Recent Innovations in Psychology
ISSN: 3041-8968
Volume 1, Issue 4, Autumn 2024, pages: 44-59
recentpsy.com

Psychometric Properties of Anticipatory and Consummatory Interpersonal Pleasure Scale

Erfan Khorshidian Mianaei*
MSc. Student in Clinical Psychology, Shiraz University, Shiraz. Iran

Abdulaziz Aflakseir
Associate Professor, Department of Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran

Habib Hadianfard
Professor, Department, of Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran

Original Research

Extended Abstract

Introduction

Anhedonia is characterised by a diminished capacity to derive pleasure from activities that were previously enjoyable. The definition of anhedonia is dependent on the experience of pleasure, which encompasses various forms of enjoyment, thus giving rise to the classification of distinct categories of anhedonia (Ho & Sommers, 2013). Within the conceptual framework of anhedonia, a distinction is delineated between physical pleasure and social pleasure (Chapman et al., 1976). Social anhedonia, characterised by a disinterest in social interaction and a marginal pleasure derived from social interactions, is a significant contributor to social dysfunction, often unnoticed by the individual (Chapman et al., 1976). The consequences of social anhedonia are evident in reduced social networks and interactions, leading to social isolation and social withdrawal (Kawpil et al., 2013).

Received: 12 Apr 2024 **Revised**: 30 Apr 2024 **Accepted**: 13 May 2024 **Published online**: 17 May 2024

∗ Corresponding Author: erfankhorshidian96@gmail.com

© 2024 The Author(s). This open access article is distributed under a Creative Commons Attribution (CC BY-NC) license.

DOI: https://doi.org/10.22034/rip.2024.452152.1021

Social anhedonia has been observed in a number of mental health disorders, including schizotypal personality disorder, major depression, bipolar disorder, autism spectrum disorder, anorexia nervosa, bulimia nervosa, and post-traumatic stress disorder (Gandhi et al., 2022; Barkus & Badcock, 2019; Bedwell et al., 2014). Consequently, it can be considered a transdiagnostic symptom. Given the significant role of anhedonia and social anhedonia in mental health issues, it is essential to address this component and examine its impact on these disorders. In this regard, Gooding and Pflum (2014) undertook research that directly addressed the construct of the absence of social hedonism, recognising its significance in psychological disorders. They developed a specific scale to measure social anhedonia, aiming to integrate it into existing instruments and avoid inconsistencies caused by the indirect measurement of this construct using various tools. The culmination of Gooding and Pflum's research endeavours resulted in the formulation of the Anticipatory and Consummatory Interpersonal Pleasure Scale (ACIPS), a comprehensive instrument designed to assess social anhedonia (Gooding et al., 2017). The design of this scale and the construct of social anhedonia clearly demonstrate the importance of this construct in both clinical and general populations. As research on this topic has primarily been conducted outside Iran, the present study sought to establish the validity and reliability of this scale, thus providing a foundation for future investigations in this field.

Method

The present research design was of a correlational nature and for the purposes of validation. The statistical population comprised students from Shiraz University during the 2021-2022 academic year. In the initial phase, 340 individuals were non-randomly selected from the population for exploratory factor analysis. Following satisfactory results from the exploratory analysis, 200 individuals were selected in the subsequent phase for confirmatory factor analysis. The administration of the questionnaires was conducted electronically. Initially, the questionnaire was translated into Persian by psychology experts proficient in English, and then back-translated into English by an English language specialist. Subsequently, it was translated back into Persian for a second time. In the subsequent phase, the items were disseminated to 15 members of the sample. The data were collected using the Anticipatory and Consummatory Interpersonal Pleasure Scale (ACIPS), the Snaith-Hamilton Pleasure Scale (SHAPS), and the Eysenck Personality Questionnaire (EPQ). The analysis was conducted using SPSS version 24, AMOS version 24, and Smart PLS version 3.

Results

The application of exploratory factor analysis, employing principal component analysis with varimax rotation, yielded three factors that collectively accounted for 51% of the variance. Confirmatory factor analysis also demonstrated a satisfactory fit for the three-factor structure (χ^2/df=2.58, GFI=0.90, CFI=0.95, NFI=0.94, RMSEA=0.04, SRMR=0.08). In the convergent validity analysis, the Anticipatory and Consummatory Interpersonal Pleasure Scale (ACIPS) exhibited a significant positive correlation with the Snaith-Hamilton Pleasure Scale (SHAPS) and the extraversion personality trait of the Eysenck Personality Questionnaire (EPQ). Furthermore, the correlation coefficients between the subscales and the total score of the questionnaire were also positive and significant. The reliability of the scale was then assessed

using Cronbach's alpha, divergent validity, and composite reliability methods. The results obtained from these analyses indicated that the Cronbach's alpha level for the entire scale and for the first to third subscales were 0.882, 0.849, 0.780, and 0.520, respectively. Furthermore, the average variance extracted (AVE) value exceeding 0.5 is indicative of favourable convergent validity. The results presented here demonstrate that this value was achieved for all three subscales.

Discussion and Conclusion

The current research aimed to investigate the psychometric properties of the Persian version of the Anticipated and Consummatory Interpersonal Pleasure Scale (ACIPS) among students. The results confirmed a three-factor structure. The Anticipated and Consummatory Interpersonal Pleasure Scale showed a significant positive correlation with the Snaith-Hamilton Pleasure Scale and the extraversion trait of the Eysenck Personality Questionnaire. Reliability assessments conducted using Cronbach's alpha and composite reliability methods indicated suitable reliability for this scale. Overall, the findings of this study suggest that the Persian version of the Anticipated and Consummatory Interpersonal Pleasure Scale has desirable psychometric properties.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines: Completion of the questionnaires by participants was voluntary. The electronic form of the questionnaire included explanations about the research objectives at the beginning. The questionnaires were anonymous, and participants were assured that their information would be available to the researchers.

Funding: This research is a personal study without financial support.

Authors' contribution: The senior authorship was held by the first and second, while the third author acted as the supervisor.

Conflict of interest: The authors declare no conflicts of interest.

Acknowledgments: The authors would like to acknowledge the participants in the study.

Keywords: social anhedonia, interpersonal pleasure, validity, reliability

Citation: Khorshidian Mianaei, E., Aflakseir, A., & Hadianfard, H. (2024). Psychometric Properties of Anticipatory and Consummatory Interpersonal Pleasure Scale. *Recent Innovations in Psychology, 1*(4), 44- 59. https://doi.org/10.22034/rip.2024.452152.1021

نوآوری‌های اخیر در روان‌شناسی
شاپا: ۸۹۶۸-۳۰۴۱
دوره ۱، شماره ۴، پائیز ۱۴۰۳، صفحات ۵۹-۴۴
recentpsy.com

مقاله پژوهشی

ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار

عرفان خورشیدیان میانائی * دانشجوی کارشناسی ارشد روان‌شناسی بالینی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
عبدالعزیز افلاک سیر دانشیار، گروه روان‌شناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
حبیب هادیانفرد استاد، گروه روان‌شناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران

چکیده

فقدان لذت‌جویی اجتماعی موجب می‌شود فرد از ارتباط با دیگران لذت نبرد و به برقراری روابط اجتماعی تمایلی نداشته باشد. به دلیل عدم وجود مقیاس مناسب جهت سنجش فقدان لذت‌جویی اجتماعی در زبان فارسی، هدف پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار در بین دانشجویان بود. در این پژوهش ۵۴۰ نفر از دانشجویان دانشگاه شیراز در سال تحصیلی ۱۴۰۱-۱۴۰۰ شرکت کردند و به مقیاس‌های لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار (ACIPS)، لذت اسنیث و همیلتون (SHAPS) و پرسشنامه شخصیتی آیزنک (EPQ) پاسخ دادند. از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، آلفای کرونباخ، پایایی ترکیبی، روایی همگرا و واگرا برای بررسی روایی و پایایی استفاده شد. نتایج هر دو تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی وجود ساختار سه عاملی را تأیید کردند. ضرایب آلفای کرونباخ برای کل آزمون و سه خرده مقیاس آن به ترتیب ۰/۸۸، ۰/۸۴، ۰/۷۸ و ۰/۵۲ به دست آمد. در بررسی روایی همگرا، همبستگی مقیاس با دو پرسشنامه لذت اسنیث همیلتون r=۰/۴۱ و پرسشنامه شخصیتی آیزنک (سؤالات مربوط به برون‌گرایی) r=۰/۴۵ به دست آمد. در بررسی همسانی درونی نیز همبستگی سه خرده مقیاس با نمره کل به ترتیب ۰/۹۰، ۰/۷۸ و ۰/۵۳ به دست آمد. این یافته‌ها ساختار سه عاملی مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار را تأیید کرد و نشان داد این مقیاس از روایی و پایایی مناسبی برخوردار است و قابلیت استفاده در بین دانشجویان را دارا می‌باشد.

کلیدواژه‌ها: فقدان لذت‌جویی اجتماعی، لذت بین فردی، روایی، پایایی

استناد: خورشیدیان میانائی، عرفان.، افلاک سیر، عبدالعزیز.، و هادیانفرد، حبیب. (۱۴۰۳). ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار. نوآوری های اخیر در روان‌شناسی. *نوآوری‌های اخیر در روان‌شناسی*، ۱ (۴)، ۵۹-۴۴. https://doi.org/10.22034/rip.2024.452152.1021

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۱/۲۴ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۲/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۲/۲۴ انتشار برخط: ۱۴۰۳/۰۲/۲۸

* **نویسنده مسئول:** erfankhorshidian96@gmail.com

مقدمه

فقدان لذت‌جویی[1]، ناتوانی و یا توانایی کاهش‌یافته برای لذت بردن است. ناتوانی و کاهش توانایی در لذت بردن دو مفهوم متفاوت هستند. افراد مبتلا به فقدان لذت‌جویی به هیچ عنوان لذت را تجربه نمی‌کنند. اما توانایی کاهش‌یافته برای لذت بدین معناست که این افراد درجه‌ای از لذت را می‌توانند تجربه کنند ولی نه به‌اندازه دیگران. به بیان دیگر فقدان لذت‌جویی به معنای کاهش توانایی برای لذت بردن از فعالیت‌های لذت‌بخش قبلی است. فقدان لذت‌جویی به تجربه لذت بستگی دارد، بر این اساس دسته‌های مختلفی از فقدان لذت‌جویی وجود دارد (هو و سامرز، ۲۰۱۳). افراد طبیعی نیز دارای درجه‌های مختلف فقدان لذت‌جویی هستند (گریلو، ۲۰۱۲). فقدان لذت‌جویی و کاهش ظرفیت لذت در اختلالاتی مانند افسردگی اساسی (استین، ۲۰۰۸)، اسکیزوفرنی (لامبرت و همکاران، ۲۰۱۸)، اختلالات اضطرابی (ری و همکاران، ۲۰۰۹)، اختلال طیف اوتیسم (نواکک و همکاران، ۲۰۱۶) و پارکینسون (بریدج و کرینگلباچ، ۲۰۱۱) قابل مشاهده است.

احساس لذت و رضایت از ارتباط با انسان‌های دیگر، روابط انسانی را تقویت کرده و به سلامت جسمی و روانی افراد کمک می‌کند (تویتس، ۲۰۱۱). در مفهوم فقدان لذت‌جویی، تمایز بین لذت جسمی (مانند لذت خوردن، لمس کردن و بوییدن) و لذت اجتماعی (اشاره به لذت برقراری ارتباط با دیگران) مشخص شده است (چاپمن و همکاران، ۱۹۷۶). اختلال در عملکرد اجتماعی توسط فقدان لذت‌جویی اجتماعی[2] به وجود می‌آید. فقدان لذت‌جویی اجتماعی، به‌عنوان بی‌علاقگی در ارتباط اجتماعی و لذت ناچیز ناشی از تماس اجتماعی تعریف می‌شود؛ که به‌طور معمول منجر به کاهش تعاملات فرد می‌شود. سطوح بالای فقدان لذت‌جویی اجتماعی پیامدهای رفتاری از قبیل انزوا و کناره‌گیری اجتماعی دارد. فقدان لذت‌جویی اجتماعی یک نیاز کاهش‌یافته به تعلق را نشان می‌دهد. فقدان لذت‌جویی اجتماعی نشان‌دهنده انگیزه ضعیف برای برقراری ارتباط با دیگران است (کاپیل و همکاران، ۲۰۱۳). فقدان لذت‌جویی اجتماعی در اختلال افسردگی اساسی، دوقطبی، طیف اوتیسم، بی‌اشتهایی عصبی، پرخوری عصبی و اختلال استرس پس از سانحه مشاهده شده است و می‌توان آن را به‌عنوان یک علامت فراتشخیصی در نظر گرفت (بارکوس و بادکوک، ۲۰۱۹؛ گاندهی و همکاران، ۲۰۲۲). فقدان لذت‌جویی اجتماعی در جمعیت غیربالینی نیز موجب بروز مشکلاتی می‌شود (کیزر و همکاران، ۲۰۱۱). سطح بالای فقدان لذت‌جویی اجتماعی می‌تواند یک عامل خطر مهم برای آسیب‌شناسی روانی در آینده باشد (هوران و همکاران، ۲۰۰۶). به‌عنوان مثال، جوانان در معرض خطر افسردگی، پاسخ عصبی ضعیفی به پاداش‌های اجتماعی نشان می‌دهند (الینو و همکاران، ۲۰۱۵) که می‌تواند نشان‌دهنده نقش سبب‌شناختی فقدان لذت‌جویی اجتماعی در ایجاد افسردگی باشد.

با توجه به اهمیت نقش فقدان لذت‌جویی و فقدان لذت‌جویی اجتماعی در مشکلات مربوط به سلامت روان پرداختن به این مؤلفه و بررسی چگونگی تأثیر آن بر این اختلالات حائز اهمیت است. در این راستا تا به امروز، چند ابزار خودگزارشی طراحی و مورداستفاده قرار گرفته‌اند. از این جمله می‌توان به مقیاس تجدیدنظر شده فقدان لذت‌جویی اجتماعی[3] (اکبلاد و همکاران، ۱۹۸۲)، مقیاس فقدان لذت‌جویی فیزیکی تجدیدنظر شده[4] (چاپمن و

1. anhedonia
2. social anhedonia
3. revised social anhedonia scale
4. revised physical anhedonia scale

همکاران، ۱۹۷۶) و مقیاس لذت اسنیث-همیلتون[1] (اسنیث و همکاران، ۱۹۹۵) و مقیاس تجربه زمانی لذت[2] (گارد و همکاران، ۲۰۰۶) اشاره کرد. هیچ یک از بین مقیاس‌های ذکر شده، فقدان لذت‌جویی اجتماعی را به‌طور اختصاصی مورد بررسی قرار نمی‌دهند. از طرفی تعداد گویه‌های بالا در مقیاس فقدان لذت‌جویی فیزیکی تجدید نظر شده (چاپمن و همکاران، ۱۹۷۶) می‌تواند دلیلی بر عدم علاقه پژوهشگران برای استفاده از آن باشد (فرانکن و همکاران، ۲۰۰۷). همچنین مقیاس لذت اسنیث همیلتون (اسنیث و همکاران، ۱۹۹۵) عمدتاً در بین بیماران دارای اختلال افسردگی استفاده شده و موقعیت‌های مطرح شده در گویه‌های این آزمون به موقعیت‌های فرضی محدود می‌شود (لوندال و همکاران، ۲۰۰۶). مزیت عمده مقیاس تجربه زمانی لذت (گارد و همکاران، ۲۰۰۶) تعداد گویه‌های کم آن و پرداختن به تجربه لذت از دو جنبه انتظاری و نهایی است. اما نقطه ضعف اصلی این مقیاس این است که جنبه‌های اجتماعی و بین فردی تجربه لذت به‌طور دقیق مورد ارزیابی قرار نمی‌گیرد (گودینگ و فلوم، ۲۰۱۴).

