Shenakht Journal of Psychology and Psychiatry
Vol. 9/ No. 3/ 2022
Page: 57-73

Psychometric properties and factor structure of the Iranian version of the Social Phobia Inventory (I-SPIN)

Alireza Rashtbari[1], Arezoo Soheilipour[2], Omid Saed[3], Elham Nazari[4]

1-MA, Department of Psychology, Zanjan University of Medical Sciences, Zanjan, Iran.
2- MA, Department of Psychology, Roudehen Branch, Islamic Azad University, Roudehen, Iran.
3- Assistant Professor, Department of Psychology, Zanjan University of Medical Sciences, Zanjan, Iran (Corresponding Author). E-mail: O.saed@zums.ac.ir
4- MA, Clinical Research Development Center, Imam Reza Hospital, Kermanshah University of Medical Sciences, Kermanshah, Iran.

Received: 19/04/2022 **Accepted:** 09/07/2022

Abstract

Introduction: Despite the high prevalence of social anxiety disorder and the necessity of conducting etiological studies, the existing measures of social anxiety lack robust factor structure due to methodological flaws, leading to doubtful results.

Aim: The present study is aimed to investigate the factor structure, reliability, and convergent validity of the Iranian version of the Social Phobia Inventory (I-SPIN).

Method: This is a cross-sectional, psychometric study. Two large samples (N_1=1210, N_2=228) have been selected with the convenience sampling method from the student population of the three different universities in Zanjan city (i.e., University of Medical Sciences, Azad, and Payame Noor University) who were studying in those universities from February to July 2020. CAQ-GE, BAI, BDI-II, and IUS-12 were used in the present study. Exploratory and confirmatory factor analysis were conducted using Mplus-7.4 and SPSS-26 was used to perform internal consistency and validity analyses.

Results: Exploratory and confirmatory factor analysis revealed that the two-factor model best fit the data. Besides, the results indicated that the I-SPIN has a positive and significant correlation with anxiety-related measures ($p<0.01$) and acceptable internal consistency (α=0.92).

Conclusion: Considering the excellent psychometric properties and a robust factor structure of the I-SPIN in an Iranian college student sample, using this measure would improve the accuracy of future studies and help us broaden our knowledge of the underlying mechanisms of this disorder.

Keywords: Psychometrics, Social anxiety, Factor analysis, Anxiety, Students

How to cite this article: Rashtbari A, Soheilipour A, Saed O, Nazari E. Psychometric properties and factor structure of the Iranian version of the Social Phobia Inventory (I-SPIN). Shenakht Journal of Psychology and Psychiatry. 2022; 9 (3): 57-73. URL: http://shenakht.muk.ac.ir/article-1-1520-en.pdf

Copyright © 2018 the Author (s). Published by Kurdistan University of Medical Sciences. This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-Non Commercial License 4.0 (CCBY-NC), where it is permissible to download, share, remix, transform, and buildup the work provided it is properly cited. The work cannot be used commercially without permission from the journal.

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]

مجله روانشناسی و روانپزشکی شناخت
سال نهم، شماره ۳، ۱۴۰۱
صفحات: ۷۳-۵۷

بررسی ویژگی‌های روانسنجی و ساختار عاملی نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی

علیرضا رشتبری[۱]، آرزو سهیلی‌پور[۲]، امید ساعد[۳]، الهام نظری[۴]

۱.کارشناس ارشد، گروه روانشناسی، دانشگاه علوم پزشکی زنجان، زنجان، ایران.
۲. کارشناس ارشد، گروه روانشناسی، واحد رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، رودهن، ایران.
۳. استادیار، گروه روانشناسی، دانشگاه علوم پزشکی زنجان، زنجان، ایران (مولف مسئول). ایمیل: O.saed@zums.ac.ir
۴. کارشناس ارشد، واحد توسعه تحقیقات بالینی، بیمارستان امام رضا، دانشگاه علوم پزشکی کرمانشاه، کرمانشاه، ایران.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۱/۰۱/۳۰ **تاریخ پذیرش مقاله:** ۱۴۰۱/۰۴/۱۸

چکیده

مقدمه: علی‌رغم شیوع بالای اختلال اضطراب اجتماعی و ضرورت اجرای مطالعات سبب‌شناسی، ابزارهای موجود برای بررسی این اختلال به سبب ضعف در روش‌شناسی، فاقد ساختار عاملی یکپارچه بوده و یافته‌های مطالعات این حوزه را با تردید مواجه می‌سازند.

هدف: این مطالعه با هدف بررسی ساختار عاملی، پایایی و روایی همگرای نسخه‌ی ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی اجرا شد.

روش: مطالعه‌ی حاضر مقطعی و از نوع روانسنجی است. از تاریخ بهمن ۱۳۹۸ الی مرداد ۱۳۹۹، دو نمونه بزرگ با حجم ۱۲۱۰ و ۲۲۸ نفر به روش نمونه‌گیری در دسترس از جامعه‌ی دانشجویان دانشگاه علوم پزشکی، آزاد و پیام نور شهر زنجان انتخاب شدند. از پرسشنامه اجتناب از تغییر- هیجان فراگیر، پرسشنامه اضطراب و افسردگی بک و مقیاس عدم تحمل بلاتکلیفی در این مطالعه استفاده شد. تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی با استفاده از نرم‌افزار Mplus نسخه ۷/۴ اجرا شد و نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۶ برای تحلیل همسانی درونی و روایی همگرا به کار گرفته شد.

یافته‌ها: نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی از مدل دو عاملی نسخه‌ی ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی حمایت کرد. به علاوه، نتایج این مطالعه نشان داد که این پرسشنامه همبستگی مثبت و معنی‌داری با ابزارهای سازه اضطراب داشته ($p<۰/۰۱$) و از همسانی درونی قابل قبولی برخوردار است ($\alpha=۰/۹۲$).

نتیجه‌گیری: با توجه به ویژگی‌های روانسنجی مطلوب و ساختار عاملی نیرومند نسخه‌ی ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی در نمونه‌ی دانشجویان ایرانی، به‌کارگیری این ابزار در مطالعات آینده می‌تواند به یافته‌های دقیق‌تر در این حوزه منجر شده و موجب گسترش دانش ما از عوامل زیربنایی این اختلال شوند.

کلیدواژه‌ها: روانسنجی، اضطراب اجتماعی، تحلیل عاملی، اضطراب، دانشجویان

تمامی حقوق نشر برای دانشگاه علوم پزشکی کردستان محفوظ است.

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]

مقدمه

اختلال اضطراب اجتماعی[1] شامل ترس پایدار از ارزیابی منفی توسط دیگران است (انجمن روانپزشکی آمریکا[2]، ۲۰۲۲). مبتلایان به اختلال اضطراب اجتماعی، از تحقیر شدن و شرمساری در موقعیت‌های اجتماعی خاص مثل گفتگو در جمع به شدت می‌ترسند. این ترس ممکن است شامل نگرانی از بروز علائم اضطراب از قبیل سرخ شدن، لرزیدن و عرق کردن باشد (هایمبرگ، هافمن، لایبوویچ و همکاران[3]، ۲۰۱۴). این اختلال با ترس افراطی از مواجهه با موقعیت‌هایی می‌شود که در آن احتمال موشکافی و دقت دیگران وجود دارد (اونجیتساکول، مک‌گوایر، مک‌لود و گوملی[4]، ۲۰۲۱؛ کارلتون، کالیمور و اسموندسون[5]، ۲۰۱۰؛ هایمبرگ و همکاران، ۲۰۱۴). این اختلال را می‌توان به زیر نوع‌های خاص تقسیم کرد، مانند ترس از سخنرانی یا غذا خوردن در حضور دیگران و یا زیر نوع فراگیر که در آن اغلب موقعیت‌های اجتماعی منجر به بروز ترس و اجتناب در فرد می‌شوند (کارلتون و همکاران، ۲۰۱۰).

شیوع طول عمر اختلال اضطراب اجتماعی ۳ تا ۱۳ درصد گزارش شده (انجمن روانپزشکی آمریکا، ۲۰۲۲) و چهارمین اختلال شایع در ایالات متحده است (کسلر، آونوولی، کاستلو و همکاران[6]، ۲۰۱۲). همچنین مطالعات شیوع‌شناسی این اختلال در جمعیت دانشجویی ایران، شیوع این اختلال را ۵/۲ درصد برآورد کرده‌اند و میزان آن در دانشجویان دختر، بیشتر از دانشجویان پسر گزارش شده است (نوروزی، میکائیلی و عیسی‌زادگان، ۱۳۹۵).

میزان هم ابتلایی این اختلال با سایر اختلال‌های اضطرابی، اختلال‌های خلقی و اختلال‌های وابسته به مواد بالاست و مطالعات نشان داده است که ۸۱٪ افراد مبتلا به این اختلال، به یک اختلال اضطرابی دیگری نیز مبتلا بوده‌اند (محمودی، ۱۳۹۰).

