPD، و DSQ به‌منظور بررسی روایی همزمان (n=۳۶۸)

	کل تحریف شناختی بین فردی	انتظارات غیر واقعی در روابط	طرد در روابط بین فردی	درک نادرست بین فردی
کل شخصیت مرزی	۰/۴۰**	۰/۲۳**	۰/۳۹**	۰/۲۰**
ناامیدی	۰/۳۷**	۰/۲۲**	۰/۴۰**	۰/۱۹**
تکانشگری	۰/۳۴**	۰/۲۷**	۰/۳۱**	۰/۱۷**
علایم تجزیه ای	۰/۲۴**	۰/۱۷**	۰/۲۳**	۰/۱۳*
سبک رشد یافته	-۰/۰۶	-۰/۰۴	-۰/۰۹	۰/۰۳
سبک روان آزرده	۰/۲۸**	۰/۲۸**	۰/۱۲*	۰/۲۸**
سبک رشد نایافته	۰/۴۰**	۰/۲۹**	۰/۳۴**	۰/۲۸**

* P < 0/05 ** P < 0/01

روایی سازه

برای بررسی روایی سازه مقیاس تحریف شناختی بین فردی همبستگی بین زیر مقیاس‌ها با یکدیگر و همچنین با نمره کل در جدول (۶) گزارش شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۶: همبستگی بین زیر مقیاس ها با نمره کل

زیرمقیاس‌ها	۱	۲	۳	نمره کل پرسشنامه
۱	۱	۰/۳۳**	۰/۵۰**	۰/۸۱**
۲	۰/۳۳**	۱	۰/۳۹**	۰/۷۷**
۳	۰/۳۹**	۰/۵۰۵**	۱	۰/۷۱**

** P < 0/01

نتایج جدول (۶) نشان می دهد که زیرمقیاس‌های ICDS در سطح بالایی با نمره کل تحریف شناختی بین فردی و همچنین با یکدیگر همبستگی دارند، از این‌رو می‌توان نتیجه گرفت که تمام زیرمقیاس‌های این آزمون، سازه معینی را اندازه‌گیری می‌کنند.

پایایی (ثبات درونی) و پایایی تصنیف مقیاس تحریف شناختی بین فردی

پایایی مقیاس تحریف شناختی بین فردی، با استفاده از روش آلفای کرونباخ و ضریب تصنیف (دو نیمه کردن) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این تجزیه و تحلیل در جدول (۸) نشان داده شده است.

جدول ۸: پایایی مقیاس تحریف شناختی بین فردی در دانشجویان ایرانی (n=۳۶۸)

مقیاس	آلفای کرونباخ (n=۳۶۸)	ضریف تصنیف (دو نیمه کردن)
انتظارات غیر واقعی در روابط	۰/۸۲	۰/۷۶
طرد در روابط بین فردی	۰/۷۹	۰/۷۹
درک نادرست بین فردی	۰/۸۱	۰/۷۰
تحریف شناختی بین فردی کل	۰/۸۵	۰/۷۷

بحث و نتیجه‌گیری

بدون تردید یکی از هدف‌های عمده مطالعات و پژوهش‌ها در حیطه روانشناسی، توسعه و تبیین مدل‌ها و نظریه‌هایی است که بتواند دانش و ادراک کارشناسان و صاحب‌نظران را درباره رفتار افزایش دهد و امکان مداخله‌های گوناگون درمانی و مشاوره را برای بهبود رفتار و مشکلات روانی در اختیار دست‌اندرکاران قرار دهد. از این‌رو مطالعه حاضر با هدف تعیین ساختار عاملی و ویژگی‌های روانسنجی (روایی و پایایی) مقیاس تحریف شناختی بین فردی در دانشجویان ایرانی انجام گرفت. ساختار عاملی مقیاس تحریف شناختی بین فردی (ICDS) به روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی با چرخش واریماکس در نمونه‌ای به حجم ۳۶۸ نفر انجام گرفت و ۳ عامل انتظارات غیرواقعی در روابط، طرد در روابط بین فردی و درک نادرست بین فردی استخراج شدند. این سه عامل ۰/۴۹ درصد واریانس را تبیین کردند که بیشترین بار عاملی مربوط به عامل اول و کمترین آن مربوط به عامل سوم بود. نتایج این پژوهش با یافته‌ی حمام چی و بویوک اوزتورک (۲۰۰۴) مبتنی بر مؤلفه‌ای بودن مقیاس تحریف شناختی بین فردی شامل ۳ عامل اساسی و همچنین مبنی بر وجود سه عامل