در این جهت گودینگ و فلوم (۲۰۱۴) به طراحی یک مقیاس اندازه‌گیری اختصاصی برای فقدان لذت‌جویی اجتماعی پرداختند تا بتوانند از این طریق ابزارهای سنجش در این حوزه را یکپارچه کرده و از ناهماهنگی‌های حاصل از استفاده از ابزارهای متفاوت، که عموماً به سنجش غیرمستقیم فقدان لذت‌جویی اجتماعی می‌پردازند، جلوگیری کنند. آنان مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار[3] (ACIPS) را ارائه کردند. این مقیاس یک معیار غیرمستقیم برای سنجش فقدان لذت‌جویی اجتماعی است که می‌تواند برای ارزیابی سازه فقدان لذت‌جویی اجتماعی در جمعیت بالینی و همچنین جمعیت عمومی استفاده شود (گودینگ و همکاران، ۲۰۱۷). این مقیاس دو جنبه انتظاری و نهایی لذت ارتباط بین فردی را مورد بررسی قرار می‌دهد. لذت انتظاری به معنای حس خواستن و رفتار معطوف به هدف است و لذت نهایی مرتبط با حل و فصل و ارضای یک میل است و رابطه نزدیکی با سیری و اقناع دارد. مطالعات عصبی زیستی نیز تمایز بین لذت مورد انتظار و لذت نهایی را نشان می‌دهند (ژانگ و همکاران، ۲۰۰۹).

در مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار (ACIPS) سعی شده است تا اصطلاحات و مفاهیم مرتبط با ارتباط افراد با یکدیگر به‌روزرسانی شده و از اصطلاحات و موقعیت‌های جدیدتری استفاده شود. ساختار این مقیاس به شکل پیوستار تعریف شده و از ظرفیت عادی برای لذت بردن از روابط بین فردی و تماس اجتماعی گرفته تا ظرفیت آسیب‌شناختی پایین، که با بی‌تفاوتی نسبت به صمیمیت و نیاز به ارتباط با دیگران و همچنین بیزاری از روابط اجتماعی است، را پوشش می‌دهد. همچنین محتوای این مقیاس می‌تواند برای افراد زیر ۱۸ سال نیز مناسب باشد (گودینگ و فلوم، ۲۰۱۴). مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار (ACIPS) به زبان‌های اسپانیایی، چینی، فرانسوی، پرتغالی، دانمارکی و پرتغالی آمریکای لاتین ترجمه و هنجاریابی شده است. برای مثال چان و همکاران (۲۰۱۶) مقیاس را در جامعه چین هنجاریابی کردند. گودینگ و همکاران (۲۰۱۶) نیز در جمعیت اسپانیایی همسانی درونی بالایی را گزارش کردند.

از آنجا که سازه فقدان لذت‌جویی اجتماعی در جمعیت بالینی و عمومی قابل طرح است و مطالعات انجام شده در این زمینه محدود به مطالعات خارج از کشور است و تاکنون ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس مربوط به

1. Snaith-Hamilton pleasure scale
2. temporal experience of pleasure scale
3. Anticipatory and consummatory interpersonal pleasure scale (ACIPS)

مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار (ACIPS) در جامعه ایرانی مورد مطالعه قرار نگرفته است و ابزارهای موجود در این زمینه محدود به سازه‌هایی است که فقدان لذت‌جویی اجتماعی را به‌صورت مستقیم مورد بررسی قرار نمی‌دهند؛ پژوهش حاضر با هدف تعیین روایی و پایایی این مقیاس و ایجاد امکان پژوهش در این زمینه انجام شد.

روش

طرح پژوهش حاضر همبستگی و اعتباریابی آزمون بود. جامعه آماری شامل دانشجویان دانشگاه شیراز در سال تحصیلی ۱۴۰۱-۱۴۰۰ به تعداد تقریبی ۱۶۶۰۰ نفر بودند. حجم نمونه پژوهش حاضر در مرحله اول بنا بر پیشنهاد کامری و لی (۱۹۹۲) که حجم نمونه حداقل ۳۰۰ نفر را برای مطالعات تحلیل عاملی اکتشافی مناسب دانستند، با در نظر گرفتن احتمال ریزش نفرات ۳۴۰ نفر تعیین شد. در ادامه جهت بررسی تحلیل عاملی تأییدی، ۲۰۰ نفر انتخاب شدند. نمونه‌گیری به روش غیرتصادفی در دسترس انجام شد. معیار ورود به پژوهش عبارت بود از عدم وجود سابقه بستری به دلیل مشکلات روان‌شناختی و معیارهای خروج عبارت بودند از عدم تکمیل بیش از ده درصد عبارت‌های پرسشنامه‌ها بود. اجرای پرسشنامه‌ها به صورت الکترونیکی انجام شد. گردآوری داده‌ها با ابزارهای زیر صورت گرفت:

مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار (ACIPS): این پرسشنامه توسط گودینگ و فلوم (۲۰۱۴) تدوین شد. این مقیاس دارای ۱۷ گویه است که در طیف لیکرت شش درجه‌ای از در مورد من کاملاً نادرست است (۱) تا در مورد من کاملاً درست است (۶) نمره‌گذاری می‌شوند. درنهایت مجموع نمرات محاسبه می‌شود و نمره بالاتر نشان‌دهنده لذت‌جویی اجتماعی بیشتر است. در مطالعه اصلی برای این مقیاس سه عامل تعاملات اجتماعی صمیمی[1]، تعاملات اجتماعی گروهی[2] و پیوندهای اجتماعی[3] به دست آمده است. این مقیاس با افسردگی و تجربه زمانی لذت همبستگی مناسبی را نشان داده است. آلفای کرونباخ نیز ۰/۸۶ گزارش شده است.

مقیاس لذت اسنیث و همیلتون[4] (SHAPS): این مقیاس که توسط اسنیث و همیلتون (۱۹۹۵) تدوین شده است دارای ۱۴ گویه است. نمره‌گذاری این مقیاس در طیف لیکرت پنج درجه‌ای از کاملاً مخالفم (۱) تا کاملاً موافقم (۵) صورت می‌گیرد. نمره بالا نشان‌دهنده ظرفیت بالای لذت‌جویی است. این پرسشنامه دارای چهار خرده مقیاس لذت از تعاملات اجتماعی، لذت از تجربیات حسی، لذت از تفریح و سرگرمی و لذت از خوردن و آشامیدن است. پایایی این مقیاس به روش دونیمه کردن ۰/۷۴ و به روش آلفای کرونباخ ۰/۸۵ گزارش شده است (سانتاگل و همکاران، ۲۰۱۶). سیادتیان و قمرانی (۱۳۹۲) روایی محتوایی مقیاس را از نظر متخصصان مطلوب گزارش کردند. آنان آلفای کرونباخ ۰/۸۶ را برای کل مقیاس و ضرایب ۰/۵۰ تا ۰/۷۹ را برای خرده‌مقیاس‌ها گزارش کردند.

