Shenakht Journal of Psychology and Psychiatry
Vol. 9/ No. 6/ 2023
Page: 91-104

Association of perceived stress, social support and self-esteem with disordered eating due to Alexithymia

Dorri Saharkhizan[1], Mehran Azadi[2]

1-MSc, Department of Psychology, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
2- Assistant Professor, Department of Psychology, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran (Corresponding Author). E-mail: M_azadi@azad.ac.ir

Received: 03/10/2022 **Accepted:** 02/01/2023

Abstract

Introduction: Stress, negative emotional states, emotional disorders, low self-esteem, and feelings of loneliness and isolation are among contributing factors, which can trigger disordered eating behaviors.

Aim: The present study aimed to investigate the association of perceived stress, social support, and self-esteem with disordered eating due to alexithymia.

Method: In this correlational study with structural equation modeling, the statistical population consisted of individuals, who were referred to Baraka Obesity Treatment Clinic in Tehran, Iran, during 2021-2022. A total of 303 people with a body mass index above 30 kg/m^2 were selected using the convenience sampling method. Data were collected using the Perceived Stress Questionnaire by Cohen et al. (1983), Perceived Social Support Scale by Zimmet et al. (1988), Rosenberg's Self-Esteem Scale (1965), Alexithymia Scale by Bagby et al. (1994), and Eating Behavior Questionnaire by Van Stein and colleagues (1986). The structural equation modeling method was used to analyze the data.

Results: The results of the structural equation modeling indicated the significant direct effects of perceived stress (β=0.22, P<0.01), social support (β=-0.25, P<0.01), and self-esteem (β=-0.21, P<0.01) on disordered eating. Also, the indirect effects of perceived stress (Z=7.69, P<0.01), social support (Z=-6.13, P<0.01), and self-esteem (Z=-6.46, P<0.01) were significant on disordered eating through alexithymia.

Conclusion: The results of the present study showed that factors, such as the level of stress, social support, self-esteem, and identifying and expressing one's emotions, can affect disordered eating behaviors. Therefore, by reducing stress and alexithymia and improving social support and self-esteem, disordered eating behaviors are speculated to decrease in obese people.

Keywords: Stress, Self-esteem, Social support, Disordered eating, Alexithymia

How to cite this article: Saharkhizan D, Azadi M. Association of perceived stress, social support and self-esteem with disordered eating due to Alexithymia. Shenakht Journal of Psychology and Psychiatry. 2023; 9 (6): 91-104. URL: https://shenakht.muk.ac.ir/article-1-1608-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 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.6.8.9]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.6.91]

مجله روانشناسی و روانپزشکی شناخت
سال نهم، شماره ۶، ۱۴۰۱
صفحات: ۱۰۴-۹۱

رابطه استرس ادراک شده، حمایت اجتماعی و حرمت خود با خوردن آشفته به واسطه ناگویی خلقی

دری سحرخیزان[۱]، مهران آزادی[۲]

۱.کارشناس ارشد، گروه روانشناسی، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
۲. استادیار، گروه روانشناسی، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (مولف مسئول). ایمیل: M_azadi@azad.ac.ir

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۱/۰۷/۱۱ **تاریخ پذیرش مقاله:** ۱۴۰۱/۱۰/۱۲

چکیده

مقدمه: استرس، حالات هیجانی منفی، بی‌نظمی هیجانی، ضعف حرمت خود و احساس تنهایی و انزوا از عواملی است که به‌عنوان راه-اندازهای رفتارهای خوردن آشفته شناسایی شده‌اند.

هدف: هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه استرس ادراک شده، حمایت اجتماعی و حرمت خود با خوردن آشفته به واسطه ناگویی خلقی بود.

روش: پژوهش حاضر همبستگی و از نوع معادلات ساختاری بود. جامعه آماری مراجعه‌کنندگان به کلینیک درمان چاقی باراکا در شهر تهران در سال ۱۴۰۰-۱۳۹۹ بودند که از بین آن‌ها ۳۰۳ نفر که دارای شاخص توده بدنی بالای ۳۰ بودند با استفاده از روش نمونه-گیری در دسترس انتخاب شدند. داده‌ها با استفاده از پرسشنامه استرس ادراک شده کوهن و همکاران (۱۹۸۳)، مقیاس حمایت اجتماعی ادراک شده زیمت و همکاران (۱۹۸۸)، مقیاس حرمت خود روزنبرگ (۱۹۶۵)، مقیاس ناگویی خلقی بگبی و همکاران (۱۹۹۴) و پرسشنامه رفتارهای خوردن وان اشتراین و همکاران (۱۹۸۶) گردآوری شد. جهت تحلیل داده‌ها از روش معادلات ساختاری استفاده شد.

یافته‌ها: نتایج معادلات ساختاری نشان داد اثرات مستقیم استرس ادراک شده (β=۰/۲۲، p<۰/۰۱)، حمایت اجتماعی (β=-۰/۲۵، p<۰/۰۱) و حرمت خود (β=-۰/۲۱، p<۰/۰۱) بر خوردن آشفته معنادار بود. همچنین اثرات غیر مستقیم استرس ادراک شده (Z=۷/۶۹، p<۰/۰۱)، حمایت اجتماعی (Z=-۶/۱۳، p<۰/۰۱) و حرمت خود (Z=-۶/۴۶، p<۰/۰۱) از طریق ناگویی خلقی بر خوردن آشفته معنادار بود.

نتیجه‌گیری: نتایج پژوهش نشان داد که عواملی همچون میزان استرس، داشتن حمایت اجتماعی و حرمت خود و شناسایی و بیان احساسات می‌تواند بر رفتارهای خوردن آشفته تأثیرگذار باشد؛ بنابراین، می‌توان انتظار داشت با کاهش استرس و ناگویی خلقی و بهبود حمایت اجتماعی و حرمت خود رفتارهای خوردن آشفته در افراد چاق کاهش یابند.

کلیدواژه‌ها: استرس، حرمت خود، حمایت اجتماعی، خوردن آشفته، ناگویی خلقی

تمامی حقوق نشر برای دانشگاه علوم پزشکی کردستان محفوظ است.

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-23]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.6.8.9]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.6.91]

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.6.8.9]

[DOI: 10.32598/shenakht.9.6.91]

مقدمه

چاقی[1]، به عنوان یک مشکل سلامتی قلمداد می‌گردد که منجر به بیماری‌های جسمی و روانشناختی شده و در واقع یک همه‌گیری سلامتی جهانی است که ۲۰ درصد جمعیت جهان را درگیر کرده است (آمار سلامت جهانی[2]، ۲۰۱۷). از جمله عوامل مرتبط با چاقی و افزایش وزن اختلالات خوردن[3] است. اختلالات خوردن به معنای رفتارهای خوردن مشکل‌آفرین است، رفتارهایی همچون محدودیت غذایی (رژیمی) پرخوری، سوءهاضمه که با تکرار کمی اتفاق می‌افتد یا اینکه با شدت برابر با آنچه که نیازمند ابتلا به معیارهای اختلالات خوردن است رخ می‌دهد (آستین، پوترتون، فلین، ریچاردس، آلن و همکاران[4]، ۲۰۲۱). افسردگی، استرس، حالات هیجانی منفی، بی‌نظمی هیجانی، ضعف حرمت خود، عوامل اجتماعی و احساس تنهایی و انزوا از عواملی است که به عنوان راه‌اندازهای رفتارهای خوردن آشفته و پرخوری شناسایی شده‌اند (کلی، کازمیرسکی و برولی[5]، ۲۰۲۲؛ کلاتزکین، بالداسارو و راشد[6]، ۲۰۱۹؛ ون در والک، ساواس و ون روسوم[7]، ۲۰۱۸).