Archive of SID

www.SID.ir

انتظارات غیرواقعی در روابط، طرد در روابط بین فردی و درک نادرست بین فردی هماهنگی دارد. ولی با وجود شباهت، ساختار آن متفاوت است. به‌طوری‌که در پژوهش نامبرده ترتیب عوامل به صورت طرد در روابط بین فردی، انتظارات غیرواقعی در روابط و درک نادرست بین فردی است که در این پژوهش ترتیب عوامل به‌صورت انتظارات غیرواقعی در روابط، طرد در روابط بین فردی و درک نادرست بین فردی به‌دست آمد. علت این تفاوت ساختاری، شاید ناشی از نقش عوامل فرهنگی و اجتماعی باشد. به‌طوری‌که معمولاً در کشور ما وقتی روابط بین فردی افراد با مشکلی مواجه شده و مختل می‌گردد، علت این امر ممکن است بیشتر ناشی از انتظارات زیاد افراد در روابط خود با دیگران باشد. از این رو عامل انتظارات غیرواقعی در روابط در جامعه ما به‌عنوان اولویت اول گزارش شده و اهمیت بیشتری دارد و طرد در روابط بین فردی و درک نادرست بین فردی به‌ترتیب در اولویت دوم و سوم قرار گرفته‌اند. این یافته با نظریه الیس (۲۰۰۵) همخوانی دارد به‌طوری‌که او اساسی‌ترین نوع تفکر غیرمنطقی در روابط را تفکر حکم‌کنندگی معرفی می‌کند که برخاسته از فلسفه لزوم در مقابل تمایل است. در این نوع تفکر افراد به سهولت و خیلی عادی به‌جای اینکه، به داشتن ویژگی‌هایی در روابط خود اظهار تمایل کنند، به غلط وجود آن ویژگی‌ها را در خود، دیگران و محیط الزامی تلقی می‌کنند، به‌عنوان مثال، هرگاه شما به‌گونه‌ای جزمی، رفتار یا ویژگی خاصی را از دیگران متوقع و انتظار داشته باشید، با برآورده نشدن آن به‌طور اجتناب‌ناپذیری دچار احساس خشم، عصبانیت و شکست خواهید شد و بدین ترتیب روابط بین فردی مختل می‌شود. همچنین در این راستا الیس و درایدن (۱۹۸۷) مطرح کردند که احساسات و رفتارهای آشفته‌ای که در روابط به‌وجود می‌آیند، صرفاً معلول رفتار غلط یکی از طرفین یا یک عامل آسیب‌زای دیگر نیست و می‌توان گفت که تا حدود زیادی این خود افراد هستند که به‌دنبال تحریکاتی مثل رفتار غلط، باعث شکل گرفتن اختلال ارتباطی می‌شوند. همچنین نتایج تحلیل عاملی تأییدی بر روی ۳ عامل استخراج شده در این پژوهش نشان داد که الگوی نظری با داده‌های تجربی برازش مطلوبی دارد و حاکی از این امر است که مقیاس تحریف شناختی بین فردی از روایی سازه مطلوبی برخوردار است. همچنین برازش مدل گزارش شده با پژوهش حمام‌چی و بویوک اوزتورک (۲۰۰۴) هماهنگ است.

جهت سنجش روایی سازه مقیاس، علاوه‌بر روایی عاملی، همبستگی خرده‌مقیاس‌ها با کل مقیاس محاسبه شد که این همبستگی بین ۰/۷۱ تا ۰/۸۱ به‌دست آمد که از نظر روان‌سنجی مطلوب است. همچنین همبستگی بین عامل‌ها هم بین ۰/۳۳ تا ۰/۵۰ بود که نشان می‌دهد، عامل‌ها ضمن اینکه از یکدیگر مستقل هستند با کل مقیاس و نیز با یکدیگر همبستگی مناسبی دارند و چون هر کدام عامل‌های جداگانه‌ای هستند، همبستگی پایین و معنادار با یکدیگر دارند که حکایت از روایی مطلوب مقیاس تحریف شناختی بین فردی دارد این یافته با یافته‌ی حمام‌چی و بویوک اوزتورک (۲۰۰۴) همسو است.