پرسشنامه شخصیتی آیزنک[5] (EPQ): این پرسشنامه توسط آیزنک و آیزنک (۱۹۹۳) تدوین شده و دارای ۴۸ سؤال است که سه بعد شخصیتی روان رنجورخویی، برون‌گرایی- درون‌گرایی و روان‌پریشی را می‌سنجد.

1. Intimate social interactions
2. Group social interactions
3. Social bonding
4. Snaith - hamilton pleasure scale
5. the Eysenck Personality Questionnaire (EPQ)

نمره‌گذاری به صورت بلی (۱) یا خیر (صفر) صورت می‌گیرد. حداقل و حداکثر نمره برای هر یک از سه بعد شخصیتی از دامنه ۰ تا ۱۲ متغیر است. نقطه برش پرسشنامه حاضر نمره ۱۲ است. در صورتی که فرد نمره زیر ۱۲ کسب کند در طیف درون‌گرا و اگر نمره بالاتر از ۱۲ کسب کند در طیف برون‌گرا قرار می‌گیرد (یوسفی و ملاعلیزاده، ۱۳۹۳). در مطالعه اصلی ضریب آلفای کرونباخ برای مؤلفه برون‌گرایی و درون‌گرایی و روان رنجور خویی از ۰/۷۹ تا ۰/۸۵ و مؤلفه روان‌پریشی از ۰/۶۸ تا ۰/۷۴ به دست آمده است. مقصودلو و همکاران (۱۳۹۵) پایایی بازآزمایی برای مؤلفه‌های روان‌پریشی، برون‌گرایی و درون‌گرایی و روان رنجور خویی را به ترتیب ۰/۷۲، ۰/۹۲ و ۰/۸۹ به دست آوردند. در این پژوهش تنها از بعد برون‌گرایی استفاده شد.

در فرایند اجرا در ابتدا مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار (ACIPS) توسط یک نفر متخصص روان‌شناسی مسلط به زبان انگلیسی به فارسی ترجمه شد و سپس توسط یک دانشجوی دکتری زبان و ادبیات انگلیسی، که از قبل با این مقیاس برخوردی نداشت، به انگلیسی ترجمه و برای بار دوم به فارسی برگردانده شد. درنهایت توسط دو نفر از اعضای هیأت علمی در رشته روان‌شناسی، برای رفع ابهام احتمالی مورد بررسی بیشتر قرار گرفت. سپس گویه‌ها در اختیار ۱۵ نفر از اعضای نمونه قرار گرفت. نهایتاً این مقیاس به همراه پرسشنامه‌های دیگر به‌صورت یک لینک الکترونیکی در دسترس شرکت کنندگان قرار گرفت. جهت اینکه نمونه مورد بررسی معرف جامعه مورد نظر باشد، لینک مربوط به پرسشنامه‌ها در گروه‌های کلاسی مربوط به رشته‌ها و مقاطع مختلف تحصیلی در فضای مجازی در اختیار دانشجویان دانشگاه شیراز قرار گرفت. قابل ذکر است که توضیحات لازم در مورد شیوه‌ی تکمیل پرسشنامه، رضایت آگاهانه و حفظ حریم خصوصی پاسخ‌دهندگان در ابتدای پرسشنامه‌ها ذکر شد.

در تجزیه و تحلیل داده‌ها از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی استفاده شد. همچنین روایی سازه همگرا از طریق روش مقدار میانگین واریانس استخراج شده[1] (AVE) بررسی شد. در بررسی روایی ملاکی ضرایب همبستگی با مقیاس لذت اسنیث و همیلتون (۱۹۹۵) و ویژگی شخصیتی برون‌گرایی پرسشنامه شخصیتی آیزنک (آیزنک و آیزنک، ۱۹۹۳) بررسی شد. در بررسی همسانی درونی همبستگی خرده مقیاس‌ها با نمره کل مورد بررسی قرار گرفت. پایایی نیز با استفاده از روش آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی[2] (CR) ارزیابی شد. در نهایت روایی واگرای سازه برای مقیاس مورد بررسی قرار گرفت. جهت تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۴، AMOS نسخه ۲۴ و SmartPLS نسخه ۳ استفاده شد.

یافته‌ها

توصیف جمعیت شناختی نشان داد که ۲۱۰ نفر (۳۸/۹ درصد) شرکت کنندگان مرد و ۳۳۰ نفر (۶۱/۱ درصد) زن بودند. از نظر میزان تحصیلات ۲۰ نفر (۳/۸ درصد) دانشجوی کاردانی، ۲۶۲ نفر (۴۸/۵ درصد) دانشجوی کارشناسی، ۲۳۵ نفر (۴۳/۵ درصد) دانشجوی کارشناسی ارشد و ۲۳ نفر (۴/۲ درصد) دانشجوی دکتری بودند.

پیش از تحلیل عاملی اکتشافی، مناسب بودن عبارت‌های آزمون برای تحلیل عاملی با استفاده از شاخص همبستگی نمره‌های هر عبارت با نمره کل تصحیح شده[3] (استینر و همکاران، ۲۰۲۴) بررسی شد. این بررسی نشان

1. average variance extracted (AVE)
2. composit reliability (CR)
3. Corrected item total correlation

داد که تمام عبارت‌ها از همبستگی مناسبی با نمره کل تصحیح شده (≥/۲۰) برخوردار هستند. همچنین شاخص کفایت نمونه‌برداری کیزر-میر-الکین[1](KMO) برابر با ۰/۹۰ بود. بر اساس آزمون بارتلت[2] نیز ماتریس همبستگی دارای اطلاعات معنی‌دار بوده و شرایط برای انجام تحلیل عاملی وجود داشت. تحلیل اولیه سه عامل با ارزش ویژه بزرگتر از یک را نشان داد و نمودار سنگ‌ریزه‌ای از آن حمایت می‌کرد. بر این اساس تحلیل مولفه‌های اصلی با چرخش واریمکس انجام شد. نتایج این تحلیل در جدول ۱ آورده شده است.

جدول ۱. نتایج تحلیل مؤلفه اصلی مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار

گویه‌ها	عامل اول	عامل دوم	عامل سوم
۱. زمانی که در مسیر رفتن به یک مهمانی و یا دور همی هستم، مشتاق دیدن دیگران هستم		۰/۷۴	
۲. از دیدن عکس‌های دوستان و خانواده‌ام لذت می‌برم		۰/۵۶	
۳. من اشتیاقی برای دور همی‌ها و مهمانی‌های خانوادگی ندارم		۰/۷۱	
۴. از شوخی و صحبت با یک دوست یا همکار لذت می‌برم	۰/۵۱		
۵. صرف یک غذای خوب با فردی که با او احساس نزدیکی دارید همیشه مزه بهتری دارد	۰/۵۲		
۶. زمانی که دیگران برای سلام و احوال‌پرسی با من تماس می‌گیرند و یا پیام می‌دهند را دوست دارم		۰/۶۰	
۷. وقتی اتفاق خوبی برای من می‌افتد، نمی‌توانم برای به اشتراک گذاشتن آن با دیگران صبر کنم			۰/۸۵
۸. اگر متوجه وجودگروهی شوم که دارای علایق مشابه با من هستند، علاقه‌مند به عضویت در آن هستم			۰/۶۶
۹.از تماشای فیلم‌هایی که در مورد دوستی یا روابط هستند به همراه دوستانم لذت می‌برم		۰/۴۶	
۱۰. فکر می‌کنم که رفتن به تعطیلات با یک دوست یا کسی که دوستش دارم لذت‌بخش خواهد بود	۰/۷۰		
۱۱. از دعوت شدن به دورهمی‌ها به همراه دیگران بعد از دانشگاه و یا کار استقبال می‌کنم	۰/۵۹		
۱۲. وقتی دوست یا شخصی که به او علاقه دارم را بعد از مدتی می‌بینم خوشحال می‌شوم	۰/۶۹		
۱۳. از شرکت در فعالیت‌های گروهی مانند شرکت در مسابقات ورزشی یا کنسرت با دوستانم لذت می‌برم	۰/۶۸		
۱۴. مشتاق تماشای برنامه‌های تلویزیونی مورد علاقه‌ام با دوستانم هستم	۰/۵۳		
۱۵. وقتی‌دوستی‌که‌مدتی‌است‌اوراندیده‌ام‌برای‌هماهنگ‌کردن‌یک‌دورهمی‌بامن‌تماس‌می‌گیرد، هیجان‌زده می‌شوم	۰/۶۳		
۱۶. صحبت کردن با دیگران را وقتی دریک صف منتظر هستم دوست دارم		۰/۷۰	
۱۷. زمان‌هایی را که من و دوستم می‌توانیم درمورد چیزهای مهم صحبت کنیم را دوست دارم	۰/۷۰		