استرس[8] ممکن است از طریق پرخوری، مصرف غذاهای پرچرب و شیرین به عنوان رفتار مقابله‌ای بر چاقی اثر گذارد (کاپس، استین، کورنر، مرکن اشلاگر و کیس[9]، ۲۰۲۱). همان‌طور که اشاره شد علاوه بر این عامل، ناتوانی در ابراز هیجان هم می‌تواند در خوردن آشفته و چاقی نقش داشته باشد (کلاتزکین و همکاران، ۲۰۱۹).

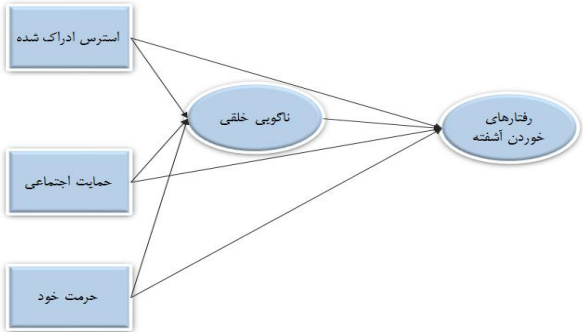
همچنین نتایج مطالعات نشان داده میزان ناگویی خلقی[10] در افراد چاق بالاتر از افراد عادی است (بارکتا، مارتینو، کراپارو، صالحی‌نژاد، نیتشه و همکاران[11]، ۲۰۲۱؛ بلوچ، بورگف، لنهارت، وگلی و فالتر-واگنر[12]، ۲۰۲۱؛ کاشانی، روشن، خلج و محمدی، ۱۳۹۱)؛ لذا به‌نظر می‌رسد ناگویی خلقی نقش مستقیمی در ارتباط با رفتارهای خوردن آشفته داشته باشد و حتی می‌تواند تأثیر متغیرهای دیگر را در ارتباط با رفتارهای خوردن میانجیگری نماید (بلوچ و همکاران، ۲۰۲۱؛ جانسون و کراوس[13]، ۲۰۱۳).

متغیر دیگری که می‌تواند در ارتباط با رفتارهای خوردن آشفته مورد بررسی قرار گیرد، حمایت اجتماعی[14] است. حمایت اجتماعی به میزان برخورداری از محبت، همراهی و توجه اعضای خانواده، دوستان و سایر افراد بر می‌گردد (سارافینو و اسمیت[15]، ۲۰۱۴). در ارتباط با نقش حمایت اجتماعی در چاقی هم مطالعات انجام شده به نقش مستقیم و غیرمستقیم حمایت اجتماعی در چاقی اشاره کرده است (نشوان، ویلار، آلکدیمات، کدر، العبداله و همکاران[16]، ۲۰۲۱؛ واندر وال[17]، ۲۰۱۲). در زمینه رابطه حمایت اجتماعی ادراک شده با ناگویی خلقی نتایج برخی مطالعات حاکی از آن است افرادی که از حمایت اجتماعی پایینتری برخوردار هستند، میزان ناگویی خلقی در آن‌ها بالاتر است و قادر نیستند هیجانات و احساسات خود را توصیف و ابراز نمایند (احمدی، قلی‌پور، تهرانی و صادق‌پور، ۱۳۹۷).

[1]- Obesity
[2]- World Health Statistics
[3]- Eating disorder
[4]- Austin, Potterton, Flynn, Richards, Allen & et al
[5]- Kelly, Kazmierski & Borelli
[6]- Klatzkin, Baldassaro & Rashid
[7]- Van der Valk, Savas & van Rossum
[8]- Stress
[9]- Kappes, Stein, Körner, Merkenschlager & Kiess
[10]- Alexithymia
[11]- Barchetta, Martino, Craparo, Salehinejad, Nitsche & et al
[12]- Bloch, Burghof, Lehnhardt, Vogeley & Falter-Wagner
[13]- Jonason & Krause
[14]- Social support
[15]- Sarafino & Smith
[16]- Nashwan, Villar, Al-Qudimat, Kader, Alabdulla & et al
[17]- Vander Wal

یکی دیگر از مشکلات افراد مبتلا به چاقی ضعف حرمت خود[1] است (ایاناکو، دالیمپیو، سیلا و کاتروفو[2]، ۲۰۱۶). حرمت خود برخاسته از حس ارزشمندی و اطمینانی است که فرد به خود و توانایی‌های خود دارد؛ لذا حرمت خود نوعی ارزشیابی فردی است که باعث توجه فرد به خود می‌شود (راوری و بالدوین[3]، ۲۰۱۸). نتایج مطالعات نشان داده است بین چاقی و حرمت خود رابطه وجود دارد و افرادی که از حرمت خود پایینتری برخوردار هستند رفتارهای خوردن آن‌ها آشفته‌تر است (ایاناکو و همکاران، ۲۰۱۶؛ ترمبلی، آوبرت، بارنس، ساندرس، کارسون و همکاران[4]، ۲۰۱۷). کارتر[5] (۲۰۱۸) نقش حرمت خود و استرس را در رفتارهای خوردن و ارتباط آن با چاقی و توده بدنی بررسی کرده و نشان داد ارتباط این عوامل با چاقی در دختران بیشتر از پسران است. نتایج این پژوهش نشان داد دخترانی که حرمت خود پایینتری دارند فعالیت‌های بدنی کمتری نیز دارند.

نظریه‌ها و پژوهش‌ها در راستای ارتقای بهزیستی درصدد پاسخگویی به این سؤال هستند که چرا افراد دچار رفتار خوردن آشفته می‌شوند. با تمرکز بر این سؤال، استدلال می‌شود که رفتارها را در صورتی می‌توان به بهترین حالت ممکن درک نمود، پیش‌بینی کرد و تغییر داد که بتوان ابعاد روانشناختی و اجتماعی آن را مورد بررسی قرار داد. بر این اساس، در پژوهش حاضر از ابعاد روانشناختی و اجتماعی به سبب‌شناسی رفتار خوردن آشفته پرداخته می‌شود؛ لذا هدف پژوهش حاضر بررسی ارتباط استرس، حمایت اجتماعی و حرمت خود با رفتارهای خوردن آشفته با توجه به نقش واسطه‌ای ناگویی خلقی بود. بر این اساس مدل مفهومی پژوهش در ادامه ارائه شده است.