Archive of SID

www.SID.ir

در رابطه با روایی همزمان نتایج نشان داد که مقیاس تحریف شناختی بین فردی با مقیاس صفات شخصیت مرزی همبستگی ۰/۴۰ دارد، همچنین با مؤلفه‌های سبک روان آزرده و سبک رشد نایافته پرسشنامه سبک‌های دفاعی به‌ترتیب همبستگی ۰/۴۰ و ۰/۲۸ دارد که این ضرایب نشان می‌دهند، مقیاس تحریف شناختی بین فردی از روایی همزمان مطلوبی برخوردار است. این یافته با یافته‌های حمام‌چی و بویوک اوزتورک (۲۰۰۴) که همبستگی این مقیاس را با مقیاس عقاید غیرمنطقی و مقیاس افکار خودکار به‌ترتیب ۰/۵۴ و ۰/۵۳ گزارش کرده‌اند همسو است.

به‌منظور مطالعه پایایی مقیاس تحریف شناختی بین فردی (ICDS) از دو روش همسانی درونی و تصنیفی استفاده شد. به‌طوری‌که ضریب پایایی برای کل مقیاس و عامل‌های آن در هر دو ضریب همسانی درونی و تصنیفی بین ۰/۷۰ تا ۰/۸۵ گزارش شد که بیانگر این است که مقیاس تحریف شناختی بین فردی از ثبات و پایایی مطلوبی برخوردار است و زیاد دستخوش تغییرات وضعی نمی‌شود و چون تحریفات شناختی در روابط را می‌سنجد در طول زمان دارای ثبات کافی می‌باشد. همچنین ضریب‌های گزارش شده در این پژوهش از ضرایب گزارش شده توسط حمام‌چی و بویوک اوزتورک (۲۰۰۴) که بین ۰/۴۳ تا ۰/۶۷ بوده، مطلوب‌تر است.

به‌طور کلی ضرایب همبستگی گزارش شده در این پژوهش مشابه همان ضرایبی است که مؤلفان مقیاس در فرهنگ اصلی گزارش کرده بودند، این یافته‌ها نشانگر ساده و سلیس بودن گویه‌های مقیاس، چه در زبان ترکی استانبولی و چه در زبان فارسی است و این که انطباق نسخه اصلی با فرهنگ ایرانی به‌صورت مطلوب انجام گرفته است.

در پژوهش حاضر امکان دسترسی به زوج‌های متقاضی طلاق و افراد با مشکلات خانوادگی یا زناشویی میسر نشد و براساس این محدودیت، پیشنهاد می‌شود مقیاس حاضر روی گروه‌های متقاضی طلاق یا زوج‌های مراجعه‌کننده به کلینیک‌های مشاوره زناشویی نیز اعتباریابی گردد، چرا که شناسایی تحریف‌های شناختی بین فردی در زوج‌های مشکل دار و آگاه کردن آنها نسبت به این تحریف‌ها می تواند در بهبود روابط بعدی آنها مؤثر باشد.

تقدیر و تشکر

مقاله حاضر مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد مصوب روانشناسی عمومی دانشگاه تبریز است. نویسندگان بر خود لازم می‌دانند از کلیه‌ی دانشجویان و کسانی که در این پژوهش ما را یاری نمودند تقدیر و تشکر به عمل آورند.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

احمدوند، محمدعلی (۱۳۸۲)؛ بهداشت روانی. چاپ چهارم.تهران: انتشارات پیام نور.

بشارت، محمدعلی (۱۳۸۶)؛ بررسی ویژگی‌های روانسنجی پرسشنامه‌ی سبک‌های دفاعی.گزارش پژوهشی، دانشگاه تهران.

بشارت، محمدعلی (۱۳۹۰)؛ بررسی پایایی، روایی و تحلیل عاملی پرسشنامهٔ سبک های دفاعی. روانشناسی معاصر، ۱۲(۲)، زیر چاپ.

حسین‌زاده، علی (۱۳۸۷)؛ تحریف شناختی. مجله معرفت، ۱۷(۱۳۵)، ۷۱-۸۱.

حیدری‌نسب، لیلا (۱۳۸۵)؛ مقایسه مکانیسم های دفاعی در نمونه های بالینی و غیر بالینی براساس هنجاریابی و یافته های مبتنی بر روانسنجی پرسشنامه ایرانی سبک‌های دفاعی (DSQ)، رساله دکترای چاپ نشده، دانشگاه تربیت مدرس.

سرمد، زهره؛ بازرگان، عباس و حجازی، الهه (۱۳۸۸)؛ روش‌های تحقیق در علوم رفتاری. تهران: نشر آگاه.