بر اساس نتایج جدول ۱، تمامی گویه‌های مقیاس از بار عاملی قابل قبول حداقل ۰/۳۲ (تاباکنیک و همکاران، ۲۰۱۳) برخوردار هستند. ۱۷ گویه‌ی مقیاس حاضر به سه عامل تقسیم شدند که در مجموع ۵۱/۰۰ درصد از واریانس را به خود اختصاص داده‌اند. عامل اول با ارزش ویژه برابر با ۶/۰۵ و ۹ گویه، ۳۵/۶۱ درصد از واریانس را تبیین می‌کرد. عامل دوم نیز با ارزش ویژه با ۱/۴۷ و ۶ گویه، ۸/۶۴ درصد از واریانس را تبیین می‌کرد. درنهایت عامل سوم با ارزش ویژه برابر با ۱/۱۴ و ۲ گویه ۶/۷۳ درصد از واریانس را تبیین می‌کرد. با توجه به اینکه عامل اول در نسخه فارسی، سؤالاتی را در برگرفته است که عمدتاً رابطه فرد با دوستانش و افراد صمیمی و لذت ناشی از این پیوند را مورد بررسی قرار می‌دهد، می‌توان به پیروی از نسخه اصلی (گودینگ و فلوم، ۲۰۱۴) این عامل را «تعاملات اجتماعی صمیمی» نام‌گذاری کرد. همچنین عامل دوم را که تعاملات فرد با افراد غیر صمیمی را مورد بررسی قرار می‌دهد، می‌توان به پیروی از نسخه چینی (چان و همکاران، ۲۰۱۶) که به نتیجه مشابهی دست یافتند،

1. Kaiser-meyer-olkin (KMO)
2. Bartlett's sphericity

«تعاملات اجتماعی عمومی» نامید. در نهایت عامل سوم که لذت حاصل از ارتباط و پیوند در زمینه علایق و تجربیات مشترک را شامل می‌شود می‌توان به پیروی از نسخه اصلی(گودینگ و فلوم، ۲۰۱۴) «پیوند اجتماعی» نامید.

در ادامه به بررسی روایی عاملی تأییدی پرداخته شد. شاخص‌های برازندگی ساختار سه عاملی در سطح مطلوبی قرار داشت (χ^2/df=۲/۵۸، GFI=۰/۹۰، CFI=۰/۹۵، NFI=۰/۹۴، RMSEA=۰/۰۴). بارهای عاملی استاندارد شده تمامی عبارت‌ها (جدول ۲) بالاتر از ۰/۵۰ بودند.

جدول ۲. بارهای عاملی تأییدی مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار

عوامل	گویه‌ها	ضرایب استاندارد نشده	ضریب مسیر ضرایب استاندارد شده
تعاملات اجتماعی صمیمی	۴	۰/۸۱	۰/۵۳
	۵	۰/۸۳	۰/۵۴
	۱۰	۰/۷۶	۰/۵۲
	۱۱	۱/۶۸	۰/۷۲
	۱۲	۱/۰۱	۰/۶۳
	۱۳	۱/۴۳	۰/۶۹
	۱۴	۱/۸۵	۰/۶۳
	۱۵	۱/۷۷	۰/۷۷
	۱۷	۱/۰۰	۰/۶۴
تعاملات اجتماعی عمومی	۱	۰/۹۱	۰/۶۲
	۲	۰/۸۵	۰/۶۵
	۳	۰/۹۶	۰/۵۱
	۶	۱/۶۶	۰/۶۴
	۹	۱/۰۲	۰/۶۲
	۱۶	۱/۰۰	۰/۵۷
پیوند اجتماعی	۷	۱/۰۱	۰/۵۰
	۸	۱/۰۰	۰/۷۰

در بررسی روایی همگرای و واگرای سازه و پایایی ترکیبی (CR) جدول ۳ نشان می‌دهد که مقدار میانگین واریانس استخراج شده (AVE) بالای ۰/۵۰ بوده و روایی همگرای مطلوبی وجود دارد. همچنین مقادیر پایایی ترکیبی بالاتر از ۰/۷۰ بوده و از مقادیر AVE بالاتر هستند و شرط برقراری پایایی ترکیبی برقرار است. جهت بررسی روایی واگرا از روش روایی یگانه–دوگانه[1] (HTMT) که توسط هنسلر و همکاران (۲۰۱۵) معرفی شد، استفاده شد. چون مقادیر گزارش‌شده پایین‌تر از ۰/۹۰ هستند، می‌توان گفت روایی واگرا در سطح مناسبی قرار دارد.

1. Heterotrait-Monotrait ratio of correlations (HTMT)

جدول ۳. بررسی روایی همگرا، واگرا و پایایی ترکیبی

عامل	آلفای کرونباخ	AVE	پایایی ترکیبی	HTMT		
				۱	۲	۳
۱. تعاملات اجتماعی صمیمی	۰/۸۵	۰/۵۱	۰/۸۸	–		
۲. تعاملات اجتماعی عمومی	۰/۷۸	۰/۵۳	۰/۸۴	۰/۷۶	–	
۳. پیوند اجتماعی	۰/۵۳	۰/۶۷	۰/۸۰	۰/۵۷	۰/۵۱	–
۴. نمره کل لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار	۰/۸۸	–	–	–	–	–

بر اساس نتایج جدول ۳، آلفای کرونباخ کل مقیاس و همچنین خرده مقیاس‌های تعاملات اجتماعی صمیمی و تعاملات اجتماعی عمومی به ترتیب ۰/۸۸، ۰/۸۵ و ۰/۷۸ بوده و نشان‌دهنده پایایی مطلوب است. اما آلفای کرونباخ پیوند اجتماعی کمتر از میزان قابل قبول (۰/۷۰) است. از آنجا که آلفای کرونباخ تحت تأثیر طول مقیاس است، این احتمال وجود دارد که میزان پایین ضریب آلفای کرونباخ، به دلیل کم بودن تعداد عبارت‌های عامل سوم باشد. به همین دلیل به توصیه کاکس و فرگوسن (۱۹۹۴) جهت اطمینان از پایایی این عامل، میانگین همبستگی بین عبارت‌ها که مستقل از طول مقیاس است، برای این عامل محاسبه شد. نتایج این محاسبه نشان داد که میانگین همبستگی بین گویه‌ها در این عامل، ۰/۳۶ است که در دامنه قابل قبولی بین ۰/۲۰ تا ۰/۴۰ قرار دارد. بررسی همبستگی خرده‌مقیاس‌ها و نمره کل مقیاس در جدول ۴ آورده شده و حاکی از همسانی درونی مناسب مقیاس است.