شکل ۱ مدل مفهومی پژوهش

روش

روش پژوهش حاضر با توجه به هدف و روش گردآوری داده‌ها یک پژوهش توصیفی از نوع همبستگی و با استفاده از معادلات ساختاری بود. جامعه آماری پژوهش شامل زنان چاق مراجعه‌کننده به کلینیک درمان چاقی باراکا در سال ۱۴۰۰-۱۳۹۹ در شهر تهران بود. با توجه به اینکه در پژوهش حاضر از روش معادلات ساختاری در تحلیل استفاده شد؛ لذا براساس نظر کلاین[6] (۲۰۱۱) تعداد ۲۰۰ نفر مراجعه‌کننده به کلینیک براساس شیوه نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. ملاک‌های ورود به پژوهش شامل: دارا بودن حداقل سطح تحصیلات دیپلم، عدم مصرف داروهای روانپزشکی، رضایت برای تکمیل کامل پرسشنامه‌ها و شاخص توده بدنی بالای ۳۰ بود. ملاک‌های خروج نیز شامل: تحصیلات پایینتر از دیپلم، مصرف داروهای روانپزشکی، عدم تکمیل و ادامه پاسخ‌دهی به پرسشنامه‌ها و شاخص توده بدنی کمتر از ۳۰ بود. برای انجام مطالعه حاضر، پس از جلب همکاری مسئولان کلینیک درمان

[1]- Self-esteem
[2]- Iannaccone, D'Olimpio, Cella & Cotrufo
[3]- Ravary & Baldwin
[4]- Tremblay, Aubert, Barnes, Saunders, Carson & et al
[5]- Carter
[6]- Kline

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-23]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.6.8.9]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.6.91]

چاقی باراکا، پژوهشگر به این مرکز مراجعه و پس از توافقات اولیه افرادی که دارای شاخص توده بدنی بالای ۳۰ بودند؛ پس از کسب رضایت آگاهانه و توضیح هدف پژوهش، پرسشنامه‌ها در بین آزمودنی‌ها توزیع و اطلاعات جمع‌آوری گردید. در نهایت جهت تجزیه و تحلیل داده‌های پژوهش در بخش آمار توصیفی از گزارش توزیع فراوانی، میانگین و انحراف معیار و در بخش استنباطی از روش‌های ضریب همبستگی پیرسون و تحلیل معادلات ساختاری با استفاده از نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۱ و لیزرل[1] نسخه ۸/۸ استفاده شد.

ابزار

پرسشنامه استرس ادراک شده[2] (PSS-14): این پرسشنامه توسط کوهن، کامارک و مرملستین[3] در سال ۱۹۸۳ با هدف سنجش استرس ادراک شده توسط شخص بزرگسال در یک ماه گذشته طراحی شده است. پرسشنامه ۱۴ گویه و ۲ خرده مقیاس ادراک منفی از استرس (۱-۲-۳-۴-۱۱-۱۲-۱۴) و خرده مقیاس ادراک مثبت از استرس (۵-۶-۷-۸-۹-۱۰-۱۳) را در بر می‌گیرد. نمره-گذاری پرسشنامه مذکور بر روی یک مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای، از ۰ (هیچ) تا ۴ (خیلی زیاد) صورت می‌گیرد. سؤال‌های (۵-۶-۷-۸-۹-۱۰-۱۳) نمره‌گذاری معکوس دارند و هر چقدر نمره بالاتر باشد، نشان‌دهنده استرس ادراک شده بیشتر است. برای بررسی همسانی درونی پرسشنامه از آلفای کرونباخ استفاده شد که ضریب آلفای کرونباخ ۰/۷۲ و روایی پرسشنامه به روش تأیید عاملی ضریب ۰/۹۷ محاسبه شده است (کوهن و همکاران، ۱۹۸۳). صفایی و شکری (۱۳۹۳) این ابزار را در بیماران سرطانی ایرانی هنجاریابی و نتایج تحلیل مؤلفه‌های اصلی با استفاده از چرخش وریمکس نشان داد که نسخه فارسی مقیاس استرس ادراک شده از دو عامل خودکارآمدی ادراک شده و درماندگی ادراک شده تشکیل شده است. شاخص‌های برازش تحلیل عاملی تأییدی بر پایه نرم‌افزار ایموس، وجود عوامل دوگانه را تائید کرد. مقادیر ضرایب همسانی درونی برای عوامل خودکارآمدی ادراک شده، درماندگی ادراک شده و نمره کلی استرس ادراک شده به ترتیب برابر با ۰/۸۰، ۰/۶۰ و ۰/۷۶ بدست آمد.

پرسشنامه حمایت اجتماعی ادراک شده[4] (MSPSS): این پرسشنامه توسط زیمت، دهلم، زیمت و فارلی[5] در سال ۱۹۸۸ با هدف ارزیابی حمایت اجتماعی ادراک شده طراحی شده است. پرسشنامه ۱۲ گویه و ۳ خرده مقیاس خانواده (۳، ۴، ۸، ۱۱)، دوستان (۶، ۷، ۹، ۱۲) و افراد مهم (۱، ۲، ۵، ۱۰) را در بر می‌گیرد. نمره‌گذاری پرسشنامه مذکور بر روی یک مقیاس لیکرت ۷ درجه‌ای، از ۱ (کاملاً مخالفم) تا ۷ (کاملاً موافقم) صورت می‌گیرد. نمره بیشتر در این مقیاس، بیانگر سطح بالای حمایت اجتماعی ادراک شده است. بروئر، امسلی، کید، لاچنر و سدات[6] (۲۰۰۸) پایایی درونی این ابزار را در یک نمونه ۷۸۸ نفری از جوانان دبیرستان با استفاده از آلفای کرونباخ ۰/۹۰ تا ۰/۸۶ برای خرده مقیاس‌های این ابزار و ۰/۸۶ برای کل ابزار گزارش نمودند. بشارت (۱۳۹۸) این ابزار را هنجاریابی و پایایی مقیاس را با استفاده از ضرایب آلفای کرونباخ برای سه بعد حمایت اجتماعی دریافت شده از سوی خانواده، دوستان و افراد مهم زندگی به ترتیب ۰/۸۷، ۰/۸۳ و ۰/۸۹ گزارش نمود.

[1]- Lisrel
[2]- Perceived Stress Scale
[3]- Cohen, Kamarck & Mermelstein
[4]- Multidimensional Scale of Perceived Social Support
[5]- Zimet, Dahlem, Zimet & Farley
[6]- Bruwer, Emsley, Kidd, Lochner & Seedat

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-23]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.6.8.9]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.6.91]

پرسشنامه حرمت خود[1] (SES): این پرسشنامه توسط روزنبرگ[2] در سال ۱۹۶۵ با هدف بررسی حرمت خود طراحی شده است. پرسشنامه ۱۰ گویه دارد و گویه‌های ۱ تا ۵ به‌صورت صفر (کاملاً مخالفم) تا ۳ (کاملاً موافقم) و گویه‌های ۶ تا۱۰ به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌گردد. دامنه نمرات بین صفر تا ۳۰ است که نمره بالاتر در این مقیاس نشان‌دهنده حرمت خود بیشتر است. پالمن و آلایک[3] (۲۰۰۰) ضریب همسانی درونی پرسشنامه حرمت خود روزنبرگ را بر روی ۷۴۱ دانشجوی دانشگاه کالیفرنیا ۰/۸۸ و برای مقیاس اصلی ۰/۹۱ و برای ویرایش تجدیدنظر شده با کلمات مثبت و منفی ۰/۹۱ گزارش نمودند. شاخص‌های روانسنجی این مقیاس در ایران مورد تأیید است به‌طوری که پایایی این مقیاس در پژوهش بیات و یعقوبی (۱۳۹۳) با روش آلفای کرونباخ ۰/۷۶ بدست آمد.