لاورنس، اس. میرز؛ گامست، گلن و گارینو، ا. جی. (۲۰۰۶)؛ *پژوهش چندمتغیری کاربردی*. مترجم حسن پاشا شریفی و همکاران (۱۳۹۱). تهران: انتشارات رشد.

الیس، آلبرت؛ سیجل، جی. ال.؛ ییجر، رجی.؛ دایباتیا، وی. جی. و گیزپ، آر. دای. (۱۹۸۹)؛ *زوج درمانی*. ترجمه: جواد صالحی فدردی. سید امیر امین یزدی (۱۳۷۵). تهران: نشر میثاق.

Addis, J. & Bernard, M. E. (2002); Marital adjustment and irrational beliefs. *Journal of Rational Emotive And Cognitive Behavioral Therapy*, 20, 3-13.

Andrews, G., Singh, M., Bond, M. (1993); The defense style questionnaire. *Journal of Nervous And Mental Disease*, 181(4), 246-256.

Beck, A. (1976); *Cognitive therapy and emotional disorder*. New York: Basic Books.

Beck, A. T., Rush, A., Shaw, B. F. & Emery, G. (1979); *Cognitive therapy in depression*. New York: Guilford.

Claridge, G. & Broks, P. (1984); Schizotypy and hemisphere function: theoretical considerations and the measurement of schizotypy. *Personality And Individual Differences*, 5, 633-648.

Darden, D. K. & Marks, A. H. (1999); Boredom: a socially disvalued emotion. *Sociological Spectrum*, 19, 13-37.

Eidelson, R. J. & Epstein, N. (1982); Cognition and relationships maladjustment: development of a measure of dysfunctional relationships beliefs. *Journal Of Counseling And Clinical Psychology*, 50, 715-720.

Ellis, A. (2003); The nature of disturbed marital interaction. *Journal Of Rotional – Emotive & Cognitive Behavior Therapy*, 21, 147-153.

Ellis, A. (2005); *Rational emotive behavior therapy: a therapist's guide* (2nd Edition), With Catharine Maclaren. Impact Publishers.

Ellis, A. & Dryden, W. (1987); *Rational-emotive therapy: an excellent counseling theory for nps*. Nurse Practitioner, 12(7), 16-37.

Gefen, D., Strub, D. And Boudrean, M. (2000); *Structural equation modeling and regression: guidelines for research practice; communication of ais*, 7, 1-78.

Hamamci, Z. & Büyüköztürk, Ş. (2004); The interpersonal cognitive distortions scale: development and psychometric characteristics. *Psychological Reports*. 95(1), 291-303.

Hooman, H. A. (2005); *Structural equation modeling with lisrel application*. Samt Press [In Persian].

Archive of SID

www.SID.ir

Jones, E. M. & Stanton, A .L. (1988); Dysfunctional beliefs, beliefs similarity, and marital distress: a comparison models. *Journal Of Social And Clinical Psychology*, 7, 1-14.

Melton, A. M. & Schulenberg, S. E. (2007); The relationship between meaning in life and boredom proneness: examining a logotherapy postulate. *Psychological Reports*, 101(3 Pt 2), 1016-1022.

Mohammad Zadeh, A.; Goudarzi, M. A.; Taghavi, M. R. & Molazadeh, J. (2005); The study of factor structure, validity, reliability and standardization of borderline personality scale (STB) in shiraz. *The Quarterly Journal Of Fundamentals Of Mental Health*, 7, 75-89. [Persian]

Möller, A. T. & Van Der Merwe, J. D. (1997); Irrational beliefs, interpersonal perception and marital adjustment. *Journal Of Rational Emotive And Cognitive Behavioral Therapy*, 15, 260-290.

Möller, A. T. & Van Zyl, P. D. (1991); Relationships beliefs, interpersonal perception and marriage adjustment. *Journal Of Clinical Psychology*, 47, 28-33.

Roehling, P. & Robin, A. L. (1986); Development and validation of family beliefs inventory: a measure of unrealistic beliefs among parents and adolescents. *Journal of Counseling And Clinical Psychology*, 54, 693-697.

Romans, J. S. & Debord, J. (1995); Development of the relationship beliefs questionnaire. *Psychological Reports*, 76, 1248-1251.

Stackert, R. & Bursich, K. (2003); Why am i unsatisfied? Adult attachment still, gendered irrational relationships beliefs, and young adult romantic relationship satisfaction. *Personality And Individual Differences*, 34, 1419-1429.

Archive of SID

www.SID.ir