جدول ۴. ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش

متغیر	۱	۲	۳
۱. تعاملات اجتماعی صمیمی	۱		
۲. تعاملات اجتماعی عمومی	۰/۴۱	۱	
۳. پیوند اجتماعی	۰/۳۶	۰/۳۳	۱
۴. نمره کل بین فردی نهایی و مورد انتظار	۰/۹۰	۰/۷۸	۰/۵۳

* تمامی ضرایب در سطح کوچکتر از ۰/۰۱ معنادار بودند.

در نهایت به‌منظور بررسی روایی همگرای نسخه فارسی مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار، همبستگی آن با مقیاس لذت اسنیث و همیلتون (۱۹۹۵) و ویژگی شخصیتی برون‌گرایی پرسشنامه شخصیتی آیزنک (آیزنک و آیزنک، ۱۹۹۳) بررسی شد. نتایج نشان داد که نمره کل مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار با مقیاس لذت اسنیث و همیلتون (۱۹۹۵) r=۰/۴۱ و ویژگی شخصیتی برون‌گرایی r=۰/۴۵ رابطه مثبت و معناداری دارد (P<۰/۰۱).

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی ساختار عاملی و ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار (ACIPS) در جمعیت بزرگسال ایرانی انجام شد. تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی حاکی از وجود سه عامل «تعاملات اجتماعی صمیمی»، «تعاملات اجتماعی عمومی» و «پیوند اجتماعی» بود که در مجموع ۵۱/۰۰ درصد از واریانس کل پرسشنامه را تبیین می‌کردند. ساختار به‌دست‌آمده برای مقیاس حاضر دارای شباهت‌ها و تفاوت‌هایی با مقیاس اصلی و مقیاس‌های غیرانگلیسی زبان بود. نتایج پژوهش حاضر با پژوهش گودینگ و فلوم

(۲۰۱۴) همسو بوده که نسخه سه عاملی را مورد تائید قرار دادند. همچنین در نسخه‌های غیرانگلیسی زبان، نسخه فرانسوی (چایکس و همکاران، ۲۰۱۷) و اسپانیایی (مارتین و همکاران، ۲۰۱۶) نیز سه عامل را برای این مقیاس تائید کردند و تنها نسخه چینی (چان و همکاران، ۲۰۱۶) این مقیاس ساختاری ۴ عاملی را پیشنهاد داد. مقیاس حاضر که در جمعیت ایرانی هنجاریابی شده است در عامل تعاملات اجتماعی صمیمی و تعاملات اجتماعی عمومی با نسخه چینی یکسان است. ساختار حاضر در تعداد عامل‌ها با نسخه‌های پیشین شباهت دارد اما تعدادی از سؤالاتی که به هر عامل اختصاص داده می‌شود، با نسخه‌های غیرفارسی متفاوت است. مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار (ACIPS) در عامل اول تنها در سؤالات ۱۰، ۱۴ و ۱۷ با مقیاس اصلی یکسان بود. علت تفاوت ایجاد شده در گویه‌های این عامل می‌تواند به این دلیل باشد که در فرهنگ ایران صمیمت با افراد دیگر غیر از خانواده و دوستان نزدیک، به مفهوم صرفاً دوستی و آشنایی است و سؤالاتی که مربوط به همکاران و افراد غریبه است در این عامل جایی ندارد. در حالی‌که در مقیاس انگلیسی سؤالات مربوط به همکاران در عامل صمیمیت جای گرفته است. در مقابل تمامی گویه‌های مربوط به عامل اول در مقیاس فارسی با گویه‌های عامل اول در مقیاس اسپانیایی یکسان است. درنهایت به پیروی از نسخه اصلی (گودینگ و فلوم، ۲۰۱۴) و نسخه اسپانیایی (مارتین و همکاران، ۲۰۱۶)، این عامل تعاملات اجتماعی صمیمی نام‌گذاری شد. در عامل دوم نیز مقیاس حاضر تنها در گویه ۱ با مقیاس اصلی یکسان است. در مقیاس اصلی عامل دوم تعاملات با گروه نام‌گذاری شده و سؤالاتی را در برمی‌گیرد که مربوط به فعالیت‌های گروهی است. با توجه به اینکه در مقیاس حاضر صرفاً سؤالات مربوط به گروه و تعاملات گروهی در عامل دوم جای نگرفته است، این عامل با عنوان دیگری نام‌گذاری شده است. عامل دوم در گویه‌های ۱، ۲ و ۶ با مقیاس چینی یکسان است. اما علاوه بر آن شامل سه گویه ۳، ۹ و ۱۶ است. دلیل این موضوع را می‌توان در اختلاف فرهنگی دو جامعه ایران و چین جست‌وجو کرد. درنهایت این عامل به پیروی از نسخه چینی (چان و همکاران، ۲۰۱۶) تعاملات اجتماعی عمومی نام‌گذاری شد. درنهایت عامل سوم در مقیاس فارسی تنها شامل گویه‌های ۷ و ۸ می‌شود که گویه ۸ با مقیاس اصلی مشترک است. دلیل اینکه گویه ۷ (وقتی اتفاق خوبی برای من می‌افتد، نمی‌توانم برای به اشتراک گذاشتن آن با دیگران صبر کنم.) در عامل سوم جای گرفته می‌تواند این باشد که توضیح اتفاقات مثبتی که رخ داده برای دیگران می‌تواند موجب تجربه مشترک خوشایند در ما و شخص مقابل شود. درنهایت عامل سوم به پیروی از نسخه اصلی (گودینگ و فلوم، ۲۰۱۴) پیوند اجتماعی نام‌گذاری شد.

نتایج مربوط به بررسی پایایی که با دو روش آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی مورد بررسی قرار گرفت نشان‌دهنده پایایی مناسب این مقیاس بوده است. همچنین آلفای کرونباخ مربوط به خرده مقیاس‌ها، به غیر از عامل سوم به دلیل تعداد پایین گویه‌ها مناسب گزارش شده است. این نتایج با پژوهش‌های گذشته (گودینگ و فلوم، ۲۰۱۴؛ گودینگ و همکاران، ۲۰۱۶؛ چان و همکاران، ۲۰۱۶؛ چایکس و همکاران، ۲۰۱۷) همسو بوده است

جهت بررسی روایی همگرای نسخه فارسی مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار، همبستگی آن با پرسشنامه لذت اسنیث و همیلتون(۱۹۹۵) و بعد برون‌گرایی پرسشنامه ویژگی شخصیتی آیزنک (آیزنک و آیزنک، ۱۹۹۳) محاسبه شد. در مطالعات پیشین عمدتاً همبستگی این مقیاس با مقیاس تجربه زمانی لذت مورد بررسی قرار گرفته است (گودینگ و فلوم، ۲۰۱۴؛ گودینگ و همکاران، ۲۰۱۶؛ چایکس و همکاران، ۲۰۱۷). با توجه به اینکه پرسشنامه لذت اسنیث و همیلتون (۱۹۹۵) سازه مشابه با مقیاس حاضر را می‌سنجد می‌توان از این پرسشنامه در این جهت استفاده نمود. همچنین همبستگی بالای این مقیاس با مقیاس تجربه زمانی لذت در

مطالعات پیشین گزارش‌شده است (ژانگ و همکاران، ۲۰۲۱). بررسی ارتباط همگرای دو مقیاس لذت اسنیث همیلتون (۱۹۹۵) و مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار، نشان‌دهنده همبستگی مناسب بین این دو مقیاس بود و یافته‌های حاضر با پژوهش‌های پیشین در یک راستا قرار دارد (گودینگ و فلوم، ۲۰۱۴؛ چان و همکاران، ۲۰۱۶؛ گودینگ و همکاران، ۲۰۱۶). با وجود اینکه فقدان لذت‌جویی اجتماعی و ویژگی شخصیتی درون‌گرایی دو مفهوم بسیار نزدیک به هم هستند اما از یکدیگر مستقل هستند (مارتین و همکاران، ۲۰۱۶). با توجه به ارتباط بسیار نزدیک این دو مفهوم و ارتباط آن‌ها که در پژوهش‌های متعددی (واتسون و همکاران، ۲۰۱۵؛ گودینگ و همکاران، ۲۰۱۷) مورد تائید قرار گرفت، ارتباط این دو مؤلفه جهت تائید روایی همگرای مقیاس حاضر مورد بررسی قرار گرفت. نتایج با تحقیقات گذشته همسو بوده و همبستگی بالایی بین این دو مؤلفه به دست آمد.