پرسشنامه ناگویی خلقی تورنتو-۲۰[4] (TAS-20): این پرسشنامه توسط بگبی، پارکر و تیلور[5] در سال ۱۹۹۴ با هدف بررسی ناگویی خلقی طراحی شده است. پرسشنامه ۲۰ گویه و ۳ خرده مقیاس دشواری در شناسایی احساسات شامل ۷ گویه (۱۴-۱۳-۹-۷-۶-۳-۱)، مشکل در بیان احساسات شامل ۵ گویه (۱۷-۱۲-۱۱-۴-۲) و تفکر برون‌مدار شامل ۸ گویه (۲۰-۱۹-۱۸-۱۶-۱۵-۱۰-۸-۵) را در بر می‌گیرد. نمره‌گذاری پرسشنامه مذکور بر روی یک مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای، از ۱ (کاملاً مخالف) تا ۵ (کاملاً موافق) صورت می‌گیرد. گویه‌های (۴-۵-۱۰-۱۸-۱۹) به‌دلیل منفی بودن به شیوه معکوس نمره‌گذاری می‌شود. در این مقیاس نمره بالاتر نشان‌دهنده ناگویی خلقی بالاتر است. ویژگی‌های روانسنجی این مقیاس در پژوهش‌های متعدد بررسی و تأیید شده است. پایایی بازآزمایی مقیاس در یک نمونه‌ی ۶۷ نفری در دو نوبت اجرا ۰/۷۰ تا ۰/۷۷ برای مقیاس کل و زیرمقیاس-های مختلف تأیید شد (پالمر، گیگناک، مانوکا و استوگ[6]، ۲۰۰۴). نتایج تحلیل عاملی تأییدی نیز وجود سه عامل پایایی را در نسخه فارسی مقیاس ناگویی خلقی تورنتو-۲۰ تائید کردند و ضریب آلفای کرونباخ زیرمقیاس‌های دشواری در شناسایی احساسات ۰/۸۱، دشواری در توصیف احساسات ۰/۷۷، تفکر عینی ۰/۷۵ و مقیاس کل ۰/۸۴ محاسبه شد (بشارت و گنجی، ۱۳۹۱).

پرسشنامه رفتارهای خوردن داچ[7] (DEBQ): این پرسشنامه توسط وان‌اشتراین، فریجترس، برگرس و دفارس[8] در سال ۱۹۸۶ با هدف بررسی رفتارهای خوردن طراحی شده است. پرسشنامه ۳۳ گویه و ۳ خرده مقیاس خوردن مهار شده شامل ۱۰ گویه (۱-۱۰)، خوردن هیجانی شامل ۱۳ گویه (۱۱- ۲۴) و خوردن بیرونی شامل ۱۰ گویه (۲۴- ۳۳) را در بر می‌گیرد (وان‌اشتراین و همکاران، ۱۹۸۶). نمره‌گذاری پرسشنامه مذکور بر روی یک مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای، از ۱ (هرگز) تا ۵ (بیشتر وقت‌ها) صورت می‌گیرد. نمره‌گذاری ماده ۳۱ به طور معکوس صورت می‌گیرد. این مقیاس از اعتبار بازآزمایی و همسانی درونی (ضرایب آلفای کرونباخ بین ۰/۸۰ تا ۰/۹۵) و روایی عاملی مناسبی برخوردار است (وان-اشتراین، پیترهرمان و ورهیجدن، ۲۰۱۲). در ایران نیز، با بررسی ویژگی‌های روانسنجی این پرسشنامه، پایایی بازآزمایی، همسانی درونی و ضرایب آلفای کرونباخ بین

[1]- Self-Esteem Scale
[2]- Rosenberg
[3]- Pullmann & Allik
[4]- Twenty-Item Toronto Alexithymia Scale
[5]- Bagby, Parker & Taylor
[6]- Palmer, Gignac, Manocha & Stough
[7]- The Dutch Eating Behavior Questionnaire (DEBQ)
[8]- Van Strien, Frijters, Bergers, & Defares

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-23]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.6.8.9]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.6.91]

۰/۸۰ تا ۰/۹۵ و روایی عاملی مناسبی برخوردار بود (خداپناه، سهرابی، احدی و تقی‌لو، ۱۳۹۷).

یافته‌ها

متغیرهای جمعیت شناختی نشان داد که از نظر سنی ۷۳ نفر (۲۴/۱٪) در دامنه سنی ۱۸–۲۸ سال، ۱۷۹ نفر (۵۹/۱٪) در دامنه ۳۸–۲۸ سال، ۲۸ نفر (۹/۲٪) در دامنه ۳۸–۴۸ سال، ۱۹ نفر (۶/۳٪) در دامنه ۴۸–۵۸ سال، ۴ نفر (۱/۳٪) بالاتر از ۵۸ سال بودند. از نظر تحصیلات ۳۸ نفر (۱۲/۵٪) زیردیپلم، ۹۱ نفر (۳۰٪) دیپلم و کاردانی، ۱۵۲ نفر (۵۲/۲٪) تحصیلات کارشناسی و ۲۲ نفر (۷/۳٪) ارشد و دکتری بودند. در جدول ۱ میانگین و انحراف معیار متغیرهای پژوهش گزارش شده است.