عامل زیربنایی اختلال اضطراب اجتماعی همواره محل بحث و مناقشه بین پژوهشگران بوده است. اگرچه اتفاق نظر عمومی وجود دارد که اضطراب اجتماعی شامل ترس از ارزیابی منفی[7] و اجتناب از موقعیت‌های اجتماعی است (بانگاسر و کارنتا[8]، ۲۰۲۱؛ لایکسنرینگ و لوک[9]، ۲۰۱۷)، ماهیت این ابعاد و اینکه تا چه حد در تبیین اضطراب اجتماعی موفق بوده‌اند، مبهم مانده است (کارلتون و همکاران، ۲۰۱۰). گسترش دانش ما درباره‌ی عوامل تداوم‌بخش[10] و زمینه‌ساز[11] اختلال اضطراب اجتماعی می‌تواند در درمان و پیشگیری از آن بسیار کمک‌کننده باشد؛ لذا در اختیار داشتن ابزارهای مناسب برای اجرای مطالعات درباره‌ی این اختلال از اهمیت بسیاری برخوردار است. در همین راستا، ابزارهایی با هدف سنجش این عوامل زیربنایی طراحی شده‌اند که عمدتاً بر مدل‌های شناختی اضطراب اجتماعی استوار هستند (گارنرا، بوچری، کاستلانو و همکاران[12]، ۲۰۱۹).

پرسشنامه فوبیای اجتماعی[13] یک ابزار ۱۷ آیتمی است که با هدف سنجش سه بعد اضطراب اجتماعی یعنی ترس، اجتناب و برانگیختگی فیزیولوژیک طراحی شده است (کانور، دیویدسون، چرچیل و همکاران[14]، ۲۰۰۰).

[1]- Social Anxiety Disorder
[2]- American Psychiatric Association
[3]- Heimberg, Hofmann, Liebowitz & et al
[4]- Aunjitsakul, McGuire, McLeod & Gumley
[5]- Carleton, Collimore & Asmundson
[6]- Kessler, Avenevoli, Costello & et al
[7]- Negative evaluation
[8]- Bangasser & Cuarenta
[9]- Leichsenring & Leweke
[10]- Mainataing factor
[11]- Predisposing factor
[12]- Guarnera, Buccheri, Castellano & et al
[13]- Social Phobia Inventory (SPIN)
[14]- Connor, Davidson, Churchill & et al

این پرسشنامه تاکنون به زبان‌های مختلف از جمله فرانسوی (رادومسکی، اشباف، ساکس و همکاران، ۲۰۰۶)، فنلاندی (رانتا، کالتایلا-هاینو، کوویستو و همکاران، ۲۰۰۷)، چینی (سای، وانگ، ژوآنگ و فو، ۲۰۰۹)، آلمانی (سوسیک، گایلر و اشتانگیر، ۲۰۰۸) و ژاپنی (ناگاتا، ناکاییما، تئو و همکاران، ۲۰۱۳) ترجمه شده است (جدول ۱). اگر چه در همه این مطالعات این پرسشنامه ویژگی‌های روانسنجی مطلوبی نشان داده است؛ اما ساختار عاملی این پرسشنامه یکسان نبوده و در فرهنگ‌های مختلف، تعداد آیتم‌ها و ساختار عاملی متفاوتی را آشکار ساخته است.

جدول ۱ مروری بر ویژگی‌های روانسنجی SPIN در مطالعات صورت‌گرفته در کشورهای مختلف

مطالعه	کشور	نمونه (n)	همسانی درونی (آلفای کرونباخ)	سن شرکت‌کنندگان میانگین (انحراف معیار)	تحلیل عاملی (تعداد عامل‌ها)
کانور و همکاران (۲۰۰۰)	آمریکا	۳۵۳	۰/۸۷–۰/۹۴	-	PCA (5)
آنتونی و همکاران (۲۰۰۶)	آمریکا	۲۵۱	۰/۹۲–۰/۹۵	۳۷/۴ (۱۴/۸)	-
جانسون و همکاران (۲۰۰۶)	آمریکا	۱۷۴	۰/۹۲	۱۴/۷ (۱/۳)	-
رادومسکی و همکاران (۲۰۰۶)	فرانسه	۴۲۴	۰/۹۳	۲۳/۰۵ (۵/۳۱)	CFA (3)
رانتا و همکاران (۲۰۰۷)	فنلاند	۵۲۵۲	۰/۸۹	۱۲/۲ (۸/۷)	PCA, CFA (1, 3)
سوسیک و همکاران (۲۰۰۸)	آلمان	۲۰۴۳	۰/۹۵	۴۸/۹۳ (۱۸/۱۳)	-
سای و همکاران (۲۰۰۹)	تایوان	۳۳۹۳	۰/۸۵	-	PCA (3)
کارلتون و همکاران (۲۰۱۰)	کانادا	۵۸۲	-	-	PCA, CFA (3)
اوسوریو و همکاران (۲۰۱۰)	برزیل	۲۳۱۴	۰/۹۰	۲۱/۴ (۲/۳)	PCA (3, 5)
ناگاتا و همکاران (۲۰۱۳)	ژاپن	۱۷۲	۰/۸۲–۰/۹۶	-	PCA, CFA (1, 5)
حسنوند عموزاده (۲۰۱۵)	ایران	۵۸۱	۰/۹۱	-	EFA (3)
موتبرگ و همکاران (۲۰۱۹)	سوئد	۱۶۱	۰/۸۴	۲۷/۷ (۷/۵)	PAF (2)

PCA=تحلیل مؤلفه‌های اصلی؛ CFA=تحلیل عاملی تأییدی؛ EFA=تحلیل عاملی اکتشافی؛ PAF=عامل‌یابی محور اصلی

همان‌گونه که در جدول ۱ ذکر شده است، مطالعات غالباً ساختار ۳ عاملی این پرسشنامه را تأیید کرده‌اند، با این حال برخی مطالعات نیز یافته‌هایی در حمایت از مدل تک عاملی و ۵ عاملی آن بدست آورده‌اند.

پرسشنامه فوبیای اجتماعی پیش از این توسط حسنوند عموزاده (۲۰۱۵) در جامعه ایرانی هنجاریابی شده است. علی‌رغم ارزشمندی این مطالعه در بررسی ویژگی‌های روانسنجی این پرسشنامه، فاقد معیارهای سخت‌گیرانه در تعیین تعداد عامل‌ها و آیتم‌های پرسشنامه فوبیای اجتماعی است و از این‌رو نتایج مطالعه‌ی این پژوهشگران در مطالعات دیگر قابلیت تکرارپذیری بسیار پایینی دارد. به علاوه، وجود ابزار کوتاه سنجش اختلال اضطراب اجتماعی با ساختار عاملی یکپارچه و نیرومند، پژوهشگران و متخصصان بالینی را در پیشبرد اهداف پژوهشی و درمانی یاری خواهد نمود؛ بنابراین هدف مطالعه‌ی حاضر بررسی ساختار عاملی نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی در ۲ نمونه بزرگ و بررسی پایایی و روایی آن در ارتباط با ابزارهای سازه‌های مشابه است.

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]

روش

این مطالعه مقطعی از نوع روانسنجی است و پیش از اجرای مطالعه، رضایت آگاهانه از تمامی شرکت‌کنندگان اخذ گردید. جامعه‌ی مطالعه‌ی حاضر، کلیه‌ی دانشجویان دانشگاه علوم پزشکی، دانشگاه آزاد و دانشگاه پیام نور شهر زنجان را شامل می‌شد که در زمان اجرای مطالعه مشغول به تحصیل بودند. این مطالعه در بازه‌ی زمانی بهمن ۱۳۹۸ تا مرداد ۱۳۹۹ اجرا شد. در مرحله‌ی اول مطالعه، نمونه‌ای به حجم ۱۲۸۹ دانشجو از سه دانشگاه علوم پزشکی، آزاد و پیام نور شهر زنجان انتخاب شدند. در مرحله‌ی دوم، ۲۵۲ دانشجوی دانشگاه علوم پزشکی زنجان به عنوان نمونه‌ی دوم وارد مطالعه شدند. روش نمونه‌گیری برای هر دو نمونه به صورت در دسترس بود. معیار ورود به مطالعه اشتغال به تحصیل در زمان اجرای مطالعه بود و معیار خروج نیز پاسخ‌های ناقص و تصادفی به سؤالات پرسشنامه تعیین شد.

ابتدا پرسشنامه فوبیای اجتماعی توسط پژوهشگر اول و یک استاد روانشناسی بالینی به فارسی ترجمه شد. سپس جهت حصول اطمینان از دقت ترجمه و همخوانی کامل نسخه‌ی انگلیسی با فارسی، پرسشنامه‌ی ترجمه شده توسط یک متخصص زبان انگلیسی بار دیگر به انگلیسی ترجمه شد. در پایان پس از چند مرحله ویرایش و مقایسه‌ی نسخه‌های اصلی با نسخه‌ی ترجمه‌ی معکوس[۱] به انگلیسی، نسخه‌ی فارسی پرسشنامه فوبیای اجتماعی برای اجرا آماده شد. با توجه به اینکه مطالعه در زمان پاندمی کرونا صورت گرفت، ابزارهای مطالعه با استفاده از یک پلتفرم پژوهشی آنلاین بر روی دانشجویان شهر زنجان اجرا شد. لینک شرکت در مطالعه در اختیار دانشجویان علاقه‌مند به شرکت در پژوهش قرار گرفت تا به صورت آنلاین به پرسشنامه‌ها پاسخ دهند.

جهت تحلیل‌های مربوط به آمار توصیفی از SPSS نسخه ۲۶ و برای تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی از نرم‌افزار MPlus نسخه ۷/۴ استفاده شد (موتن و موتن[۲]، ۲۰۱۱). طبق نظر کومری و لی[۳] درباره‌ی حجم نمونه، نمونه‌ی انتخاب شده (n=۶۰۵) برای تحلیل‌های عاملی در بازه‌ی بین «خوب» تا «عالی» قرار می‌گیرد (واتکینز، ۲۰۱۸) و نیز معیار انتخاب حداقل ۳۰۰ شرکت‌کننده برای تحلیل عاملی را احراز می‌کند (تاباکنیک و فیدل[۴]، ۲۰۰۷). کفایت نمونه‌گیری با استفاده از آزمون کایسر-میر-اولکین[۵] و آزمون کرویت بارتلت[۶] مورد بررسی قرار قرار گرفت. ازآنجایی‌که سازندگان پرسشنامه فوبیای اجتماعی وجود تفاوت معنی‌دار در آیتم‌ها در بین دو جنس را مطرح نکرده‌اند؛ لذا آیتم‌ها از نظر وجود تفاوت نظام‌مند[۷] و قابل توجه بین مردان و زنان بررسی شد. برای این منظور، معیار وجود تفاوت نظام‌مند بین دو جنس $p<۰/۰۱$ و $r^2>۰/۰۱$ مقرر گردید (فیلد[۸]، ۲۰۱۳).

ساختار عاملی اولیه با استفاده از تحلیل موازی[۹] ارزیابی شد (واتکینز، ۲۰۰۰؛ لانگمن، کوتا، هولدن و فکن[۱۰]، ۱۹۸۹). نمودار اسکری[۱۱] و ارزش‌ویژه‌ها (۱<) جهت تعیین تعداد دقیق عامل‌ها بررسی شد (اوکانر[۱۲]، ۲۰۰۰). تحلیل عاملی اکتشافی با چرخش مایل[۱۳] اجرا شد، چرا که

[1]- Back-translation

[2]- Muthen & Muthen
[3]- Comrey & Lee
[4]- Tabachnick & Fidell
[5]- Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)
[6]- Bartlett's Test of Sphericity
[7]- Systematic
[8]- Field
[9]- Parallel analysis
[10]- Longman, Cota, Holden & Fekken
[11]- Scree plot
[12]- O'Connor
[13]- Goemin

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]

که انتظار می‌رفت عامل‌ها با یکدیگر همبستگی داشته باشند. آیتم‌ها بر مبنای معیارهای زیر ارزیابی شدند: ۱) بر روی عامل اصلی بار عاملی بیشتر از ۰/۴۰ داشته باشند؛ ۲) بر روی عامل‌های دیگر بار عاملی کمتر از ۰/۳۰ نشان دهند؛ ۳) بار عاملی بین عامل اصلی و ثانویه حداقل ۰/۲۰ تفاوت داشته باشد (هاوارد[1]، ۲۰۱۶). این معیارها سخت‌گیرانه به این دلیل انتخاب شدند که بتوانیم به ساختار عاملی قدرتمند دست یابیم. به علاوه، حداقل نیمی از آیتم‌های هر عامل می‌بایست بار عاملی بالاتر از ۰/۶۰ داشته باشند تا پایداری آن عامل مورد تأیید قرار گیرد (یونگ و لی[2]، ۲۰۱۱؛ گوداگنولی[3]، ۱۹۸۸). آیتم-آیتم‌هایی که معیارهای بالا را برآورده نکنند و یا اشتراک اولیه[4] پایینی با دیگر آیتم‌ها داشته باشند (۰/۲۰>) برای حذف از پرسشنامه مد نظر قرار خواهند گرفت.

سپس تحلیل عاملی تأییدی برای تائید ساختار عاملی که در مرحله‌ی قبل حاصل شده بود، اجرا شد. ضرایب چولگی و کشیدگی چندمتغیره‌ی ماردیا[5] برای بررسی نرمال بودن چندمتغیره‌ی داده‌ها مورد ارزیابی قرار گرفت که نتایج حاکی توزیع غیر نرمال داده‌ها بود. برای اجرای تحلیل عاملی تأییدی از روش برآورد حداقل مجذورات وزنی با میانگین و واریانس تعدیل شده[6] استفاده شد. این روش به این دلیل انتخاب شد که سؤالات پرسشنامه از نوع درجه‌بندی هستند و سبب می‌شود توزیع داده‌ها غیر نرمال باشد (لی[7]، ۲۰۱۶؛ تارکا[8]، ۲۰۱۷). همچنین، حداقل حداقل مجذورات وزنی با میانگین و واریانس تعدیل شده برای داده‌های طبقه‌ای با کمتر از ۵ گزینه‌ی پاسخ توصیه شده است و نسبت به چولگی و کشیدگی داده‌ها حساسیت کمتری دارد (براون[9]، ۲۰۱۵؛ فلورا، لابریش و چالمرز[10]، ۲۰۱۲). هر کدام از مدل‌ها با استفاده از شاخص‌های برازش زیر (و در صورت امکان با فاصله‌ی اطمینان ۹۰ درصد) ارزیابی شد (براون، ۲۰۱۵): ۱) خی-دو[11] (مقادیر نباید معنی‌دار باشند)؛ ۲) شاخص برازش تطبیقی[12] و شاخص تاکر-لویس[13] (مقادیر می‌بایست نزدیک به ۰/۹۵ یا بالاتر از آن باشند)؛ ۳) ریشه میانگین مربعات خطاهای تخمین[14] (مقادیر می‌بایست نزدیک یا کمتر از ۰/۶۰ باشند). در این مطالعه شاخص‌های برازش تطبیقی، تاکر-لویس و ریشه میانگین مربعات خطاهای تخمین را برای ارزیابی نیکویی برازش مورد ملاحظه قرار می‌دهیم زیرا شاخص خی دو نسبت به حجم نمونه حساسیت بالایی دارد و احتمال خطا در آن بیشتر از دیگر شاخص‌ها است.

پایایی نسخه‌ی ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی و خرده-مقیاس‌هاس آن با استفاده از روش همسانی درونی (آلفای کرونباخ) ارزیابی شد که ضرایب همسانی ۰/۹۰–۰/۸۰ خوب و بالاتر از ۹۰ عالی ارزیابی می‌شود. برای سنجش روایی همگرای این پرسشنامه و خرده مقیاس‌های آن، همبستگی آن‌ها را با ابزارهایی بررسی کردیم که سازه-های مشابه اندازه‌گیری می‌کنند (یعنی پرسشنامه اجتناب از تغییر- هیجان فراگیر، مقیاس عدم تحمل بلاتکلیفی، پرسشنامه اضطراب بک و پرسشنامه افسردگی بک) و

[1]- Howard
[2]- Jung & Lee
[3]- Guadagnoli & Velicer
[4]- Initial communality
[5]- Mardia's coefficients of multivariate skewness and kurtosis
[6]- Weighted least squares means and variance adjusted (WLSMV)
[7]- Li
[8]- Tarka

[9]- Brown
[10]- Flora, LaBrish & Chalmers
[11]- Chi-Square
[12]- Comparative fit index (CFI)
[13]- Tucker-Lewis Index (TLI)
[14]- Roof Mean Square Error of Approximation (RMSEA)

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]

وجود همبستگی مثبت معنی‌دار نشان‌دهنده‌ی روایی نسخه ی ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی خواهد بود.

ابزار

پرسشنامه جمعیت شناختی: برای گردآوری اطلاعات جمعیت شناختی نمونه از پرسشنامه محقق ساخته استفاده شد که شامل سؤالات مربوط به اطلاعات فردی از قبیل: سن، جنس، مقطع تحصیلی و دانشگاه محل تحصیل بود.

پرسشنامه فوبیای اجتماعی[1] (SPIN): یک پرسشنامه‌ی ۱۷ ۱۷ آیتمی است که توسط کانور و همکاران طراحی و ساخته شده است و فوبیا (اضطراب) اجتماعی را مورد سنجش قرار می‌دهد. آیتم‌ها در یک مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای از ۰ (هرگز) تا ۴ (به شدت) نمره‌گذاری می‌شود. این پرسشنامه از همسانی درونی عالی (α=۰/۹۲) برخوردار است (کانور و همکاران، ۲۰۰۰). حسنوند عموزاده (۲۰۱۵) ویژگی‌های روانسنجی این پرسشنامه را بر روی یک نمونه بزرگ دانشجویی در ایران (n=۱۷۳۴) مورد بررسی قرار داد و نشان داد که پرسشنامه فوبیای اجتماعی از همسانی درونی و پایایی آزمون- بازآزمون بسیار خوبی برخوردار است (به ترتیب ۰/۹۴ و ۰/۹۶).

پرسشنامه اجتناب از تغییر- هیجان فراگیر (CAQ-GE)[2]: پرسشنامه اجتناب از تغییر- هیجان فراگیر یک پرسشنامه ۲۵ آیتمی است که توسط لرا و نیومن طراحی شده و گرایش اجتناب از تغییر هیجانی را در افراد می‌سنجد؛ به عبارت دیگر این پرسشنامه این نکته را می‌سنجد که فرد تا چه حد با به‌کارگیری هیجان منفی از تغییر هیجانی منفی اجتناب می‌کند (وایت، دموند، کرافت و همکاران[3]، همکاران[3]، ۲۰۲۰؛ لرا و نیومن[4]، ۲۰۱۷). این پرسشنامه از دو عامل «ایجاد و حفظ هیجان منفی برای اجتناب از تغییرهای منفی» و «احساس ناراحتی از تغییرات هیجانی» تشکیل شده است. پرسشنامه اجتناب از تغییر- هیجان فراگیر در مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرت از ۱ (هرگز) تا ۵ (کاملاً درست) نمره‌گذاری می‌شود. ضریب بازآزمایی این پرسشنامه پس از دو هفته ۰/۹۳ محاسبه شده است و از روایی همگرا و واگرای مطلوبی برخوردار است (لرا و نیومن، ۲۰۱۷).

پرسشنامه افسردگی بک- ویرایش دوم (BDI-II)[5]: این پرسشنامه که شامل ۲۱ گویه است، در سال ۱۹۹۶ توسط بک و همکاران جهت سنجش شدت افسردگی طراحی شده است (آپتون[6]، ۲۰۱۳). پرسشنامه افسردگی بک- ویرایش دوم در یک مقیاس لیکرت ۴ درجه‌ای از ۰ تا ۴ نمره‌گذاری می‌شود. بک و همکاران پایایی درونی این پرسشنامه را بالا (ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۱) و پایایی بازآزمایی به فاصله یک هفته را ۰/۹۳گزارش کرده‌اند. در مطالعه بر روی جمعیت ایرانی نیز ضریب آلفای کرونباخ مشابهی (α=۰/۹۲) بدست آمده است (حمیدی، فکری‌زاده، آزادبخت و همکاران، ۱۳۹۴).

پرسشنامه اضطراب بک (BAI)[7]: پرسشنامه اضطراب بک شامل ۲۱ گزاره است که در سال ۱۹۸۸ توسط بک، اپستاین، براون و استیر[8] جهت اندازه‌گیری اضطراب طراحی شده است (هویت و نورتون[9]، ۱۹۹۳). این ابزار نشانه‌های اضطراب را در یک مقیاس ۴ درجه‌ای لیکرت

[1]- Social Phobia Inventory
[2]- Contrast Avoidance Questionnaire-General Emotion (CAQ-GE)
[3]- White, Grant, Kraft & et al
[4]- Llera & Newman
[5]- Beck Depression Inventory-II
[6]- Upton
[7]- Beck Anxiety Inventory
[8]- Beck, Epstein, Brown & Steer
[9]- Hewitt & Norton

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]

از صفر (هرگز) تا سه (بسیار شدید) می‌سنجد. اعتبار آزمون (r=۰/۷۲)، اعتبار بازآزمایی (r=۰/۸۳) و همسانی درونی (r=۰/۹۲) در مورد این آزمون مورد تأیید قرار گرفته است. در یک مطالعه بر روی دانشجویان ایرانی (رفیعی و سیفی، ۲۰۱۳)، همسانی درونی پرسشنامه اضطراب بک مطلوب گزارش شده است که مشابه یافته‌های مطالعه حاضر است (α=۰/۹۲).

مقیاس عدم تحمل بلاتکلیفی (IUS-12)[1]: کارلتون و همکاران مقیاس عدم تحمل بلاتکلیفی طراحی کردند که یک پرسشنامه ۱۲ آیتمی است و واکنش فرد به بلاتکلیفی، موقعیت‌های مبهم و آینده را می‌سنجد (کارلتون، نورتون و اسموندسون[2]، ۲۰۰۷؛ زهرائی، یوسفی و ساعد، ۲۰۱۹). این پرسشنامه از دو عامل اضطراب آینده‌نگر و اضطراب بازدارنده تشکیل یافته است و در یک مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای از ۱ (هرگز) تا ۵ (کاملاً درست) نمره‌گذاری می‌شود. با توجه به اینکه پیش از این ویژگی‌های روانسنجی مقیاس عدم تحمل بلاتکلیفی در جامعه ایرانی مورد بررسی قرار نگرفته است، این پرسشنامه به دقت برای مطالعه‌ی حاضر ترجمه شد تا از عدم وجود تفاوت بین نسخه انگلیسی و فارسی اطمینان حاصل شود. نسخه فارسی توسط یک متخصص زبان انگلیسی بار دیگر به انگلیسی ترجمه معکوس شد. دقت ترجمه فارسی توسط دو استادیار روانشناسی بالینی مسلط به زبان انگلیسی ارزیابی شده و در نهایت پس از انجام اصلاحات نهایی مورد تأیید قرار گرفت. در مطالعات پیشین، همسانی درونی مقیاس عدم تحمل بلاتکلیفی قابل قبول گزارش شده است (α=۰/۹۱)، که در مطالعه‌ی حاضر نیز نتایج مشابه بدست آمد (α=۰/۸۹).

یافته‌ها

پس از شناسایی داده‌های پرت با استفاده از فاصله‌ی ماهالانوبیس[3] و ارزیابی داده‌ها از نظر دقت پاسخ‌دهی، آیتم‌ها با پاسخ‌های ناقص و تصادفی از مطالعه حذف گردید (۵۵ مورد از نمونه اول و ۲۴ مورد از نمونه دوم). برای انجام تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی نمونه نهایی اول (۱۲۱۰) به صورت تصادفی به دو گروه با تعداد ۶۰۵ شرکت‌کننده تقسیم شد. هر دو گروه عمدتاً شامل دانشجوهای دختر بودند (به ترتیب ۷۸/۷ و ۶۱/۰ درصد). دامنه‌ی سنی شرکت‌کنندگان ۳۴-۱۸ برای گروه تحلیل عاملی اکتشافی (۳/۵۱=انحراف معیار، ۲۲/۳۸=میانگین) و ۳۸-۱۸ برای گروه تحلیل عاملی تأییدی بود(۳/۲۲=انحراف معیار، ۲۲/۰۶=میانگین). نمونه‌ی نهایی دوم نیز شامل ۲۲۸ شرکت‌کننده بود که عمدتاً از خانم‌ها تشکیل یافته است (۷۶/۸ درصد) و دامنه‌ی سنی نمونه از ۱۸ تا ۴۰ سال بود(۴/۰۱=انحراف معیار، ۲۲/۷۹=میانگین). همچنین اندازه‌ی اثر کوچک (r در دامنه‌ی ۰/۰ تا ۰/۲۱) در همه‌ی مقایسه‌ها، نشان‌دهنده‌ی این است که گروه‌ها به لحاظ متغیرهای جمعیت شناختی در سه دانشگاه مورد بررسی از تفاوت قابل ملاحظه‌ای برخوردار نیستند. در این مطالعه امکان ارائه مشوق‌های کلاسی وجود نداشت؛ لذا صرفاً از دانشجوهای داوطلب درخواست شد که در مطالعه شرکت نمایند. متغیرهای جمعیت شناختی نمونه‌های مورد مطالعه در جدول ۲ گزارش شده است.