درمجموع یافته‌های مطالعه حاضر حاکی از ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوب نسخه فارسی مقیاس لذت بین فردی نهایی و مورد انتظار (ACIPS) بود. بر این اساس این مقیاس قابلیت به‌کارگیری در پژوهش‌های داخلی را دارد. از این مقیاس می‌توان برای بررسی ویژگی فقدان لذت‌جویی اجتماعی در سبب‌شناسی و تداوم طیف گسترده‌ای از اختلالات روان‌شناختی مانند اختلال افسردگی، اختلالات اعتیادی، اختلال شخصیت اسکیزوئید و اختلالات طیف اسکیزوفرنی استفاده کرد. این مقیاس برای اهداف غربالگری، جهت شناسایی افراد در معرض خطر که از مداخله زودهنگام و یا پیشگیرانه سود می‌برند، مناسب است. همچنین این مقیاس برای استفاده در جمعیت بالینی مناسب است. در جمعیت بیماران روان‌پزشکی، اندازه‌گیری ظرفیت لذت بین فردی برای مطالعه سهم نسبی انزوای اجتماعی و عملکرد اجتماعی در اختلال آن‌ها مفید خواهد بود. این اطلاعات می‌تواند به نوبه خود برای مناسب‌سازی مداخلات موجود مورد استفاده قرار گیرد.

مقیاس حاضر تنها در جمعیت دانشجویی مورد بررسی قرار گرفت؛ جهت تعمیم‌پذیری بیشتر این مقیاس در جمعیت کل، پیشنهاد می‌شود این مقیاس در جمعیت‌های بالینی، غیردانشجویی و گروه‌های سنی مختلف مورد بررسی قرار گیرد. همچنین تعداد نمونه زنان در پژوهش حاضر بیشتر از مردان بود و پیشنهاد می‌شود در مطالعات بعدی از نمونه یکسان در تعداد زن و مرد استفاده شود.

ملاحظات اخلاقی

شرکت کنندگان این پژوهش با رضایت کامل در پژوهش شرکت داشته و اقدام به تکمیل پرسشنامه‌ها کردند و به آن‌ها اطمینان خاطر داده شد که اطلاعات‌شان به‌صورت محرمانه نزد پژوهشگران باقی خواهد ماند.

حمایت مالی و سپاسگزاری

این پژوهش از حمایت مالی برخوردار نبوده است و نویسندگان از تمامی شرکت‌کنندگان در پژوهش تقدیر و تشکر می‌نمایند.

تعارض منافع

در این مقاله هیچ گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

منابع

سیادتیان، حسین.، و قمرانی، امیر. (۱۳۹۲). بررسی روایی و پایایی مقیاس لذت‌جویی اسنیث و همیلتون در دانشجویان دانشگاه اصفهان. *مجله دانشگاه علوم پزشکی رفسنجان*، ۱۲(۱۰)، ۸۰۷-۸۱۸ URL: http://dorl.net/dor/20.1001.1.17353165.1392.12.10.7.9

مقصودلو، مهدیس.، آزادفلاح، پرویز.، رسول زاده طباطبایی، کاظم.، و منصوری سپهر، روح اله. (۱۳۹۵). مقایسه ابعاد شخصیتی آیزنک در افراد دارای چرخه صبحگاهی – شامگاهی. *روان‌شناسی بالینی و شخصیت*، ۱۴(۱)، ۵۰-۴۳. https://doi.org/10.22070/14.1.43

یوسفی، رحیم.، و ملاعلیزاده، معصومه. (۱۳۹۳). انطباق و هنجاریابی پرسشنامه پنج عاملی شخصیت نوجوانان (BFQ-C) در دانش آموزان مقطع متوسطه. *اندیشه های نوین تربیتی*، ۱۰(۳)، ۱۳۸-۱۲۳. https://doi.org/10.22051/jontoe.2015.379

References

Barkus, E., & Badcock, J. C. (2019). A transdiagnostic perspective on social Anhedonia. *Frontiers in Psychiatry*, *10*, 216. https://doi.org/10.3389/fpsyt.2019.00216

Berridge, K. C., & Kringelbach, M. L. (2011). Building a neuroscience of pleasure and well-being. *Psychology of Well-being*, *1*(1), 3. https://doi.org/10.1186/2211-1522-1-3

Chaix, J., Golay, P., Fankhauser, C., Nguyen, A., Gooding, D. C., & Favrod, J. (2017). Confirmatory factor analysis of the French version of the anticipatory and consummatory interpersonal pleasure scale. *Frontiers in Psychology*, *8*, 1296. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01296

Chan, R. C., Yang, Z. Y., Li, Z., Xie, D. J., & Gooding, D. C. (2016). Validation of the C hinese version of the A nticipatory and C onsummatory I nterpersonal P leasure S cale. *PsyCh Journal*, *5*(4), 238-244. https://doi.org/10.1002/pchj.139

Chapman, L. J., Chapman, J. P., & Raulin, M. L. (1976). Scales for physical and social anhedonia. *Journal of Abnormal Psychology*, *85*(4), 374–382. https://doi.org/10.1037/0021-843x.85.4.374

Comrey, A. L., & Lee, H. B. (2013). *A first course in factor analysis*. In Psychology Press eBooks. https://doi.org/10.4324/9781315827506

Cox, T., & Ferguson, E. (1994). Measurement of the subjective work environment. *Work and Stress*, *8*(2), 98–109. https://doi.org/10.1080/02678379408259983

Eckblad, M. L., Chapman, L. J., Chapman, J. P., & Mishlove, M. (1982). *The Revised Social Anhedonia Scale.* Unpublished Test Copies Available from. https://psycnet.apa.org/record/2014-05380-021

Eysenck, H. J., & Eysenck, S. B. G. (1993). *Eysenck Personality Questionnaire-Revised (EPQ-R)* [Database record]. APA PsycTests. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/t05461-000

Franken, I. H., Rassin, E., & Muris, P. (2007). The assessment of anhedonia in clinical and non-clinical populations: Further validation of the Snaith–Hamilton Pleasure Scale (SHAPS). *Journal of Affective Disorders*, *99*(1–3), 83–89. https://doi.org/10.1016/j.jad.2006.08.020

Gandhi, A., Mote, J., & Fulford, D. (2022). A transdiagnostic meta-analysis of physical and social Anhedonia in major depressive disorder and schizophrenia spectrum disorders. *Psychiatry Research*, *309*, 114379. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2021.114379

Gard, D. E., Gard, M. G., Kring, A. M., & John, O. P. (2006). Anticipatory and consummatory components of the experience of pleasure: A scale development study. *Journal of Research in Personality* (Print), *40*(6), 1086–1102. https://doi.org/10.1016/j.jrp.2005.11.001