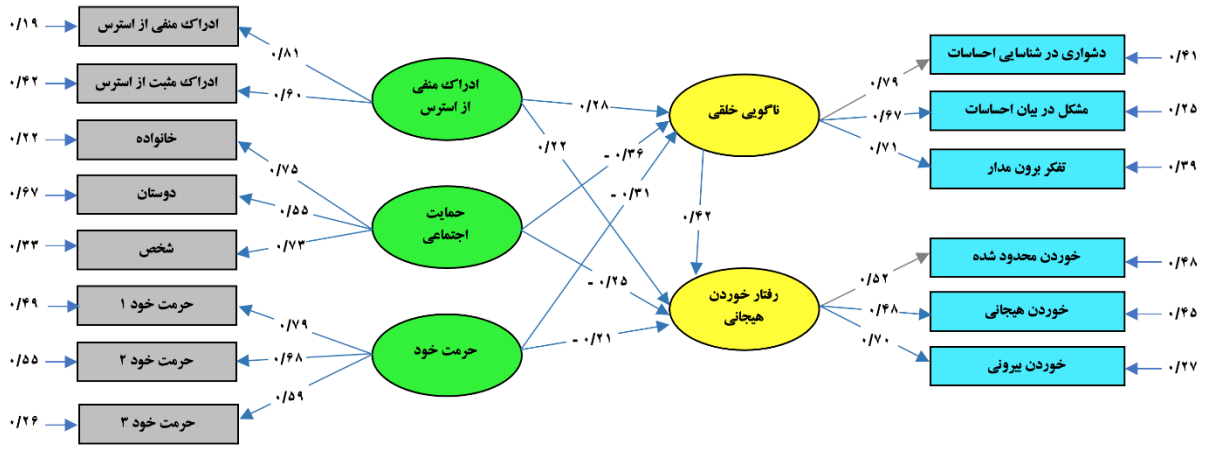
جدول ۱ آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	انحراف معیار
استرس ادراک شده	۳۴/۹۳	۸/۳۷
حمایت اجتماعی	۵۳/۶۳	۱۴/۴۸
حرمت خود	۱۳/۶۰	۴/۰۱
ناگویی خلقی	۷۱/۸۵	۱۵/۵۷
رفتار خوردن هیجانی	۲۳/۳۹	۸/۱۷

براساس اطلاعات جدول ۱، از بین متغیرهای پیش‌بین متغیر حمایت اجتماعی با میانگین ۵۳/۶۳ بیشترین میانگین، متغیر میانجی ناگویی خلقی با میانگین ۷۱/۸۵ و متغیر رفتار خوردن هیجانی با میانگین ۲۳/۳۹ بود.

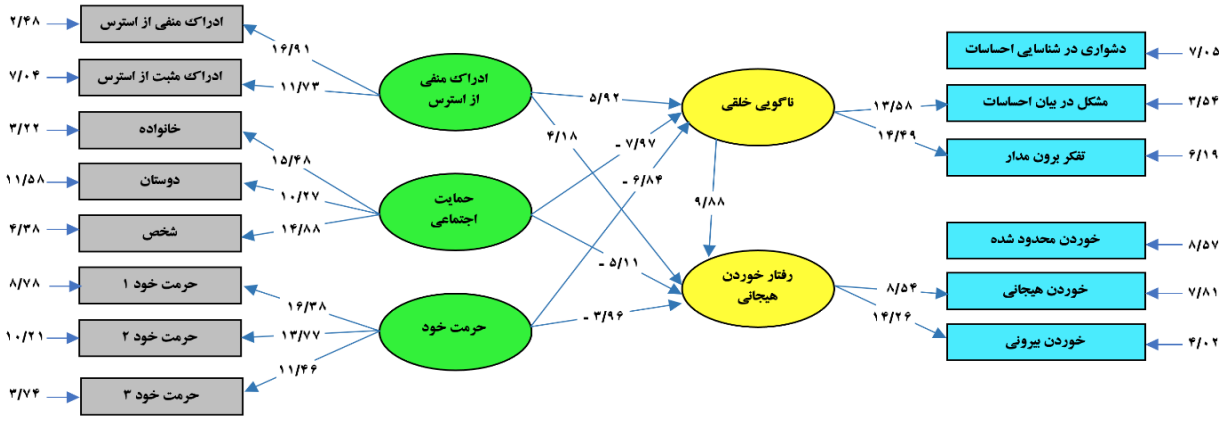
مقادیر تلرانس و VIF برای بررسی پیش‌فرض عدم هم-خطی متغیرهای مستقل در سطح قابل‌قبولی است. بر این اساس، مقادیر تلرانس به‌ترتیب برای متغیرهای استرس ادراک شده، حمایت اجتماعی، حرمت خود، ناگویی خلقی برابر با ۰/۶۸، ۰/۸۰، ۷۶ و ۰/۶۴ بود که در سطحی قابل پذیرش هستند. همچنین، با توجه به اینکه عامل VIF پایینتر از ۲ بود، پیش‌فرض عدم هم‌خطی چندگانه تأیید می‌شود. برای بررسی هدف اصلی پژوهش از تحلیل معادلات ساختاری استفاده شد که نتایج آن در نمودارهای ۱ و ۲ ارائه شده است. در ادامه برای بررسی مناسب بودن برازش شاخص‌های مدل از معیارهای مختلفی استفاده شد که نتایج آن در جدول ۲ ارائه شده است.

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-23]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.6.8.9]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.6.91]



خی-۲: ۲۲۱/۵۵، درجه آزادی: ۱۱۸، ارزش P: ۰/۰۰۱۱۳، ریشه میانگین مربعات خطای برآورد: ۰/۰۵۳

نمودار ۱ روابط بین استرس ادراک شده، حمایت اجتماعی و حرمت خود با رفتار خوردن هیجانی با میانجیگری ناگویی خلقی در حالت استاندارد



خی-۲: ۲۲۱/۵۵، درجه آزادی: ۱۱۸، ارزش P: ۰/۰۰۱۱۳، ریشه میانگین مربعات خطای برآورد: ۰/۰۵۳

نمودار ۲ مقادیر t روابط بین استرس ادراک شده، حمایت اجتماعی و حرمت خود با رفتار خوردن هیجانی با میانجیگری ناگویی خلقی

جدول ۲ مشخصه‌های نیکویی برازش مدل معادلات ساختاری متغیرهای پژوهش

شاخص برازش	خی دو	درجه آزادی	خی‌دو/ درجه آزادی	شاخص نیکویی برازش	شاخص برازش نموی	شاخص نرم شده برازندگی	شاخص برازش مقایسه‌ای	تقریب ریشه میانگین مربع خطا
مقادیر بدست آمده	۲۲۱/۵۵	۱۱۸	۱/۸۷	۰/۹۱	۰/۹۴	۰/۹۳	۰/۹۵	۰/۰۵۳

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-23]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.6.8.9]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.6.91]

با توجه به مشخصه‌های نکویی برازش گزارش شده در جدول ۲، برازش مدل در سطح خوبی قرار دارد. در کل روابط مفهومی پژوهش با داده‌های تجربی مورد بررسی قرار گرفت و نتایج برازش مدل در نمودارهای ۱ و ۲ نشان می‌دهد که مدل روابط بین استرس، حمایت اجتماعی و حرمت خود با رفتار خوردن هیجانی با میانجیگری ناگویی خلقی برازش مناسبی دارد. در ادامه روابط استاندارد و سطوح معناداری متغیرها در مدل براساس نمودارهای ۱ و ۲ مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳ ضرایب استاندارد و سطوح معناداری روابط مستقیم بین متغیرها

مسیر مستقیم	ضریب استاندارد	t
اثر استرس ادراک شده بر خوردن هیجانی	۰/۲۲	۴/۱۸
اثر حمایت اجتماعی بر خوردن هیجانی	-۰/۲۵	-۵/۱۱
اثر حرمت خود بر خوردن هیجانی	-۰/۲۱	-۳/۹۶
اثر ناگویی خلقی بر خوردن هیجانی	۰/۴۲	۹/۸۸
اثر استرس ادراک شده بر ناگویی خلقی	۰/۲۸	۵/۹۲
اثر حمایت اجتماعی بر ناگویی خلقی	-۰/۳۶	-۷/۹۷
اثر حرمت خود بر ناگویی خلقی	-۰/۳۱	-۶/۸۴

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد اثرات مستقیم استرس ادراک شده (β=۰/۲۲، p<۰/۰۱)، حمایت اجتماعی (β=-۰/۲۵، p<۰/۰۱) و حرمت خود (β=-۰/۲۱، p<۰/۰۱) بر خوردن هیجانی معنادار است.

بحث

هدف پژوهش حاضر بررسی مدل استرس ادراک شده، حمایت اجتماعی و حرمت خود، با واسطه ناگویی‌خلقی بر خوردن آشفته بود. یکی از یافته‌های این پژوهش نشان داد که اثر استرس ادراک شده بر خوردن هیجانی با واسطه ناگویی خلقی معنادار بوده است و نتایج این یافته همسو با نتایج پژوهش‌های درویز و همکاران (۲۰۲۱) و خدابخش و کیانی (۱۳۹۶) بود. در تبیین این یافته باید ذکر کرد که استرس منجر به دامنه‌ای از هیجانات منفی مانند ترس، اضطراب و ناراحتی می‌شود. استرس‌های روزانه منجر به ناکامی و بی‌احساسی می‌شوند (ساندرسون و ژانگ[1]، ۲۰۰۴). هیجان‌ها نیز مانند سایر عملکردهای بدن به سرعت از عامل خطرآفرین تأثیر می‌پذیرند. سطوح بالای آدرنالین و کورتیزول و فشارخون هیجان‌هایی مانند عصبانیت و ترس را تشدید می‌کند و همدلی و دلسوزی را برای دیگران کاهش می‌دهد. تحمل چنین هیجانات شدیدی برای طولانی‌مدت مشکل است و پس از مدتی خستگی، افسردگی، غمگینی و تنهایی آغاز می‌شود. سطوح بالا و مدیریت نشده استرس منجر به بی‌خوابی و افسردگی، اضطراب و فقر ارتباطی با دیگران و در واقع باعث ناگویی خلقی و ناتوانی در بیان هیجانات می‌شود. به‌عنوان مثال، افراد دچار ناگویی خلقی در برابر استرس مقاومت کمتری دارند و از مشکلات روانپزشکی و روان‌تنی، رنج می‌برند و یک ساختار شخصیتی روان-

[1]- Sanderson & Zhang

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-23]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.6.8.9]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.6.91]

رنجورخویی را نشان می‌دهند. آن‌ها به سرعت تعادل خود را از دست داده و به آسانی در شرایط استرس‌زا، قربانی اضطراب ناتوان‌کننده می‌شوند در حالی که سطح اضطراب تسهیل‌کننده پایین باقی می‌ماند؛ بنابراین استرس ادراک شده اثر مستقیم و تشدیدکننده بر ناگویی خلقی دارد.

ناتوانی در بیان تجربیات هیجانی که در نتیجه‌ی عدم تمایز و ناتنظیمی عواطف در افراد دچار ناگویی خلقی مشاهده می‌شود می‌تواند از طریق تحریف تصویر بدنی با رفتارهای خوردن آشفته در این افراد رابطه داشته باشد. در واقع می‌توان گفت رفتارهای خوردن آشفته در افراد با ناگویی خلقی نشان‌دهنده تعارضات درونی و احساسات نامشخصی است که آن‌ها تجربه می‌کنند. تحقیقات نشان می‌دهد ناگویی خلقی و مشکلاتی در بازشناسی و تنظیم هیجانات منفی، منجر به رفتارهای خوردن آشفته می‌شود که در واقع می‌تواند به‌عنوان راهبردی در کاهش این هیجانات در افراد دچار ناگویی خلقی باشد (پانایوتو، پانتلی و ولمینکس[1]، ۲۰۲۱)؛ لذا، می‌توان گفت بهبود توانایی کنار آمدن با هیجانات منفی یا کاهش در سطح ناگویی خلقی می‌تواند با کاهش رفتارهای خوردن آشفته‌ای چون خوردن هیجانی در رابطه باشد.

یکی دیگر از یافته‌های پژوهش اثر معنادار حمایت اجتماعی بر خوردن هیجانی با واسطه ناگویی خلقی بود که نتایج این یافته همسو با نتایج پژوهش‌های پولونی[2] و همکاران (۲۰۲۱)؛ ییلدیریم و چلیک تانریوردی[3] (۲۰۲۰)؛ گالاناکیس[4] و همکاران (۲۰۱۶) و خدابخش و کیانی (۱۳۹۶) بود. حمایت اجتماعی شامل محتوای کارکردی روابط است که می‌توان آن را در چهار گروه از رفتارهای حمایتی قرار داد. پشتیبانی عاطفی شامل احساس هم دردی، دوست داشتن، اعتماد و توجه که رابطه‌ای قوی با سلامتی دارد؛ حمایت مادی شامل کمک مادی و خدماتی به شخص نیازمند حمایت اطلاعاتی مشتمل بر توصیه‌ها، پیشنهادها و اطلاعاتی که شخص از آن در رویارویی با مشکلات استفاده می‌کند و حمایت ارزیابی که عبارت است از در دسترس گذاشتن اطلاعات سودمند برای خودارزیابی است (سارافینو و اسمیت، ۲۰۱۴). می‌توان گفت افرادی که دچار ناگویی خلقی هستند یا مشکلات هیجانی دارند اگر از حمایت‌های اجتماعی برخوردار شوند مشکلات کمتری تجربه می‌کنند که این نکته اثر تعدیلی حمایت اجتماعی بر خوردن هیجانی از طریق ناگویی خلقی را نشان می‌دهد. براساس نتایج پژوهش پولونی و همکاران (۲۰۲۱) هر چقدر ناگویی خلقی بالاتر باشد، فرد از راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازگار کمتری استفاده می‌کند. یکی از مشکلات افراد مبتلا به ناگویی خلقی، شناسایی صحیح هیجان‌ها از چهره دیگران است. این یافته را می‌توان چنین تبیین کرد که ناتوانی و عدم مهارت افراد در ارتباط برقرار کردن با دیگران و شناسایی هیجان‌ها باعث ناگویی خلقی بالا در آن‌ها می‌شود. از طرفی عواطف و هیجان‌ها اجزای اصلی زندگی بشر هستند. تجارب درون‌فردی و بین‌فردی و تجارب هیجانی می‌توانند تأثیرات مثبت و منفی نیرومندی بر کارکرد فرد داشته باشند. با توجه به اینکه ناگویی خلقی نقص در مؤلفه‌های مختلف دانش هیجانی است می‌توانند خوردن آشفته را پیش‌بینی کنند. در این افراد نقص در ارتباط با مؤلفه برانگیزاننده و ارزیابی باعث می‌شود که برخی افراد مبتلا، به دلیل عدم آگاهی از

[1]- Panayiotou, Panteli & Vlemincx
[2]- Polloni
[3]- Yıldırım & Çelik Tanrıverdi
[4]- Galanakis

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-23]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.6.8.9]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.6.91]

نشانه‌های محیطی و تفسیر نادرست علائم هیجانی در پاسخ هیجانی دچار مشکل خوردن آشفته شوند.

یافته دیگر پژوهش اثر معنادار حرمت خود بر خوردن هیجانی با واسطه ناگویی خلقی بود که نتایج این یافته همسو با نتایج پژوهش‌های پولونی و همکاران (۲۰۲۱)؛ ماتیلا و همکاران[1] (۲۰۰۷)؛ زارعی (۱۳۹۹)؛ سیدصالحی و دشت بزرگی (۱۳۹۷) و دلکو (۱۳۹۵) بود. یکی از ویژگی‌های شخصیتی که می‌تواند مانع از ایجاد اضطراب شود، حرمت خود است. حرمت به خود درکی است که فرد از خود دارد؛ اما این درک با قضاوت‌های ارزشی همراه است و دربرگیرنده‌ی میزانی از حرمت خویشتن و خویشتن‌پذیری است؛ بنابراین حس ذهنی و دیرپایی از میزان پذیرش خود به شمار می‌رود (مرادی، بهروزی، حاجی یخچالی و عالی پور، ۱۳۹۷). افراد دارای سطح بالای حرمت خود در مقایسه با افراد دارای سطح پایین حرمت خود، استرس، اضطراب، درماندگی و نشانه‌های روان‌تنی کمتری دارند و حساسیت کمتری در برابر شکست و نگرش مثبت به خود دارد. انسان آنچنان مشتاق و نیازمند داشتن نظر مثبت و مناسب درباره خویشتن است که امکان دارد در این راستا حقیقت را نادیده انگارد، قضاوتش را تحریف و احساسات نامناسب را سرکوب سازد تا از رویارویی با حقایقی که ارزشیابی او را در مورد خویش خدشه‌دار می‌کند و به آن جهت منفی می‌دهد، پرهیز کند و درک درستی از هیجانات و احساسات خود نداشته باشد و سبب ناگویی خلقی بالا شود و در واقع، رابطه حرمت خود و ناگویی خلقی بیانگر این است که بین این دو متغیر رابطه منفی وجود دارد به‌طوری که افرادی که دارای حرمت خود بالاتری هستند، ناگویی خلقی پایینتر و افرادی که میزان حرمت خود پایینتری دارند، قادر به ابراز احساسات خود نیستند و ناگویی خلقی بالاتر دارند.

نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش حاضر حاکی از آن است که استرس ادراک شده بر نشانه‌های ناگویی مانند شناسایی و بیان هیجان تأثیر منفی دارد و می‌تواند رفتار خوردن هیجانی را با واسطه ناگویی هیجانی تشدید کند. در تبیین اثرات حمایت اجتماعی و حرمت خود بر خوردن هیجانی به واسطه ناگویی خلقی نیز می‌توان اشاره کرد که حمایت‌های اجتماعی می‌تواند از نظر روانشناختی بار مثبتی برای فرد داشته و در کاهش مشکلات هیجانی و رفتارهای خوردن آشفته مؤثر باشد. همچنین حرمت خود نقش مؤثری در کاهش مشکلات هیجانی دارد، بر این اساس افرادی که حرمت خود در آن‌ها بالاتر است، در مقابل مشکلات هیجانی عملکرد بهتری دارند و از راهبردهای انطباقی بیشتری استفاده می‌کنند. در این پژوهش با توجه به اینکه جامعه آماری شامل زنان چاق بود تعمیم این یافته‌ها به سایر گروه‌ها و افراد باید با احتیاط صورت بگیرد. همچنین پیشنهاد می‌شود که پژوهش مشابهی در سایر گروه‌های جنسیتی و سنی در شهرهای دیگر انجام شود.

سپاسگزاری

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب با کد ۱۶۲۴۴۱۰۱۰ می‌باشد. همچنین هیچگونه تعارض منافعی از سوی نویسندگان مقاله وجود ندارد و نویسندگان از تمامی آزمودنی‌های محترم شرکت‌کننده در پژوهش، مدیریت و

[1]- Mattila

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-23]
[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.6.8.9]
[DOI: 10.32598/shenakht.9.6.91]

کارکنان کلینیک درمان چاقی باراکا صمیمانه قدردانی و تشکر می‌نمایند.

References

Ahmadi T, Qolipour M, Tehrani N, Sadeghpour F. (2017). The relationship between general health, perceived parenting styles and social support with emotional dyslexia. The 5th International Conference on Psychology, Educational Sciences and Lifestyle, Qazvin. (In Persian)

Austin A, Potterton R, Flynn M, Richards K, Allen K, Grant N, ... & Schmidt U. (2021). Exploring the use of individualised patient-reported outcome measures in eating disorders: Validation of the Psychological Outcome Profiles. European Eating Disorders Review, 29(2), 281-291.

Bagby RM, Parker JDA, Taylor GJ. (1994). The twenty-item Toronto Alexithymia Scale-I. Item selection and cross-validation of the factor structure. Journal of Psychosomatic Research, 38, 23-32.

Barchetta S, Martino G, Craparo G, Salehinejad MA, Nitsche MA, Vicario CM. (2021). Alexithymia is linked with a negative bias for past and current events in healthy humans International. Journal of Environmental Research and Public Health, 18(13), 66-96.

Bayat A, Yaghobi AG. (2014). Relationship between Self-Esteem and Happiness and Creativity of Bu-Ali Sina University Students. Journal of Innovation and Creativity in Human Science, 3(4), 147-164. (In Persian)

Besharat M, Ganji P. (2012). The moderating role of attachment styles on the relationship of alexithymia with marital satisfaction. Journal of Fundamentals of Mental Health, 14(56), 324-335. (In Persian)

Besharat MA. (2019). Multidimensional Scale of Perceived Social Support: Questionnaire, Instruction and Scoring. Journal of developmental psychology, Iranian psychologists, 15(60), 447-449. (In Persian)

Bloch C, Burghof L, Lehnhardt FG, Vogeley K, Falter-Wagner C. (2021). Alexithymia traits outweigh autism traits in the explanation of depression in adults with autism. Scientific Reports, 11(1), 1-7.

Bruwer B, Emsley R, Kidd M, Lochner C, Seedat S. (2008). Psychometric properties of the Multidimensional Scale of Perceived Social Support in youth. Comprehensive psychiatry, 49(2), 195-201.

Carter JS. (2018). Stress and self-esteem in adolescence predict physical activity and sedentary behavior in adulthood. Mental Health and Physical Activity, 14, 90-97.

Cohen S, Kamarck T, Mermelstein R. (1983). A global measure of perceived stress. Journal of Health and Social Behavior, 14, 385-396.

Delko A. (2015). Investigating the relationship between alexithymia and false beliefs with self-esteem in male and female students. Master's thesis, General Psychology, University of Tehran. (In Persian)

Duriez P, Lefèvre H, Lodovico l, Viltart O, Gorwood P. (2021). Increased cognitive flexibility mediates the improvement of eating disorders symptoms, depressive symptoms and level of daily life functioning in patients with anorexia nervosa treated in specialised centres. European Eating Disorders Review, 29(4), 600-610.

Galanakis M, Palaiologou A, Patsi G, Velegraki I, Darviri C. (2016). A Literature Review on the Connection between Stress and Self-Esteem. Psychology, 7, 687-694.

Iannaccone M, D'Olimpio F, Cella S, Cotrufo P. (2016). Self-esteem, body shame and eating disorder risk in obese and normal weight adolescents: A mediation model. Eating Behaviors, 21, 80-83.

Jonason PK, Krause L. (2013). The emotional deficits associated with the Dark Triad traits: Cognitive empathy, affective empathy, and alexithymia. Personality and Individual Differences, 55, 532-537.

Kappes C, Stein R, Körner A, Merkenschlager A, Kiess W. (2021). Stress, Stress Reduction and

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.6.8.9]

[DOI: 10.32598/shenakht.9.6.91]

Obesity in Childhood and Adolescence. Hormone Research in Paediatrics, 94, 279-287.

Kashani HA, Roshan R, Khalaj A, Mohammadi J. (2012). Comparison of emotional dyslexia and body image in obese, overweight and normal weight people. Health Psychology, 11, 70-80. (In Persian)

Kelly FM, Kazmierski JL, Borelli UR. (2022). Negative affect, childhood adversity, and adolescents' eating following stress. Journal of Appetite, 168, 145-163.

Khodabakhsh MR, Kiani F. (2014). The role of depressive symptoms and dyslexia in predicting disordered eating behaviors in female students. Community Health, 8, 27-36. (In Persian)

Khodapanah M, Sohrabi F, Ahadi H, Taghiloo S. (2018). The Mediating Role of Cognitive Emotion Regulation in the Relationship between Brain-Behavioral Systems with eating behavior in individuals with overweight and obesity. Research Psychology Health, 11, 55-73. (In Persian)

Klatzkin RR, Baldassaro A, Rashid S. (2019). Physiological responses to acute stress and the drive to eat: The impact of perceived life stress. Appetite, 133, 393-399.

Kline RB. (2011). Principles and practice of structural equation modeling (3. Baskı). New York, NY: Guilford, 14, 1497-1513.

Mattila AK, Ahola K, Honkonen T, Salminen JK, Huhtala H, Joukamaa M. (2007). Alexithymia and occupational burnout are strongly associated in working population. Journal of psychosomatic research, 62(6), 657-665.

Moradi M, Behrouzi N, Haji Yakhchali A, Aalipur S. (2018). Testing the causal relationship model of perceived social support and academic well-being components with the mediation of self-efficacy beliefs, self-respect and academic stress in male students. Psychological Methods and Models, 9, 35-50. (In Persian)

Nashwan AJ, Villar RC, Al-Qudimat AR, Kader N, Alabdulla M, Abujaber AA, Al-Jabry MM, Harkous M, Philip A, Ali R. (2021). Quality of life, sleep quality, depression, anxiety, stress, eating habits, and social bounds in nurses during the coronavirus disease 2019 pandemic in Qatar (The PROTECTOR Study): a Cross-Sectional, Comparative Study. Journal of Personalized Medicine, 11, 918.

Palmer BR, Gignac G, Manocha R, Stough C. (2005). A psychometric evaluation of the Mayer–Salovey–Caruso emotional intelligence test version 2.0. Intelligence, 33(3), 285-305.

Panayiotou G, Panteli M, Vlemincx E. (2021). Adaptive and maladaptive emotion processing and regulation, and the case of alexithymia. Cognition and Emotion, 35(3), 488-499.

Polloni L, Ferruzza E, Ronconi L, D'Ovidio G, Bonaguro R, Lazzarotto F, Toniolo A, Guarnaccia A, Muraro A. (2021). Maternal anxiety and previous anaphylaxis are associated with alexithymia in young patients with food allergy. Pedia Tric Alleroy and Immunology, 16(5), 234-256.

Pullmann H, Allik J. (2000). The Rosenberg Self-Esteem Scale: its dimensionality, stability and personality correlates in Estonian. Personality and Individual Differences, 28, 701-715.

Ravary A, Baldwin MW. (2018). Self-esteem vulnerabilities are associated with cued attentional biases toward rejection. Personality and Individual Differences, 126, 44-51.

Rosenberg M. (1965). Society and the adolescent selfimage. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Safaei M, Shokri O. (2014). Assessing stress in cancer patients: Factorial validity of the perceived stress scale in Iran. Journal of Psychiatric Nursing, 2(1), 13-22. (In Persian)

Sanderson DJ, Zhang X. (2004). Stress-controlled localization of deformation and fluid flow in fractured rocks. Geological Society, London, Special Publications, 231, 299-314.

Sarafino EP, Smith TW. (2014). Health psychology: Biopsychosocial interactions. John Wiley & Sons.

Seyed Salehi SF, Dasht Bzorgi Z. (2017). Relationship between personality traits, body image

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.6.8.9]

[DOI: 10.32598/shenakht.9.6.91]

concern and alexithymia with disordered eating in nursing students. Iranian Journal of Nursing Research, 13(4), 1-7. (In Persian)

Tremblay MS, Aubert S, Barnes JD, Saunders TJ, Carson V, Latimer-Cheung AE, Chastin SFM, Altenburg TM, Chinapaw MJM. (2017). Sedentary behavior research network (SBRN)–terminology consensus project process and outcome. International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity, 14, 1-17.

Van der Valk ES, Savas M, Van Rossum EFC. (2018). Stress and obesity: are there more susceptible individuals?. Current Obesity Reports, 7, 193-203.

Van Strien T, Frijters JER, Bergers GPA, Defares PB. (1986). The Dutch Eating Behavior Questionnaire (DEBQ) for assessment of restrained, emotional, and external eating behavior. International Journal of Eating Disorders, 5, 295-315.

Van Strien T, Peter Herman C, Verheijden MW. (2012). Eating style, over eating and weight gain. A prospective 2-year follow-up study in a representative Dutchsample. Appetite, 59,782-789.

Vander Wal JS. (2012). The relationship between body mass index and unhealthy weight control behaviors among adolescents: The role of family and peer social support. Economics & Human Biology, 10, 395-404.

World Heath Statistics. (2017). World Health Organization. Retrieved from .

Yıldırım M, Çelik Tanrıverdi F. (2020). Social Support, Resilience and Subjective Well-being in College Students. Journal of Positive School Psychology, 5(2), 127-135.

Zarei S. (2020). The Mediating Role of Self-Esteem in the Relationship Between Family Functioning and Eating Disorder. Journal of developmental psychology, Iranian psychologists, 17(66), 193-204. (In Persian)

Zimet GD, Dahlem NW, Zimet SG, Farley GK. (1988). The multidimensional scale of perceived social support. Journal of Personality Assessment, 52, 30-41.

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.25886657.1401.9.6.8.9]

[DOI: 10.32598/shenakht.9.6.91]