[1]- Intolerance of Uncertainty Scale-12 (IUS-12)
[2]- Carleton, Norton & Asmundson
[3]- Mahalanobis distance

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]

جدول ۲ متغیرهای جمعت شناختی نمونه‌های مطالعه

متغیر جمعیت شناختی		نمونه اول: گروه اول (٪) (n=۶۰۵)	نمونه اول: گروه دوم (٪) (n=۶۰۵)	نمونه دوم (n=۲۲۸)
جنسیت	مرد	۱۲۹ (۲۱/۳)	۲۳۶ (۳۹/۰)	۵۳ (۲۳/۲)
	زن	۴۷۶ (۷۸/۷)	۳۶۷ (۶۰/۷)	۱۷۵ (۷۶/۸)
	بدون پاسخ	۰	۲ (۰/۳)	۰
مقطع تحصیلی	کارشناسی	۴۱۸ (۶۹/۱)	۴۹۳ (۸۱/۵)	۱۸۸ (۸۲/۵)
	کارشناسی ارشد	۱۴۶ (۲۴/۱)	۱۱۲ (۱۸/۵)	۳۴ (۱۴/۹)
	بدون پاسخ	۴۱ (۶/۸)	۰	۶ (۲/۶)
دانشگاه	علوم پزشکی	۲۵۹ (۴۲/۸)	۲۴۷ (۴۰/۸)	۲۲۸ (۱۰۰/۰)
	آزاد	۱۵۰ (۲۴/۸)	۱۹۸ (۳۲/۷)	۰
	پیام نور	۱۹۶ (۳۲/۴)	۱۶۰ (۲۶/۴)	۰

تحلیل عاملی اکتشافی

آماره KMO کل برابر با ۰/۹۳ بود و برای همه‌ی آیتم‌ها بالاتر از ۰/۸۰ محاسبه شد. آزمون کرویت بارتلت نیز معنی‌دار بود ($\chi^2(۱۳۶)=۵۱۷۱/۹۴, p<۰/۰۰۱$) که نشان‌دهنده‌ی کفایت نمونه‌گیری است. همه‌ی آیتم‌ها اشتراک اولیه‌ی بالای ۰/۲۰ داشتند (جدول ۳ را ببینید). تحلیل موازی به عنوان استاندارد طلایی در تعیین تعداد دقیق عامل‌ها برای تحلیل عاملی اکتشافی در نظر گرفته می‌شود (هیتون، آلن و اسکارپلو[1]، ۲۰۰۴). نمودار اسکری به طور آشکار ۲ عامل را بالای خمیدگی نشان داد و تحلیل موازی نیز ۲ مقدار ویژه‌ی معنادار را مشخص کرد. با این حال، یافته‌های مربوط به تحلیل عاملی اکتشافی مدل‌های یک، دو و سه عاملی به همراه بار عاملی، اشتراکات و مقادیر t اندازه اثر برای مقایسه‌ی بین گروهی (زن و مرد) در جدول ۲ گزارش شده است تا امکان مقایسه این سه ساختار عاملی فراهم شود.

ساختار یک عاملی نشان داد که همه آیتم‌ها از بار عاملی معنی‌داری برخوردار هستند و تنها ۲ آیتم ۱ و ۲ بار عاملی کمتر از ۰/۶۰ دارند. در ساختار دو عاملی، ۶ آیتم بر روی عامل ۱ و ۸ آیتم بر روی عامل ۲ بارگذاری کردند. همچنین آیتم‌های ۱، ۶ و ۱۶ نیز به سبب عدم احراز معیارهای تعیین شده (بارگذاری متقاطع بر روی دو عامل) از تحلیل‌های بعدی حذف شدند. عامل ۱ با عامل ۲ یک همبستگی مثبت و نیرومند نشان داد (۰/۰۰۱ , $r=۰/۶۳۷p<$). در ساختار سه عاملی، ۶ آیتم بر روی عامل ۱ و ۶ آیتم بر روی عامل ۲ بارگذاری کردند. این در حالی است که هیچ آیتمی بارگذاری معنی‌داری بر روی عامل ۳ نشان نداد و به سبب ضعف‌های ساختار سه عاملی، این مدل از تحلیل‌های بعدی حذف شد.

با اعمال معیارهای سخت‌گیرانه، مشخص شد که تنها مدل‌های یک و دو عاملی از برازش خوبی برخوردار هستند. از این‌رو، این دو مدل برای بررسی بیشتر در گروه دوم و تأیید یکی از این دو ساختارهای عاملی (تحلیل عاملی تأییدی) مورد ارزیابی و تجزیه‌وتحلیل قرار گرفتند. همچنین مقایسه‌های بین‌گروهی (زن و مرد) هیچ

1- Hayton, Allen & Scarpello

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]

تفاوت نظام‌مندی را بین مردان و زنان آشکار نساخت ($p>۰/۰۱$, $r^2<۰/۰۱$) که نشان می‌دهد هر دو جنس نمرات تقریباً مشابهی در آیتم‌های نسخه‌ی ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی کسب کرده‌اند.

جدول ۳ تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی

نسخه‌ی ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی	یک عاملی	۲ عاملی		۳ عاملی			h^2	مردان در مقایسه با زنان	
		ترس/اجتناب از تعامل	ترس از انتقاد/ شرمساری	۱	۲	۳		t(۲۲۶)	r^2
۱. من از افراد صاحب قدرت می‌ترسم.	۰/۵۱*	۰/۲۵*	۰/۳۲	۰/۲۵*	۰/۳۴*	-۰/۰۸	۰/۳۸	۱/۴۰†	<۰/۰۱
۲. از اینکه جلوی مردم سرخ شوم ناراحت هستم.	۰/۵۳*	۰/۰۱	۰/۵۷	۰/۰۷	۰/۴۶*	۰/۲۸*	۰/۴۲	۰/۹۱	<۰/۰۱
۳. مهمانی‌ها و گردهمایی‌ها مرا می‌ترساند.	۰/۷۸*	۰/۷۴*	۰/۱۱	۰/۸۶*	-۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۶۳	۰/۵۳	<۰/۰۱
٤. من از صحبت کردن با افرادی که نمی‌شناسم، اجتناب می‌کنم.	۰/۷۳*	۰/۸۸*	-۰/۱۲	۰/۸۵*	-۰/۰۱	-۰/۵۰*	۰/۵۹	-۰/۰۳	<۰/۰۱
۵. مورد انتقاد قرار گرفتن خیلی مرا می‌ترساند.	۰/۶۶*	۰/۰۹	۰/۶۴	۰/۰۰	۰/۷۸*	-۰/۱۶	۰/۵۲	۰/۱۶	<۰/۰۱
٦. ترس از دستپاچه شدن موجب می‌شود تا از انجام کارها یا صحبت کردن با افراد اجتناب کنم.	۰/۸۰*	۰/۳۹*	۰/۵۰	۰/۴۳*	۰/۴۶*	-۰/۰۱	۰/۶۶	۰/۹۲	<۰/۰۱
۷. عرق کردن در برابر دیگران مرا آشفته می‌کند.	۰/۶۴*	۰/۰۳	۰/۶۷	۰/۱۰*	۰/۵۳*	۰/۳۵*	۰/۴۳	۰/۲۰	<۰/۰۱
۸. از رفتن به مهمانی‌ها اجتناب می‌کنم.	۰/۶۴*	۰/۷۶*	-۰/۰۷	۰/۹۰*	-۰/۲۵*	۰/۰۰	۰/۶۳	۰/۲۵	<۰/۰۱
۹. از فعالیت‌هایی که در آن‌ها مرکز توجه باشم، اجتناب می‌کنم.	۰/۷۸*	۰/۶۹*	۰/۱۷	۰/۸۱*	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۶۱	۰/۱۰	<۰/۰۱
۱۰. صحبت کردن با غریبه‌ها مرا می‌ترساند.	۰/۸۵*	۰/۹۰*	۰/۰۰	۰/۸۷*	۰/۱۰	-۰/۴۱*	۰/۶۸	۱/۳۰	<۰/۰۱
۱۱. من از صحبت در حضور جمع اجتناب می‌کنم.	۰/۸۳*	۰/۶۶*	۰/۲۵*	۰/۷۷*	۰/۱۲*	۰/۰۲	۰/۶۴	۱/۳۰	<۰/۰۱
۱۲. من همه کار انجام می‌دهم تا مورد انتقاد قرار نگیرم.	۰/۶۰*	-۰/۰۴	۰/۷۰*	-۰/۱۱	۰/۷۹*	-۰/۰۳	۰/۴۷	۰/۴۰	<۰/۰۱
۱۳. زمانی که با مردم هستم تپش قلب مرا ناراحت می‌کند.	۰/۶۸*	۰/۲۰*	۰/۵۵*	۰/۲۶*	۰/۴۵*	۰/۲۱*	۰/۵۰	۱/۲۰	<۰/۰۱
١٤. وقتی دیگران مرا زیر نظر دارند، از انجام کارها دچار ترس می‌شوم.	۰/۸۱*	۰/۱۸*	۰/۷۱*	۰/۲۲*	۰/۶۵*	۰/۱۶*	۰/۶۵	۰/۹۳	<۰/۰۱
۱۵. احساس خجالتی بودن یا احمق به نظر رسیدن از جمله ترس‌های جدی من است.	۰/۷۵*	-۰/۰۱	۰/۸۳*	-۰/۰۱	۰/۸۱*	۰/۱۷*	۰/۵۰	۱/۱۰	<۰/۰۱
١٦. از صحبت کردن با فردی که صاحب قدرت و مقام است، اجتناب می‌کنم.	۰/۷۳*	۰/۴۳*	۰/۳۹*	۰/۴۶*	۰/۳۶*	-۰/۰۵	۰/۵۶	-۰/۲۴	<۰/۰۱
۱۷. دچار لرزش شدن در جلوی دیگران برایم ناراحت‌کننده است.	۰/۶۴*	-۰/۰۶	۰/۷۶*	-۰/۰۱	۰/۶۳*	۰/۴۰*	۰/۴۸	۱/۸۱	<۰/۰۱

* $p<۰/۰۵$

تحلیل عاملی تأییدی

تحلیل عاملی تأییدی برای ارزیابی بیشتر و تأیید ساختار یک یا دو عاملی نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی اجرا شد. در ساختار یک عاملی، همه آیتم‌ها وارد تحلیل شدند زیرا نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که همه آن‌ها بارگذاری معنی‌داری روی عامل اول داشتند. در

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]

ساختار دو عاملی، آیتم‌هایی که معیارهای تعیین شده را احراز نمی‌کردند (بار عاملی کمتر از ۰/۴۰ داشتند یا بارگذاری متقاطع نشان داده بودند؛ آیتم‌های ۱، ۶ و ۱۶) از تحلیل حذف شدند. همچنین شاخص‌های اصلاح برای هر دو مدل حاکی از این بود که خطای کوواریانس قابل توجهی بین هیچ دو آیتم وجود ندارد؛ بنابراین هیچ خطای کوواریانس در این دو مدل آزاد نشد. اگرچه نتایج شاخص‌های برازش در مدل یک عاملی قابل قبول بودند ($\chi^2(118)=779.17$, $p<0.001$; CFI=0.93, TLI=0.92; RMSEA [90% CI]=0.09 [0.09, 0.10])؛ اما شاخص‌های برازش برای مدل دو عاملی مقادیر بسیار بالاتری نشان دادند ($\chi^2(76)=356.83$, $p<0.001$; CFI=0.96, TLI=0.95; RMSEA [90% CI]=0.07 [0.07, 0.08]). از این‌رو، مدل دو عاملی برای نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی با ۱۴ آیتم تأیید شد.

پایایی و روایی

در این مطالعه ضریب پایایی برای نمره کل نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی و هر کدام از عامل‌های آن محاسبه شد که نمره کل آن همسانی درونی ۰/۹۱ و خرده مقیاس‌های آن یعنی ترس و اجتناب از تعامل اجتماعی و ترس و اجتناب از انتقاد و شرمساری به ترتیب ضریب همسانی درونی ۰/۸۹ و ۰/۸۷ نشان دادند. در مجموع نتایج نشان می‌دهد که این ابزار و عامل‌های آن از همسانی درونی مطلوبی برخوردار هستند. نتایج پایایی تمامی ابزارهای مورد استفاده در مطالعه حاضر در جدول ۴ (اعداد داخل پرانتز) گزارش شده است.

جدول ٤ میانگین، انحراف استاندارد، ضریب همسانی درونی و همبستگی متغیرهای مطالعه

متغیرها	میانگین (انحراف معیار)	1	2	3	4	5	6	7
۱.نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی	۱۵/۱۷ (۱۲/۲۱)	(۰/۹۱)						
۲. نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی عامل اول: ترس و اجتناب از تعامل اجتماعی	۵/۷۰ (۵/۹۵)	۰/۸۹	(۰/۸۹)					
۳. نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی عامل دوم: ترس و اجتناب از انتقاد و شرمساری	۹/۴۷ (۷/۴۰)	۰/۹۳	۰/۶۷	(۰/۸۷)				
٤. پرسشنامه اجتناب از تغییر-هیجان فراگیر	۴۹/۱۶ (۲۰/۵۰)	۰/۶۱	۰/۵۸	۰/۵۵	(۰/۹۵)			
۵. مقیاس عدم تحمل بلاتکلیفی	۳۴/۷۲ (۱۰/۳۹)	۰/۵۰	۰/۴۰	۰/۴۹	۰/۶۰	(۰/۸۹)		
٦. پرسشنامه اضطراب بک	۱۶/۴۴ (۱۱/۵۲)	۰/۴۷	۰/۴۱	۰/۴۴	۰/۶۳	۰/۵۵	(۰/۹۲)	
۷. پرسشنامه افسردگی بک-ویرایش دوم	۱۶/۸۷ (۱۲/۹۲)	۰/۵۹	۰/۵۶	۰/۵۲	۰/۷۰	۰/۵۵	۰/۷۱	(۰/۹۳)

به علاوه، همبستگی بین نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی و عامل‌های آن با تمامی ابزارهای مورد استفاده در مطالعه حاضر در جدول ۴ گزارش شده است. با توجه به اینکه این پرسشنامه مربوط به یکی از اختلال‌های اضطرابی است، پرسشنامه‌های مربوط به سازه‌ی اضطراب برای بررسی روایی همگرای آن انتخاب شد. مطابق انتظار، نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی و خرده مقیاس‌های آن همبستگی مثبت و معنی‌داری با ابزارهای همگرا نشان دادند ($p<۰/۰۱$). مقیاس عدم تحمل بلاتکلیفی و پرسشنامه اجتناب از تغییر- هیجان فراگیر

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]

ابزارهایی هستند که در ابتدا برای اختلال‌های اضطراب فراگیر مطرح شده‌اند؛ اما مطالعات بعدی نشان داده‌اند که این ابزارها فرا تشخیصی بوده و دیگر اختلال‌های اضطرابی را نیز تبیین می‌کنند (رشتبری و ساعد، ۲۰۲۰؛ رشتبری، یوسفی و ساعد، ۲۰۱۹). از این‌رو، همبستگی نیرومند نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی و خرده مقیاس‌های آن با پرسشنامه اجتناب از تغییر- هیجان فراگیر و مقیاس عدم تحمل بلاتکلیفی، حاکی از این است که نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی توانسته عوامل زیربنایی دخیل در اختلال اضطراب اجتماعی را بسنجد، عواملی که ماهیت فرا تشخیصی دارند و رد پای آن‌ها در دیگر اختلال‌های اضطرابی و افسردگی نیز به چشم می‌خورد.

بحث

در مطالعه‌ی حاضر ما به دنبال بررسی ویژگی‌های روانسنجی و ساختار عاملی نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی بودیم. نتایج مطالعه نشان داد که ساختار دو عاملی پس از حذف آیتم‌های ۱، ۶ و ۱۶ برازش خوبی نشان می‌دهد. این دو عامل عبارت‌اند از «ترس و اجتناب از تعامل اجتماعی» و «ترس و اجتناب از انتقاد و شرمساری». همچنین نتایج مطالعه‌ی حاضر نشان داد که نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی از همبستگی مثبت و معنی‌داری با دیگر سازه‌های روانشناختی برخوردار است. به علاوه، عدم تحمل بلاتکلیفی و اجتناب از تغییر دو سازه‌ی مهم نظری هستند که با هدف تبیین اختلال‌های اضطرابی و افسردگی مطرح شده‌اند. همبستگی بالای نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی با این دو سازه‌ی نظری این نکته را مطرح می‌سازد که این پرسشنامه به خوبی توانسته است که عوامل زیربنایی اختلال اضطراب اجتماعی را مورد سنجش قرار دهد.

اغلب مطالعات ساختار ۱، ۳ و ۵ عاملی را برای پرسشنامه فوبیای اجتماعی پیشنهاد کرده‌اند و ساختار دو عاملی این پرسشنامه کمتر مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. از جنبه‌های ارزشمند مطالعه حاضر این نکته است که ساختار دو عاملی و قدرتمند این پرسشنامه را تأیید کرد که همسو با یافته‌ی موتبرگ و فرویمارک[1] (۲۰۱۹) است. آن‌ها در مطالعه‌ی خود بر روی نمونه‌ی دانشجو نشان دادند که شاخص‌های برازش ساختار دو عاملی پرسشنامه فوبیای اجتماعی با ۸ آیتم مقادیر رضایت‌بخشی دارند. در مطالعه‌ی حاضر نیز نشان دادیم که شاخص‌های برازش مدل دو عاملی پس از حذف ۳ آیتم با بار عاملی ضعیف، در دامنه‌ی قابل قبول قرار می‌گیرد. از دیگر نقاط برجسته-ی این مطالعه، حجم نمونه بزرگ آن و اجرای تحلیل‌های متفاوت بر روی سه نمونه مجزا است. همان‌گونه که در بخش روش اشاره شد، دو گروه مجزای ۶۰۵ نفری برای اجرای تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی و یک نمونه ۲۲۸ نفری برای بررسی پایایی و روایی این ابزار به کار گرفته شد.

چنان‌که پیش از این اشاره شد، یکی از دلایل اجرای این مطالعه وجود یافته‌های متناقض بسیار درباره‌ی ساختار عاملی این پرسشنامه در فرهنگ‌های مختلف است که در جدول ۱ ذکر شده‌اند. به علاوه، مطالعات نشان داده است که این پرسشنامه در جمعیت‌ها و گروه‌های سنی مختلف ساختار عاملی متفاوتی نشان می‌دهد. برای مثال کارلتون، کالیمور و اسموندسون مک‌کیب، رووا و آنتونی[2]

[1]- Mortberg & Jansson Frojmark
[2]- Carleton, Collimore, Asmundson, McCabe, Rowa & Antony

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]

(۲۰۱۰) نشان دادند در حالی که ساختار ۳ عاملی و ۱۰ آیتمی پرسشنامه فوبیای اجتماعی در نمونه بالینی از برازش خوبی برخوردار است، شاخص‌های برازش برای این ساختار در نمونه‌ی دانشجویی مطلوب نیستند. همچنین، ناگاتا و همکاران (۲۰۱۳) نشان دادند که پرسشنامه فوبیای اجتماعی در نمونه‌ی بالینی از یک مدل ۵ عاملی و مدل ۱ عاملی در نمونه گروه ترکیبی (افراد سالم و افراد مبتلا به اختلال اضطراب اجتماعی) برخوردار است. در مطالعه‌ای دیگر در جمعیت نوجوانان آمریکایی، جانسون، ایندربیتزن-نولان و اندرسون[1] (۲۰۰۶) دریافتند که مدل سه عاملی پرسشنامه فوبیای اجتماعی دارای شاخص‌های برازش مطلوبی است. همچنین پژوهشگران تایوانی ویژگی‌های روانسنجی و ساختار عاملی پرسشنامه فوبیای اجتماعی در یک نمونه بزرگ چینی بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که پرسشنامه فوبیای اجتماعی از سه عامل مراجع قدرت/انتقاد، ارتباط اجتماعی و تغییر فیزیولوژیک تشکیل یافته است (سای و همکاران، ۲۰۰۹).

در تبیین تغییر صورت‌گرفته در نام عامل‌ها در نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی، ذکر چند نکته ضروری است. از بین آیتم‌های حذف شده، آیتم ۱ («من از افراد صاحب قدرت می‌ترسم») و ۱۶ («از صحبت کردن با فردی که صاحب قدرت و مقام است، اجتناب می‌کنم») در اصل با مفهوم ترس و اجتناب از مراجع قدرت و آیتم ۶ با مفهوم ترس از انتقاد و شرمساری («ترس از دستپاچه شدن موجب می‌شود تا از انجام کارها یا صحبت کردن با افراد اجتناب کنم») ارتباط دارند. در این مطالعه این آیتم-ها به سبب بار عاملی ضعیف از پرسشنامه نهایی حذف شدند در نتیجه در نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی هیچ آیتمی با هدف سنجش ترس از مراجع قدرت در اختلال اضطراب اجتماعی وجود ندارد. به نظر می‌رسد برای دانشجویان ایرانی، ترس از مراجع قدرت بیانگر احساس اضطراب اجتماعی افراد نیست. همچنین این احتمال نیز وجود دارد که شرکت‌کنندگان مطالعه، ترس از مراجع قدرت را با رفتارهای ضداجتماعی مرتبط دانسته و با این آگاهی به سؤال‌ها پاسخ داده‌اند. از این‌رو، اجرای مطالعه‌ی مشابه با ایجاد تغییر در محتوای سؤالات مربوط به مراجع قدرت، می‌تواند به تأیید یا رد نتایج مطالعه‌ی حاضر بیانجامد. همچنین آیتم‌های مربوط به علائم فیزیولوژیک مانند «از اینکه جلوی مردم سرخ شوم ناراحت هستم» نیز در عامل دوم یعنی ترس و اجتناب از انتقاد و شرمساری ادغام شدند. در تبیین این نکته نیز می-توان گفت که احتمالاً در فرهنگ ایرانی، افراد عموماً نسبت به حس شرمساری آگاهی دارند و میان احساس شرمساری و جنبه‌های فیزیولوژیک آن تفکیک قائل نمی‌شوند.

نتیجه‌گیری

در مجموع، مطالعه‌ی حاضر نشان داد که نسخه‌ی دو عاملی پرسشنامه فوبیای اجتماعی در جمعیت دانشجویان ایرانی از ساختار عاملی یکپارچه و ویژگی‌های روانسنجی رضایت‌بخشی برخوردار است؛ لذا بهره‌گیری از این ابزار در مطالعات آینده می‌تواند سبب بهبود دقت نتایج و گسترش دانش بالینی از اختلال اضطراب اجتماعی شود. علی‌رغم یافته‌های ارزشمند این مطالعه، برخی محدودیت‌های آن مانند روش نمونه‌گیری در دسترس که امکان تعمیم نتایج به گروه‌ها و جمعیت‌های دیگر را با

[1]- Johnson, Inderbitzen-Nolan & Anderson

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]

محدودیت مواجه می‌سازد و نیز عدم بررسی روایی واگرای نسخه ایرانی پرسشنامه فوبیای اجتماعی، می‌بایست مد نظر قرار گیرد. همچنین پیشنهاد می‌شود که پژوهشگران با استفاده از این ابزار، نمره‌ی برش قابل اتکا جهت شناسایی افراد مبتلا به اختلال اضطراب اجتماعی تعیین کرده و نقش سازه‌هایی مانند عدم تحمل بلاتکلیفی و اجتناب از تغییر را در تبیین این اختلال مورد بررسی قرار دهند.

سپاسگزاری

مطالعه حاضر مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد بوده و از سوی کمیته اخلاق دانشگاه علوم پزشکی زنجان با کد اخلاق IR.ZUMS.REC.1398.474 مورد تأیید قرار گرفته است. نویسندگان این مقاله قدردانی خود را از معاونت تحقیقات و فناوری دانشگاه علوم پزشکی زنجان و نیز واحد توسعه تحقیقات بالینی مجتمع بیمارستانی امام رضا (ع)- دانشگاه علوم پزشکی کرمانشاه که یاریگر ما در انجام این پژوهش بودند، اعلام می‌دارند. همچنین، از تمامی شرکت‌کنندگان در پژوهش حاضر کمال تشکر و قدردانی را داریم.

References

American Psychiatric Association. (2022). Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth Edition, Text Revision (DSM-5-TR). (5th ed.). American Psychiatric Publishing, Inc. doi:10.1176/appi.books.9780890425787

Antony MM, Coons MJ, McCabe RE, Ashbaugh A, Swinson RP. (2006). Psychometric properties of the social phobia inventory: further evaluation. Behav Res Ther, 44(8), 1177-1185. doi:10.1016/j.brat.2005.08.013

Aunjitsakul W, McGuire N, McLeod HJ, Gumley A. (2021). Candidate Factors Maintaining Social Anxiety in the Context of Psychotic Experiences: A Systematic Review. Schizophr Bull, 47(5), 1218-1242. doi:10.1093/schbul/sbab026

Bangasser DA, Cuarenta A. (2021). Sex differences in anxiety and depression: circuits and mechanisms. Nat Rev Neurosci, 22(11), 674-684. doi:10.1038/s41583-021-00513-0

Brown TA. (2015). Confirmatory factor analysis for applied research (2nd ed.). The Guilford Press.

Carleton RN, Collimore KC, Asmundson GJG, McCabe RE, Rowa K, Antony MM. (2010). SPINning factors: Factor analytic evaluation of the Social Phobia Inventory in clinical and nonclinical undergraduate samples. Journal of Anxiety Disorders, 24(1), 94-101. doi:10.1016/j.janxdis.2009.09.003

Carleton RN, Collimore KC, Asmundson GJG. (2010). "It's not just the judgements—It's that I don't know": Intolerance of uncertainty as a predictor of social anxiety. Journal of Anxiety Disorders, 24(2), 189-195. doi:10.1016/j.janxdis.2009.10.007

Carleton RN, Norton MA, Asmundson GJ. (2007). Fearing the unknown: a short version of the Intolerance of Uncertainty Scale. Journal of Anxiety Disorders, 21(1), 105-117. doi:10.1016/j.janxdis.2006.03.014

Connor KM, Davidson JR, Churchill LE, Sherwood A, Foa E, Weisler RH. (2000). Psychometric properties of the Social Phobia Inventory (SPIN): New self-rating scale. British Journal of Psychiatry, 176(4), 379-386. doi:10.1192/bjp.176.4.379

de Lima Osório F, Crippa JA, Loureiro SR. (2007). A study of the discriminative validity of a screening tool (MINI-SPIN) for social anxiety disorder applied to Brazilian university students. European Psychiatry, 22(4), 239-243. doi:10.1016/j.eurpsy.2007.01.003

Field A. (2013). Discovering statistics using IBM SPSS statistics. Sage Publications, Inc.

Flora D, LaBrish C, Chalmers R. (2012). Old and New Ideas for Data Screening and Assumption Testing for Exploratory and Confirmatory

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]

Factor Analysis. Frontiers in psychology, 3(55). doi:10.3389/fpsyg.2012.00055

Guadagnoli E, Velicer WF. (1988). Relation of sample size to the stability of component patterns. Psychological Bulletin, 103(2), 265-275. doi:10.1037/0033-2909.103.2.265

Guarnera M, Buccheri SL, Castellano S, Di Corrado D, Di Nuovo S. (2019). Social Anxiety and Mental Imagery Processes. Clin Neuropsychiatry, 16(4), 173-181.

Hamidi R, Fekrizadeh Z, Azadbakht M, Garmaroudi G, Taheri Tanjani P, Fathizadeh S, Ghisvandi E. (2015). Validity and reliability Beck Depression Inventory-II among the Iranian elderly Population. Journal of Sabzevar University of Medical Sciences, 22(1), 189-198. (In Persian)

Hassanvand Amouzadeh M. (2015). The standardization of social Social Phobia Inventory (Spin) in nonclinical Iranian samples. Studies in Medical Sciences, 26(1), 17-30. (In Persian)

Hayton JC, Allen DG, Scarpello V. (2004). Factor Retention Decisions in Exploratory Factor Analysis: A Tutorial on Parallel Analysis. Organizational Research Methods, 7(2), 191-205. doi:10.1177/1094428104263675

Heimberg RG, Hofmann SG, Liebowitz MR, Schneier FR, Smits JA, Stein MB, Hinton DE, Craske MG. (2014). Social anxiety disorder in DSM-5. Depress Anxiety, 31(6), 472-479. doi:10.1002/da.22231

Hewitt PL, Norton GR. (1993). The Beck Anxiety Inventory: A psychometric analysis. Psychological Assessment, 5(4), 408-412. doi:10.1037/1040-3590.5.4.408

Howard MC. (2016). A Review of Exploratory Factor Analysis Decisions and Overview of Current Practices: What We Are Doing and How Can We Improve? International Journal of Human–Computer Interaction, 32(1), 51-62. doi:10.1080/10447318.2015.1087664

Johnson HS, Inderbitzen-Nolan HM, Anderson ER. (2006). The Social Phobia Inventory: validity and reliability in an adolescent community sample. Psychol Assess, 18(3), 269-277. doi:10.1037/1040-3590.18.3.269

Jung S, Lee S. (2011). Exploratory factor analysis for small samples. Behavior Research Methods, 43(3), 701-709. doi:10.3758/s13428-011-0077-9

Kessler RC, Avenevoli S, Costello J, Green JG, Gruber MJ, McLaughlin KA, Petukhova M, Sampson NA, Zaslavsky AM, Merikangas KR. (2012). Severity of 12-month DSM-IV disorders in the National Comorbidity Survey Replication Adolescent Supplement. Arch Gen Psychiatry, 69(4), 381-389. doi:10.1001/archgenpsychiatry.2011.1603

Leichsenring F, Leweke F. (2017). Social Anxiety Disorder. N Engl J Med, 376(23), 2255-2264. doi:10.1056/NEJMcp1614701

Li C-H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. Behavior Research Methods, 48(3), 936-949. doi:10.3758/s13428-015-0619-7

Llera SJ, Newman MG. (2017). Development and validation of two measures of emotional contrast avoidance: The contrast avoidance questionnaires. Journal of Anxiety Disorders, 49, 114-127. doi:10.1016/j.janxdis.2017.04.008

Longman RS, Cota AA, Holden RR, Fekken GC. (1989). A regression equation for the parallel analysis criterion in principal components analysis: Mean and 95th percentile eigenvalues. Multivariate Behavioral Research, 24(1), 59-69. doi:10.1207/s15327906mbr2401_4

Mahmoodi M. (2010). A study on the effectiveness of brief psychotherapy focused on metacognition in social phobia, a single-subject design. Journal of Fundamentals of Mental Health, 12(47), 41-630. doi:10.22038/jfmh.2010.1045 (In Persian)

Mortberg E, Jansson Frojmark M. (2019). Psychometric Evaluation of the Social Phobia Inventory and the Mini-Social Phobia Inventory in a Swedish University Student

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]

Sample. Psychol Rep, 122(1), 323-339. doi:10.1177/0033294118755097

Muthen LK, Muthen BO. (2011). Mplus user's guide (6th ed.). Muthen & Muthen.

Nagata T, Nakajima T, Teo AR, Yamada H, Yoshimura C. (2013). Psychometric properties of the Japanese version of the Social Phobia Inventory. Psychiatry Clin Neurosci, 67(3), 160-166. doi:10.1111/pcn.12037

Norouzi M, Michaeli Manee F, Issazadegan A. (2016). The Prevalence of Self-Reported Social Anxiety Disorder on Iranian Students [Research]. Studies in Medical Sciences, 27(2), 155-166. http://umj.umsu.ac.ir/article-1-3381-en.html (In Persian)

O'Connor BP. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and velicer's MAP test. Behav Res Methods Instrum Comput, 32(3), 396-402. doi:10.3758/bf03200807

Radomsky AS, Ashbaugh AR, Saxe ML, Ouimet AJ, Golden ER, Lavoie SL, O'Connor KP. (2006). Psychometric properties of the French and English versions of the Social Phobia Inventory. Canadian Journal of Behavioural Science / Revue canadienne des sciences du comportement, 38(4), 354-360. doi:10.1037/cjbs2006021

Rafiei M, Seifi A. (2013). An Investigation into the Reliability and Validity of Beck Anxiety Inventory among the University Students. Thoughts and Behavior in Clinical Psychology, 8(27), 37-46. (In Persian)

Ranta K, Kaltiala-Heino R, Koivisto AM, Tuomisto MT, Pelkonen M, Marttunen M. (2007). Age and gender differences in social anxiety symptoms during adolescence: the Social Phobia Inventory (SPIN) as a measure. Psychiatry Res, 153(3), 261-270. doi:10.1016/j.psychres.2006.12.006

Rashtbari A, Saed O. (2020). Contrast avoidance model of worry and generalized anxiety disorder: A theoretical perspective. Cogent Psychology, 7(1). doi:10.1080/23311908.2020.1800262

Rashtbari A, Yousefi F, Saed O. (2019). A minireview on the contrast avoidance model of worry and generalized anxiety disorder. Shenakht Journal of Psychology and Psychiatry, 6(4), 37-54. doi:10.29252/shenakht.6.4.37 (In Persian)

Sosic Z, Gieler U, Stangier U. (2008). Screening for social phobia in medical in- and outpatients with the German version of the Social Phobia Inventory (SPIN). J Anxiety Disord, 22(5), 849-859. doi:10.1016/j.janxdis.2007.08.011

Tabachnick BG, Fidell LS. (2007). Using multivariate statistics, 5th ed. Allyn & Bacon/Pearson Education.

Tarka P. (2017). The comparison of estimation methods on the parameter estimates and fit indices in SEM model under 7-point Likert scale. Archives of Data Science, Series A (Online First), 2(1), 16. doi:10.5445/ksp/1000058749/10

Tsai CF, Wang SJ, Juang KD, Fuh JL. (2009). Use of the Chinese (Taiwan) version of the Social Phobia Inventory (SPIN) among early adolescents in rural areas: reliability and validity study. J Chin Med Assoc, 72(8), 422-429. doi:10.1016/s1726-4901(09)70399-5

Upton J. (2013). Beck Depression Inventory (BDI). In M. D. Gellman & J. R. Turner (Eds.), Encyclopedia of Behavioral Medicine (pp. 178-179). Springer New York. doi:10.1007/978-1-4419-1005-9_441

Watkins M. (2000). Monte Carlo PCA for Parallel Analysis. In [Computer Software]. State College, PA: Ed & Psych Associates.

Watkins MW. (2018). Exploratory Factor Analysis: A Guide to Best Practice. Journal of Black Psychology, 44(3), 219-246. doi:10.1177/0095798418771807

White E, Grant D, Kraft J, Taylor D, Deros D, Nagel K, Frosio K. (2020). Psychometric Properties and Prospective Predictive Utility of the Contrast Avoidance Questionnaires. European Journal of Psychological Assessment. doi:10.1027/1015-5759/a000630

Zahrayi T, Yousefi F, Saed O. (2019). Psychometric properties of instruments for assessing intolerance of uncertainty: A Review Study [case report]. Shenakht Journal of Psychology

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]

[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]

[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]

and Psychiatry, 6(2), 116-133. doi:10.29252/shenakht.6.2.116 (In Persian)

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-10]

[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.3.12.7]

[DOI: 10.32598/shenakht.9.3.57]