Gooding, D. C., & Pflum, M. J. (2014). The assessment of interpersonal pleasure: Introduction of the Anticipatory and Consummatory Interpersonal Pleasure Scale (ACIPS) and preliminary findings. *Psychiatry Research*, *215*(1), 237–243. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2013.10.012

Gooding, D. C., Fonseca-Pedrero, E., De Álbeniz, A. P., Ortuño-Sierra, J., & Paíno, M. (2016). Spanish adaptation of the adult version of the Anticipatory and Consummatory Interpersonal Pleasure Scale. *Revista De Psiquiatría Y Salud Mental (Barcelona. Internet. English Ed.)*, *9*(2), 70–77. https://doi.org/10.1016/j.rpsmen.2016.04.007

Gooding, D. C., Padrutt, E. R., & Pflum, M. J. (2017). The predictive value of the NEO-FFI items: Parsing the nature of social Anhedonia using the revised Social Anhedonia scale and the ACIPS. *Frontiers in Psychology*, *8*, 147. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00147

Grillo, L. (2012). Might the inability to feel pleasure (anhedonia) explain the symptoms of major depression and schizophrenia, including unmotivated anxiety, delusions and hallucinations? *Medical Hypotheses*, *78*(1), 98–101. https://doi.org/10.1016/j.mehy.2011.10.002

Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2014). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, *43*(1), 115–135. https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8

Ho, N., & Sommers, M. S. (2013). Anhedonia: A Concept analysis. *Archives of Psychiatric Nursing, 27*(3), 121–129. https://doi.org/10.1016/j.apnu.2013.02.001

Horan, W. P., Kring, A. M., & Blanchard, J. J. (2006). Anhedonia in Schizophrenia: A Review of assessment Strategies. *Schizophrenia Bulletin*, *32*(2), 259–273. https://doi.org/10.1093/schbul/sbj009

Kaiser, S., Heekeren, K., & Simon, J. J. (2011). The negative symptoms of schizophrenia: category or continuum? *Psychopathology*, *44*(6), 345–353. https://doi.org/10.1159/000325912

Kwapil, T. R., Silvia, P. J., & Barrantes-Vidal, N. (2013). Social anhedonia and solitude. *The Handbook of Solitude: Psychological Perspectives on Social Isolation, Social Withdrawal, and Being Alone*, 369-390. https://doi.org/10.1002/9781118427378.ch21

Lambert, C., Da Silva, S., Ceniti, A. K., Rizvi, S. J., Foussias, G., & Kennedy, S. H. (2018). Anhedonia in depression and schizophrenia: A transdiagnostic challenge. *CNS Neuroscience & Therapeutics*, *24*(7), 615–623. https://doi.org/10.1111/cns.12854

Leventhal, A. M., Chasson, G. S., Tapia, E., Miller, E., & Pettit, J. W. (2006). Measuring hedonic capacity in depression: A psychometric analysis of three anhedonia scales. *Journal of Clinical Psychology*, *62*(12), 1545–1558. https://doi.org/10.1002/jclp.20327

Maghsudloo, M., Azadfallah, P., Rasoolzadeh Tabatabaee, K., & Mansouri Sepehr, R. (2020). The Comparison of Eysnck Personality Dimension in people with morning-evening cycle. *Clinical Psychology and Personality*, *14*(1), 43-50 (In Persian) https://doi.org/10.22070/14.1.43

Martin, E. A., Cicero, D. C., Bailey, D. H., Karcher, N. R., & Kerns, J. G. (2016). Social anhedonia is not just extreme introversion: empirical evidence of distinct constructs. *Journal of Personality Disorders*, *30*(4), 451–468. https://doi.org/10.1521/pedi_2015_29_203

Novacek, D. M., Gooding, D. C., & Pflum, M. J. (2016). Hedonic capacity in the broader autism phenotype: Should social anhedonia be considered a characteristic feature? *Frontiers in Psychology*, *7*, 666. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00666

Olino, T. M., Silk, J. S., Osterritter, C., & Forbes, E. E. (2015). Social reward in youth at Risk for Depression: A preliminary investigation of subjective and neural differences. *Journal of Child and Adolescent Psychopharmacology*, *25*(9), 711–721. https://doi.org/10.1089/cap.2014.0165

Rey, G., Jouvent, R., & Dubal, S. (2009). Schizotypy, depression, and anxiety in physical and social anhedonia. *Journal of Clinical Psychology*, *65*(7), 695–708. https://doi.org/10.1002/jclp.20577

Santangelo, G., Morgante, F., Savica, R., Marconi, R., Grasso, L., Antonini, A., De Gaspari, D., Ottaviani, D., Tiple, D., Simoni, L., & Barone, P. (2009). Anhedonia and cognitive impairment in Parkinson's disease: Italian validation of the Snaith–Hamilton Pleasure Scale and its application in the clinical routine practice during the PRIAMO study. *Parkinsonism & Related Disorders*, *15*(8), 576–581. https://doi.org/10.1016/j.parkreldis.2009.02.004

Siadatian, S. H., & Ghamarani, A. A. (2013). The Investigation of Validity and Reliability of Snaith–Hamilton Anhedonia Scale (Shaps) in the Students of Isfahan University. *Journal of Rafsanjan University of Medical Sciences, 12*(10), 807-818 (In Persian). URL: http://dorl.net/dor/20.1001.1.17353165.1392.12.10.7.9

Snaith, R. P., Hamilton, M., Morley, S., Humayan, A., Hargreaves, D. J., & Trigwell, P. (1995). A scale for the assessment of hedonic tone the SNaith–Hamilton pleasure scale. *The British Journal of Psychiatry*, *167*(1), 99–103. https://doi.org/10.1192/bjp.167.1.99

Stein, D. J. (2008). Depression, Anhedonia, and Psychomotor Symptoms:The role of Dopaminergic Neurocircuitry. *CNS Spectrums*, *13*(7), 561–565. https://doi.org/10.1017/s1092852900016837

Streiner, D. L., Norman, G. R., & Cairney, J. (2024). *Health measurement scales: a practical guide to their development and use*. Oxford university press. URL: http://ci.nii.ac.jp/ncid/BA2650393X

Tabachnick, B. G., Fidell, L. S., & Ullman, J. B. (2013). *Using multivariate statistics* (Vol. 6, pp. 497-516). Boston, MA: pearson. URL: https://www.pearsonhighered.com/

Thoits, P. A. (2011). Mechanisms linking social ties and support to physical and mental health. *Journal of Health and Social Behavior*, *52*(2), 145–161. https://doi.org/10.1177/0022146510395592

Watson, D., Stasik, S. M., Ellickson-Larew, S., & Stanton, K. (2015). Extraversion and psychopathology: A facet-level analysis. *Journal of Abnormal Psychology*, *124*(2), 432–446. https://doi.org/10.1037/abn0000051

Yousefi, R., & Molla Alizade, M. (2014). The Adaptation and Standardizationof Big Five Personality Questionnaire for Children (BFQ-C) in High School Students. *The Journal of New Thoughts on Education*, *10*(3), 123-138 (In Persian). https://doi.org/10.22051/jontoe.2015.379

Zhang, J., Berridge, K., Tindell, A. J., Smith, K. G., & Aldridge, J. W. (2009). A neural computational model of incentive salience. *PLOS Computational Biology*, *5*(7), e1000437. https://doi.org/10.1371/journal.pcbi.1000437

Zhang, P., Zhang, N., Fang, S., He, J., Fan, L., Luo, X., Zhang, J., Xiong, Y., Luo, F., Wang, X., Yao, S., & Wang, X. (2021). Factor Structure and Measurement Invariance of the Chinese version of the Snaith-Hamilton Pleasure Scale (SHAPS) in Non-clinical and Clinical populations. *Journal of Affective Disorders*, *281*, 759–766. https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.11.068

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی