



Predicting psychological distress based on the dimensions of empathy and the mediating role of cognitive reappraisal

Ahmadreza Tohidi Nasab¹ , Leila Heydari Nasab²

1. M.A. of Clinical Psychology, Department of Psychology, Shahed University, Tehran, Iran. E-mail: ahmadrezatohidi@yahoo.com

2. Associate Professor, Department of Psychology, Shahed University, Tehran, Iran. E-mail: Heydarinasab@shahed.ac.ir

ARTICLE INFO

Article type:

Research Article

Article history:

Received 20 June 2024

Received in revised form
19 July 2024

Accepted 22 August 2024

Published Online 26
December 2025

Keywords:

emotional and cognitive
empathy,
cognitive reappraisal,
psychological distress

ABSTRACT

Background: Despite the significance of psychological distress in reducing performance and quality of life, few studies have investigated the role of positive variables such as empathy. Particularly in Iran, limited evidence exists regarding the relationship between the dimensions of empathy and emotion regulation strategies with psychological distress, indicating a research gap and highlighting the necessity of the present study. Exploring this topic can enrich the domestic literature and inform the design of preventive and promotive interventions in the field of mental health.

Aims: The present study aimed to predict psychological distress based on empathy dimensions and the mediating role of cognitive reappraisal.

Methods: This study employed a correlational design using structural equation modeling. The statistical population comprised all students of Shahed University, Tehran, enrolled in the 2019–2020 academic year. The sample included 270 students selected through cluster sampling. Data were collected using the Interpersonal Reactivity Index (Davis, 1983), the Emotion Regulation Questionnaire (Gross & John, 2003), and the Kessler Psychological Distress Scale (Kessler et al., 2003). Relationships between variables were examined using Pearson correlation, and the proposed model was tested via structural equation modeling. The maximum allowable alpha level for hypothesis testing was set at 0.05 ($p \leq 0.05$). Data analysis was conducted using SPSS 23 and AMOS 26.

Results: Affective empathy had a significant negative direct effect on cognitive reappraisal ($p = 0.002$), while cognitive empathy had a significant positive direct effect on this strategy ($p = 0.001$). Affective empathy also showed a significant positive direct effect on psychological distress ($p = 0.001$), whereas the direct effect of cognitive empathy on this variable was negative but non-significant ($p = 0.162$). Cognitive reappraisal was significantly and negatively associated with psychological distress ($p = 0.032$). Mediation analysis revealed that cognitive reappraisal significantly mediated the relationships between affective empathy ($p = 0.001$) and cognitive empathy ($p = 0.025$) with psychological distress.

Conclusion: The findings indicate that balancing affective and cognitive empathy, along with employing adaptive emotion regulation strategies—particularly cognitive reappraisal—can effectively reduce psychological distress and promote mental health among students. Therefore, it is recommended that university-based interventions focus on teaching emotion regulation skills and strengthening cognitive empathy to prevent mental health problems.

Citation: Tohidi Nasab, A., & Heydari Nasab, L. (2025). Predicting psychological distress based on the dimensions of empathy and the mediating role of cognitive reappraisal. *Journal of Psychological Science*, 24(155), 167-181. [10.61186/jps.24.155.11](https://doi.org/10.61186/jps.24.155.11)

Journal of Psychological Science, Vol. 24, No. 155, 2025

© The Author(s). DOI: [10.61186/jps.24.155.11](https://doi.org/10.61186/jps.24.155.11)



✉ **Corresponding Author:** Leila Heydari Nasab, Associate Professor, Department of Psychology, Shahed University, Tehran, Iran.

E-mail: Heydarinasab@shahed.ac.ir, Tel: (+98) 9128433721

Extended Abstract

Introduction

University students, particularly in Iran, face multiple developmental and life challenges that threaten their mental health, including heavy academic workloads, employment and financial concerns, and identity and social transitions (Kabiri et al., 2023; Ruiz & Lopez, 2024; Yousefi et al., 2024). Evidence indicates a high prevalence of depression, anxiety, and stress in this population, with more than one-third of Iranian students experiencing at least one serious symptom of psychological distress (Mahdavinoor et al., 2025; Sabet et al., 2024). Psychological distress is a multidimensional construct that encompasses symptoms such as anxiety, depression, reduced motivation, and social difficulties, leading to consequences including decreased academic performance and an increased risk of developing more severe mental disorders (Sonmez et al., 2023; Singh et al., 2023).

One important construct in explaining psychological distress is empathy, which is generally divided into affective and cognitive dimensions (Huang et al., 2025; Thompson et al., 2022). Affective empathy refers to the emotional resonance and sharing of others' feelings, which can impose a high emotional load and has been linked to elevated anxiety and depression (Hua et al., 2021). In contrast, cognitive empathy refers to the deliberate understanding and interpretation of others' perspectives and emotions, offering a potential protective role against mental health problems (Huang et al., 2020). Previous studies have demonstrated that high levels of affective empathy combined with low levels of cognitive empathy are associated with increased psychological distress (Hülsemann et al., 2025; Khanjani et al., 2015; Zhang et al., 2021).

Alongside empathy, emotion regulation—particularly the strategy of cognitive reappraisal—is a crucial factor in mitigating psychological distress (Keskiner et al., 2024; Riepenhausen et al., 2022). Cognitive reappraisal involves reinterpretation of an event in a more adaptive way to reduce the intensity of the emotional response, with empirical evidence supporting its effectiveness in decreasing anxiety and

depression (Yeh et al., 2020; Wang et al., 2022). Research has shown that emotion regulation can mediate the relationship between empathy and psychological distress (Mu et al., 2025; Liu et al., 2023). However, no comprehensive study has yet simultaneously examined the differential roles of affective and cognitive empathy and the mediating role of cognitive reappraisal in relation to psychological distress among Iranian university students. The present study was conducted to address this gap.

Method

This applied study employed a correlational design utilizing structural equation modeling. The statistical population included all students enrolled at Shahed University, Tehran, during the 2019–2020 academic year. Using cluster sampling, and accounting for an estimated 10% attrition rate due to incomplete or invalid responses, questionnaires were distributed to 270 students. Sample size determination followed the recommendations of Stevens (1970) and Loehlin (as cited in Cohen et al., 2013), suggesting a minimum of 15 cases per predictor variable and at least 200 cases for models comprising two to four factors. Inclusion criteria involved current enrollment at Shahed University, informed consent to participate, and sufficient cognitive and communicative ability to complete the questionnaires, while exclusion criteria included withdrawal at any stage or incomplete questionnaires.

Data collection instruments comprised the Interpersonal Reactivity Index (IRI) by Davis (1983), which assesses empathy across four subscales (Empathic Concern, Fantasy, Perspective Taking, and Personal Distress); the Emotion Regulation Questionnaire (ERQ) by Gross and John (2003), which measures two strategies—cognitive reappraisal and expressive suppression; and the Kessler Psychological Distress Scale (K10) (Kessler et al., 2003), which identifies levels of psychological distress. The reliability and validity of these instruments have been confirmed in both domestic and international studies. Validated Persian versions were administered to the sample, and after removing invalid responses, the data were analyzed using SPSS-23 and Amos-26. Pearson correlation and path

analysis were employed to test the hypothesized research model.

Results

The present study was conducted with the participation of 270 students, including 139 males (51.5%) and 131 females (48.5%). The majority of participants were single (87.4%), with an age range of 20 to 40 years and a mean age of 23.66 years. In terms of academic level, 136 students were pursuing a bachelor's degree, 106 a master's degree, and 28 a doctoral degree. The study variables included affective empathy and cognitive empathy as independent variables, cognitive reappraisal as a mediating variable, and psychological distress as the dependent variable. Descriptive statistics revealed that the mean score of affective empathy (43.48) was higher than that of cognitive empathy (24.80), with greater variability observed in affective empathy. Cognitive reappraisal showed a wide range of variation, indicating diverse use of this emotion regulation strategy, while the overall level of

psychological distress in the sample was moderate. Univariate normality tests confirmed that skewness and kurtosis indices for all variables fell within the acceptable range.

Pearson correlation analysis indicated that affective empathy had a significant positive relationship with psychological distress (0.446), whereas cognitive empathy showed a significant negative relationship with psychological distress (-0.424), suggesting its protective role. Cognitive reappraisal was significantly and negatively associated with psychological distress (-0.277), positively correlated with cognitive empathy (0.204), and negatively correlated with affective empathy (-0.191). Model fit indices demonstrated that all values were within acceptable ranges, confirming the adequacy of the conceptual model in explaining the data. The coefficient of determination ($R^2 = 0.28$) indicated that affective empathy, cognitive empathy, and cognitive reappraisal jointly accounted for 28% of the variance in psychological distress, representing a moderate explanatory power for the model.

Table 1. Results of Direct Effects in the Model

Type of Effect	Standardized Coefficient	Unstandardized Coefficient	Standard Error	t Value	p Value
Affective empathy → Cognitive reappraisal	-0.226	-0.356	0.115	-3.10	0.002
Cognitive empathy → Cognitive reappraisal	0.304	1.280	0.381	3.64	0.001
Affective empathy → Psychological distress	0.461	0.674	0.110	6.13	0.001
Cognitive empathy → Psychological distress	-0.072	-0.304	0.217	-1.39	0.162
Cognitive reappraisal → Psychological distress	-0.156	-0.145	0.067	-2.14	0.032

The results presented in Table 1 indicate the direct effects of the variables within the research model. Findings reveal that affective empathy had a significant negative direct effect on cognitive reappraisal ($p = 0.002$), meaning that higher levels of affective empathy were associated with lower use of the cognitive reappraisal strategy. In contrast, cognitive empathy had a significant positive direct effect on cognitive reappraisal ($p = 0.001$), suggesting that individuals with higher levels of cognitive empathy were more likely to use this emotion regulation strategy. Furthermore, affective empathy had a significant positive direct effect on psychological distress ($p = 0.001$), indicating that higher affective empathy is linked to increased psychological distress. On the other hand, the direct effect of cognitive empathy on psychological distress

was negative but not statistically significant ($p = 0.162$), implying that this type of empathy does not have a substantial direct impact on reducing psychological distress. Finally, cognitive reappraisal had a significant negative direct effect on psychological distress ($p = 0.032$), suggesting that greater use of this regulation strategy can help reduce psychological distress.

As shown in Table 2, the mediating role of cognitive reappraisal in the relationship between affective and cognitive empathy with psychological distress was confirmed ($p < 0.05$). Specifically, cognitive reappraisal significantly mediated the relationship between affective empathy and psychological distress ($p = 0.001$) as well as between cognitive empathy and psychological distress ($p = 0.025$). Overall, the findings indicate that the independent variables—

affective empathy and cognitive empathy—affect psychological distress both directly and indirectly

through the mediating role of cognitive reappraisal.

Table2. Mediation Analysis of Cognitive Reappraisal using Bootstrapping

Mediation Path	Indirect Effect	Standard Error	Lower Bound	Upper Bound	p Value
Affective empathy → Cognitive reappraisal → Psychological distress	-0.216	0.036	-0.106	-0.051	0.001
Cognitive empathy → Cognitive reappraisal → Psychological distress	0.174	0.042	0.119	0.322	0.025

Conclusion

The present study aimed to examine the role of empathy dimensions (affective and cognitive) in predicting psychological distress, with a particular focus on the mediating role of the emotion regulation strategy cognitive reappraisal. Findings revealed a significant positive relationship between affective empathy and psychological distress, whereas cognitive empathy exhibited a negative but non-significant association with this outcome. This aligns with the “costs of empathy” model (Huang et al., 2025) and prior research (Hülzman et al., 2025; Hua et al., 2021), suggesting that when the affective component of empathy outweighs the cognitive component, it may lead to chronic emotional arousal, emotional exhaustion, and increased vulnerability to anxiety and depression. In contrast, cognitive empathy, which involves the analytical and conscious understanding of others’ emotional states, helps prevent excessive immersion in emotional strain and facilitates psychological adaptation. Nevertheless, the absence of a statistically significant direct effect in this study may reflect the influence of cultural and environmental moderators such as academic stress and societal attitudes toward mental health. Results further indicated that cognitive empathy was positively and significantly associated with cognitive reappraisal, whereas affective empathy demonstrated a negative effect on this strategy. This finding is consistent with research by Thompson et al. (2022) and Mora-Pelegrín et al. (2021), which shows that individuals with higher cognitive empathy possess more capacity to reinterpret stressful events, alter their emotional meaning, and thereby reduce negative reactions. Conversely, heightened affective empathy, due to intense emotional immersion, can diminish cognitive processing capacity and increase the likelihood of employing maladaptive regulatory

strategies. The mediation analysis confirmed that cognitive reappraisal partially accounts for the relationship between empathy dimensions and psychological distress. This outcome supports the perspective of Riepenhausen et al. (2022) and Yeh et al. (2020) that cognitive reappraisal is a key mechanism of psychological resilience. The capacity to reframe stressful situations not only mitigates the arousal resulting from affective empathy but also enhances the protective effects of cognitive empathy. These findings can inform the development of educational and intervention programs aimed at reducing psychological distress among students. However, limitations—including reliance on self-report instruments, heterogeneity in academic levels within the sample, and the correlational nature of the design—should be acknowledged. Future research is recommended to employ longitudinal and experimental designs to clarify causal pathways.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines: This article is taken from the doctoral dissertation of the first author in the field of psychology and education of exceptional children in the Faculty of Psychology, University of Tehran. To maintain the observance of ethical principles in this study, an attempt was made to collect information after obtaining the consent of the participants. Participants were also reassured about the confidentiality of the protection of personal information and the presentation of results without mentioning the names and details of the identity of individuals.

Funding: This study was conducted as a PhD thesis with no financial support.

Authors’ contribution: The first author was the senior author, the second were the supervisors.

Conflict of interest: the authors declare no conflict of interest for this study.

Acknowledgments: The authors would like to express their gratitude to all participants who took part in this study.



پیش‌بینی پریشانی روانشناختی بر اساس ابعاد همدلی و نقش واسطه‌ای ارزیابی مجدد شناختی

احمد رضا توحیدی نسب^۱، لیلا حیدری نسب^۲

۱. کارشناس ارشد روانشناسی بالینی، گروه روانشناسی، دانشگاه شاهد، تهران، ایران.

۲. دانشیار، گروه روانشناسی، دانشگاه شاهد، تهران، ایران.

مشخصات مقاله

چکیده

نوع مقاله:

پژوهشی

تاریخچه مقاله:

دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۳۱

بازنگری: ۱۴۰۳/۰۴/۲۹

پذیرش: ۱۴۰۳/۰۶/۰۱

انتشار برخط: ۱۴۰۴/۱۰/۰۵

کلیدواژه‌ها:

همدلی عاطفی و شناختی،
ارزیابی مجدد شناختی،
پریشانی روانشناختی

زمینه: با وجود اهمیت پریشانی روانشناختی در افت عملکرد و کیفیت زندگی، پژوهش‌های اندکی نقش متغیرهای مثبتی مانند همدلی را بررسی کرده‌اند. به‌ویژه در ایران شواهد کمی درباره رابطه ابعاد همدلی و راهبردهای تنظیم هیجان با پریشانی روانشناختی وجود دارد، که نشان‌دهنده خلأ پژوهشی و ضرورت مطالعه حاضر است. بررسی این موضوع می‌تواند به غنای ادبیات داخلی و طراحی مداخلات پیشگیرانه و ارتقایی در حوزه سلامت روان کمک کند.

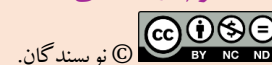
هدف: پژوهش حاضر با هدف پیش‌بینی پریشانی روانشناختی براساس ابعاد همدلی و نقش واسطه‌ای ارزیابی مجدد شناختی انجام شد. **روش:** روش پژوهش حاضر همبستگی از نوع مدلسازی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری پژوهش حاضر در برگیرنده تمامی دانشجویان دانشگاه شاهد تهران بود. که در سال تحصیلی ۱۳۹۸ در این دانشگاه مشغول به تحصیل بودند. نمونه مورد مطالعه، شامل ۲۷۰ نفر از دانشجویان بود که با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای فرآیند نمونه‌گیری انجام شد. ابزارهای مورد استفاده در این پژوهش شامل، پرسشنامه‌های شاخص‌های بین‌فردی (دیویس، ۱۹۸۳)، پرسشنامه تنظیم هیجانی (گراس و جان، ۲۰۰۳) و پرسشنامه پریشانی روانشناختی (کسلر و همکاران، ۲۰۰۳) بود. در این پژوهش رابطه بین متغیرها با آزمون همبستگی پیرسون و مدل پژوهش با تکنیک مدل‌سازی معادلات ساختاری آزمون شد. حداکثر سطح خطای آلفا جهت آزمون فرضیه‌ها، مقدار ۰/۰۵ تعیین شد ($p \leq 0.05$). تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای آماری SPSS-23 و AMOS-26 انجام شد.

یافته‌ها: نتایج نشان داد که همدلی عاطفی اثر مستقیم و منفی معناداری بر ارزیابی مجدد شناختی دارد ($p = 0.002$) و همدلی شناختی اثر مستقیم و مثبت معناداری بر این راهبرد نشان می‌دهد ($p = 0.001$). همدلی عاطفی همچنین اثر مثبت و معناداری بر پریشانی روانشناختی داشت ($p = 0.001$)، درحالی‌که اثر مستقیم همدلی شناختی بر این متغیر منفی اما غیرمعنادار بود ($p = 0.162$). ارزیابی مجدد شناختی با پریشانی روانشناختی رابطه منفی و معناداری داشت ($p = 0.032$). آزمون نقش میانجی‌گری نیز نشان داد که ارزیابی مجدد شناختی به‌طور معناداری روابط بین همدلی عاطفی ($p = 0.001$) و همدلی شناختی ($p = 0.025$) با پریشانی روانشناختی را میانجی‌گری می‌کند.

نتیجه‌گیری: نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تعادل میان ابعاد عاطفی و شناختی همدلی و به‌کارگیری راهبردهای سازگارانه تنظیم هیجان، به‌ویژه ارزیابی مجدد شناختی، می‌تواند در کاهش پریشانی روانشناختی و ارتقای سلامت روان دانشجویان مؤثر باشد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود مداخلات دانشگاهی بر آموزش مهارت‌های تنظیم هیجان و تقویت همدلی شناختی برای پیشگیری از مشکلات روانی تمرکز کنند.

استناد: توحیدی نسب، احمد رضا؛ و حیدری نسب، لیلا (۱۴۰۴). پیش‌بینی پریشانی روانشناختی بر اساس ابعاد همدلی و نقش واسطه‌ای ارزیابی مجدد شناختی. مجله علوم روانشناختی، دوره ۲۴، شماره ۱۵۵، ۱۶۷-۱۸۱.

مجله علوم روانشناختی، دوره ۲۴، شماره ۱۵۵، ۱۴۰۴. DOI: [10.61186/jps.24.155.11](https://doi.org/10.61186/jps.24.155.11)



مقدمه

جامعه دانشجویان، به‌ویژه در ایران، به دلیل ویژگی‌های رشدی و شرایط خاص زندگی‌شان، با چالش‌های متعددی مواجه هستند که سلامت روان آنها را به خطر می‌اندازد (کبیری و همکاران، ۲۰۲۳). دانشجویان در این مرحله از زندگی تحت فشارهای مختلفی قرار دارند که از جمله می‌توان به حجم بالای تکالیف و انتظارات تحصیلی، دغدغه‌های شغلی و اقتصادی، و تغییرات هویتی و اجتماعی اشاره کرد (رویز و لویز، ۲۰۲۴). این عوامل، به‌ویژه در جامعه ایرانی که با مشکلات اقتصادی، تغییرات فرهنگی، و شرایط خاص اجتماعی مواجه است، می‌تواند آنان را به شدت مستعد ابتلا به مشکلات روانی کنند (یوسفی و همکاران، ۲۰۲۴). پژوهش‌های انجام‌شده در ایران نیز نشان داده‌اند که شیوع افسردگی^۱، اضطراب^۲ و استرس^۳ در میان دانشجویان قابل توجه است (مهدوی نور و همکاران، ۲۰۲۵). این مشکلات نه تنها عملکرد تحصیلی آنان را کاهش می‌دهد، بلکه کیفیت زندگی و سلامت اجتماعی‌شان را نیز تهدید می‌کند (جعفری و همکاران، ۲۰۲۲). به‌طور خاص، بیش از یک‌سوم دانشجویان ایرانی حداقل یک نشانه جدی از پریشانی روانشناختی^۴ را تجربه می‌کنند (ثابت و همکاران، ۲۰۲۴). پریشانی روانشناختی به‌عنوان یک چالش مهم سلامت روان در این گروه جمعیتی مطرح است و به مجموعه‌ای از علائم هیجانی و رفتاری اطلاق می‌شود که شامل اضطراب، افسردگی، کاهش انگیزش، بی‌خوابی، انزوا و مشکلات تمرکز است (سانمز و همکاران، ۲۰۲۳). این نشانه‌ها در کوتاه‌مدت موجب افت تحصیلی و کاهش کیفیت روابط اجتماعی می‌شوند و در بلندمدت احتمال ابتلا به اختلالات روانی جدی‌تر را افزایش می‌دهند (سینگ و همکاران، ۲۰۲۳).

پریشانی روانشناختی تحت تأثیر عوامل متعددی قرار دارد که شناسایی و بررسی آن‌ها می‌تواند به طراحی مداخلات مؤثر برای کاهش این مشکل کمک کند. یکی از سازه‌هایی که در سال‌های اخیر توجه پژوهشگران را به خود جلب کرده، همدلی^۵ است (هوانگ و همکاران، ۲۰۲۵). همدلی به‌عنوان توانایی درک و سهیم شدن در احساسات دیگران، یک ظرفیت چندبعدی است که عمدتاً به دو بعد شناختی و عاطفی تقسیم می‌شود. این

دو بعد با وجود ارتباطشان، اثرات متفاوتی بر سلامت روان دارند (تامپسون و همکاران، ۲۰۲۲). همدلی عاطفی نشان‌دهنده توانایی به اشتراک گذاشتن یا برانگیخته شدن عاطفی توسط حالت‌های هیجانی دیگران است و به‌طور مستقیم با بار هیجانی همراه است. در مقابل، همدلی شناختی شامل توانایی آگاهانه قرار دادن خود به جای ذهن دیگری برای درک آنچه فکر می‌کند یا احساس می‌کند است (مورا-پلگرین و همکاران، ۲۰۲۱). مطالعات نشان داده‌اند که سطوح بالای همدلی عاطفی می‌تواند افراد را در معرض بار هیجانی شدید قرار دهد و با افزایش اضطراب، افسردگی و استرس همراه باشد (هوا و همکاران، ۲۰۲۱). این در حالی است که همدلی شناختی، که شامل درک آگاهانه دیدگاه‌ها و هیجان‌های دیگران است، می‌تواند نقش محافظتی ایفا کند و احتمال ابتلا به مشکلات روانی را کاهش دهد (هوانگ و همکاران، ۲۰۲۰).

بر اساس پژوهش‌های انجام‌شده، سطوح پایین همدلی شناختی و سطوح بالای همدلی عاطفی ممکن است تأثیر منفی بر عملکردهای اجتماعی و شدت علائم پریشانی روانشناختی داشته باشند (هولزمن و همکاران، ۲۰۲۵؛ خانجانی و همکاران، ۲۰۱۵). به‌طور مثال، مطالعات نشان داده‌اند که همدلی شناختی پایین با افزایش علائم افسردگی به‌عنوان یکی از شاخص‌های اصلی پریشانی روانشناختی همراه بوده است (گریس و همکاران، ۲۰۲۳؛ ژانگ و همکاران، ۲۰۲۱؛ بنیک و همکاران، ۲۰۱۹). در مقابل، همدلی شناختی بالا می‌تواند به بهبود توانایی‌های اجتماعی و کاهش پریشانی روانشناختی منجر شود (پاناگو و مکبث، ۲۰۲۴؛ کادی و همکاران، ۲۰۲۴؛ گامبین و شارپ، ۲۰۱۸).

در کنار نقش همدلی، سازه تنظیم هیجان^۶ نیز به‌عنوان یکی از عوامل کلیدی در تبیین پریشانی روانشناختی مطرح شده است (کسکینر و همکاران، ۲۰۲۴). تنظیم هیجان شامل فرایندهایی است که افراد برای کنترل تجربه و ابراز هیجان‌های خود به کار می‌برند و یکی از راهبرد اصلی تنظیم هیجان، ارزیابی مجدد شناختی^۷ است (رینهاوزن و همکاران، ۲۰۲۲). ارزیابی مجدد شناختی به معنای تفسیر دوباره یک رویداد یا پاسخ هیجانی است به‌گونه‌ای که شدت اثر آن هیجان کاهش یابد و فرد بتواند معنای متفاوتی

5. empathy

6. emotion regulation

7. cognitive reappraisal

1. depression

2. anxiety

3. stress

4. psychological Distress

از موقعیت دریافت کند. این راهبرد به عنوان یک سازوکار مؤثر در کاهش بار هیجانی شناخته شده است (یه و همکاران، ۲۰۲۰). شواهد پژوهشی نشان داده‌اند که ارزیابی مجدد شناختی می‌تواند نقش محافظتی ایفا کند و به کاهش افسردگی و اضطراب کمک کند (وانگ و همکاران، ۲۰۲۲؛ شو و همکاران، ۲۰۲۰).

ارتباط بین همدلی و تنظیم هیجان نیز در پژوهش‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته است. به طور خاص، مشخص شده است که تنظیم هیجان می‌تواند نقش واسطه‌ای در تأثیر همدلی بر پریشانی روانشناختی ایفا کند (موو و همکاران، ۲۰۲۵؛ لیو و همکاران، ۲۰۲۳). همدلی عاطفی، به دلیل بار هیجانی بالا، ممکن است نیاز بیشتری به استفاده از راهبردهای مؤثر تنظیم هیجان مانند ارزیابی مجدد شناختی داشته باشد تا از اثرات منفی آن بر سلامت روان کاسته شود (لی و همکاران، ۲۰۲۵). در مقابل، سطوح پایین همدلی شناختی ممکن است با استفاده از راهبردهای ناسازگار تنظیم هیجان همراه باشد که خطر ابتلا به پریشانی روانشناختی را افزایش می‌دهد (نودا و همکاران، ۲۰۱۸).

با وجود اهمیت این سازه‌ها، تاکنون پژوهش جامعی که به طور هم‌زمان نقش تفاوت دو بعد همدلی (عاطفی و شناختی) و نقش واسطه‌ای تنظیم هیجان (ارزیابی مجدد شناختی) را در ارتباط با پریشانی روانشناختی در جامعه دانشجویی ایرانی بررسی کند، انجام نشده است. این خلأ پژوهشی ضرورت مطالعه حاضر را روشن می‌سازد و می‌تواند به ارائه دیدگاه‌های نوین در زمینه عوامل مؤثر بر سلامت روان دانشجویان و طراحی مداخلات مؤثر برای کاهش پریشانی روانشناختی در این گروه کمک کند. بنابراین پژوهش حاضر با هدف پاسخگویی به این سوال انجام شد که چگونه پریشانی روانشناختی بر اساس ابعاد همدلی و نقش واسطه‌ای ارزیابی مجدد شناختی پیش‌بینی می‌شود؟

روش

الف) طرح پژوهش و شرکت‌کنندگان: این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ نحوه‌ی گردآوری اطلاعات در زمره تحقیقات از نوع همبستگی بود. جامعه آماری پژوهش در برگیرنده تمامی دانشجویان دانشگاه شاهد تهران که در سال تحصیلی ۱۳۹۸ در این دانشگاه مشغول به

تحصیل بودند. نمونه مورد مطالعه به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای انتخاب شد. با در نظر گرفتن عواملی مانند پرسشنامه‌های ناقص یا مخدوش و مواردی از این قبیل، ۱۰٪ برای ریزش آزمودنی‌ها در نظر گرفته شد و پرسشنامه در اختیار ۲۷۰ نفر قرار گرفت. در تحلیل استیونس در نظر گرفتن ۱۵ مورد برای هر متغیر پیش‌بین در تحلیل رگرسیون چندگانه با روش معمولی حداقل مربعات استاندارد است (هالنسکی و فلدت، ۱۹۷۰). بر پایه این موضوع می‌توان اعلام کرد که چون تحلیل مسیر در برخی جنبه‌ها کاملاً مرتبط با رگرسیون چندمتغیری است، تعداد ۱۵ مورد به ازای هر متغیر اندازه‌گیری شده در تحلیل مسیر غیر منطقی نیست. لوهلین بیان می‌دارد که برای مدل‌هایی با دو یا چهار عامل، پژوهشگر باید روی جمع‌آوری دست‌کم ۲۰۰ مورد برنامه‌ریزی کند (کوهن و همکاران، ۲۰۱۳). معیارهای ورود این پژوهش شامل: مشغول بودن به تحصیل در دانشگاه شاهد، تمایل و رضایت آگاهانه برای شرکت در پژوهش، و توانایی شناختی و ارتباطی لازم برای تکمیل پرسشنامه‌ها بود. معیارهای خروج نیز شامل عدم تمایل به ادامه همکاری در هر مرحله از پژوهش، و یا تکمیل ناقص پرسشنامه‌ها بود.

ب) ابزار

شاخص‌های بین فردی دیویس^۱ (IRI): این ابزار جهت اندازه‌گیری و سنجش همدلی توسط دیویس (۱۹۸۳) طراحی شده و یک ابزار خودسنجی با ۲۱ جمله و ۳ خرده مقیاس است که هر کدام بعدی از ابعاد همدلی کلی را بررسی می‌کنند. این خرده مقیاس‌ها عبارت انداز: الف. اتخاذ دیدگاه ب. توجه همدلانه ج. پریشانی شخصی. زیرمقیاس اتخاذ دیدگاه کوشش‌های فردی و دیدن امور از دید آن‌ها را می‌سنجد. زیرمقیاس توجه همدلانه، احساسات گرمی، دلسوزی و اهمیت دادن به دیگران و بالاخره زیرمقیاس پریشانی شخصی، احساس اضطراب و ناراحتی ناشی از مشاهده تجربه منفی را در دیگران اندازه‌گیری می‌کند. آزمودنی‌ها باید در یک طیف ۵ تایی (از ۰، "اصلاً مرا توصیف نمی‌کند" تا ۴، "به خوبی مرا توصیف می‌کند") مشخص می‌نمایند. سؤالات ۲، ۴، ۱۱، ۱۰، ۱۲، ۱۴، ۱۵ به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. لازم به ذکر است که دو زیرمقیاس توجه همدلانه و پریشانی شخصی در حیطه‌ی همدلی عاطفی قرار می‌گیرند و به توانایی تجربه و شناسایی عواطف برمی‌گردند. هم‌چنین دو

¹. Interpersonal Reactivity Index

زیر مقیاس اتخاذدیدگاه در حیطه همدلی شناختی قرار گرفته و به توانایی شناسایی درک تجربه افراد بر می‌گردند. هر خرده مقیاس را ۷ سؤال می‌سنجد. دیویس (۱۹۸۳) ضریب آلفای کرونباخ را برای هر چهار خرده مقیاس بین ۰/۷۱ تا ۰/۷۷ گزارش نمود که حاکی از پایایی مناسب این ابزار است. همچنین پایایی، آزمون-آزمون مجدد را نیز، پس از یک دوره ۴ هفته‌ای، بین ۰/۶۲ تا ۰/۸۰ گزارش نمود. در ایران نیز در تحقیق فیض آبادی و همکاران (۱۳۸۶) ضریب آلفای کرونباخ برای هر خرده مقیاس عبارت بود از: توجه همدلانه ۰/۶۸، تخیل، ۰/۷۰، اتخاذ دیدگاه ۰/۶۸ و پریشانی شخصی ۰/۷۱. به‌منظور تبیین اعتبار شاخص واکنش‌پذیری بین‌فردی، ضریب همبستگی بین این ابزار با مقیاس همدلی هاگان و پرسشنامه همدلی هیجانی مهراییان و اپستین سنجیده شد که به ترتیب ۰/۴۰ و ۰/۶۰ بدست آمد. ضریب آلفای کرونباخ در پژوهش حاضر ۰/۷۱ محاسبه شد.

پرسشنامه راهبردهای تنظیم هیجانی^۱ (ERQ): این پرسشنامه ۱۰ آیتی توسط گراس و جان (۲۰۰۳)، برای اندازه‌گیری تفاوت‌های فردی در دو استراتژی تنظیم هیجانی شامل بازآرزیابی شناختی و سرکوب، ساخته شده است. چهار آیت مربوط به سرکوب و ۶ آیت‌ها روی یک مقیاس لیکرت ۷ درجه‌ای از ۱ (کاملاً مخالف) تا ۷ (کاملاً موافق)، اندازه‌گیری می‌شوند. این پرسشنامه پایایی بسیار خوبی را نشان می‌دهد، آلفای کرونباخی که توسط گراس و جان (۲۰۰۳)، برای آن اندازه‌گیری شد. برای هر کدام از عوامل بازآرزیابی و سرکوب به ترتیب عبارت از ۰/۷۹ و ۰/۷۴ بودند و پایایی بازآزمایی برای کل مقیاس ۰/۶۹ گزارش شده است. در پژوهش تاشک (۱۳۹۰)، آلفای کرونباخ مقیاس ارزیابی مجدد ۰/۸۷ و مقیاس سرکوب را ۰/۹۰ به‌دست آورده است، که نشان دهنده پایایی مطلوب این ابزار است. در تحلیل عاملی تأییدی نیز شاخص‌های برازش قابل قبول گزارش شده است. ضرایب آلفای کرونباخ برای عامل بازآرزیابی ۰/۷۸ بدست آمد.

پرسشنامه پریشانی روانشناختی کسلر^۲ (K10): این پرسشنامه ویژه شناسایی اختلالات روانی در جمعیت عمومی است که کسلر و همکاران (۲۰۰۳)، به دو صورت ۱۰ سؤالی و ۶ سؤالی تدوین و در مطالعات مختلف از آن استفاده کردند. برای شناسایی اختلالات خلقی و اضطرابی، کارایی ۱۰ آیتی بیشتر است. به هر کدام از این گزینه‌ها بر اساس یک مقیاس ۵

درجه‌ای لیکرتی نمره داده می‌شود (صفر= هیچ وقت تا ۴= همیشه). لذا بیشترین نمره در ۱۰ آیتی برابر با ۴۰ است. در این پرسشنامه نمرات زیر ۲۰ در طیف بهنجار، نمره ۲۰ تا ۲۴ میزان پریشانی روانشناختی آن خفیف است، نمرات ۲۵ تا ۲۹ دارای پریشانی روانشناختی متوسط و نمره ۳۰ به بالا با پریشانی روانشناختی شدید همراه است. در ضمن این پرسشنامه نمره معکوس ندارد (کسلر و همکاران، ۲۰۰۳). در ایران وزیری و لطفی کاشانی (۱۳۹۱)، در یک مطالعه پژوهشی، پایایی پرسشنامه کسلر را با روش آلفای کرونباخ (۰/۹۰) و با روش دو نیمه سازی (۰/۸۶) بدست آوردند. آن‌ها با به‌دست آوردن همبستگی نمرات این پرسشنامه با پرسشنامه سلامت روان، اعتبار این آزمون را ۰/۸۰ گزارش کرده‌اند. ضریب آلفای کرونباخ در پژوهش حاضر ۰/۹۰ محاسبه شد.

ج) روش اجرا

پس از انتخاب ابزارها، نسخه‌های فارسی رایج هر یک از آن‌ها در پژوهش‌های مشابه و اخیر، با نسخه زبان اصلی مقایسه شدند. به علاوه، ویژگی‌های روانسنجی هر یک از مقیاس‌ها در پژوهش‌های خارجی و داخلی مورد بررسی قرار گرفتند. در نهایت نسخه‌های مورد استفاده از هر یک، برای سنجش متغیرها در پژوهش حاضر آماده شدند. پس از آماده‌سازی نسخه‌های فارسی آزمون‌ها، در نمونه مورد نظر اجرا شدند. پرسشنامه‌های تکمیل شده جمع‌آوری و پرسشنامه‌های مخدوش شده از نمونه حذف شدند و پس از ورود داده‌ها، توسط نرم افزار spss-23 و نرم افزار Amos26 تجزیه و تحلیل گردید. در این پژوهش به‌منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها، از روش همبستگی پیرسون و برای آزمون مدل فرضی پژوهش از تحلیل مسیر استفاده شد.

یافته‌ها

پژوهش حاضر با مشارکت ۲۷۰ نفر از شرکت‌کنندگان اجرا شد. از میان شرکت‌کنندگان، ۱۳۹ مرد (۵۱/۵٪) و ۱۳۱ زن (۴۸/۵٪) بودند. در مجموع ۸۷/۴ درصد از افراد گروه نمونه، مجرد و ۱۲/۶ درصد از آنان، متاهل هستند. دامنه سنی افراد بین ۲۰ تا ۴۰ سال بوده و میانگین سنی کل دانشجویان، ۲۳/۶۶ سال گزارش شده است. که ۱۳۶ نفر در مقطع کارشناسی، ۱۰۶ نفر در مقطع کارشناسی ارشد و ۲۸ نفر در مقطع دکتری

². Kessler Psychological Distress Scale

¹. Persian Adaptation of Emotion Regulation Questionnaire

مشغول به تحصیل بودند. در این پژوهش، ۲ متغیر مستقل (همدلی عاطفی و همدلی شناختی)، یک متغیر میانجی (بازارزیابی شناختی)، و یک متغیر وابسته (پریشانی روانشناختی)، حضور داشتند.

جدول ۱ اطلاعات توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش را ارائه می‌دهد. میانگین همدلی عاطفی (۴۳/۴۸) نشان‌دهنده سطح نسبتاً بالای این نوع همدلی در نمونه مورد مطالعه است، در حالی که میانگین همدلی شناختی (۲۴/۸۰) پایین‌تر بوده و بیانگر تفاوت قابل توجه میان این دو بعد همدلی است. همچنین، انحراف معیار همدلی عاطفی (۴/۹۳) و شناختی (۳/۰۲) نشان می‌دهد که پراکندگی داده‌ها در همدلی عاطفی بیشتر است. ارزیابی

مجدد شناختی دارای میانگین ۲۶/۵۵ بوده و نسبت به سایر متغیرها دامنه تغییرات گسترده‌تری (۳۶) دارد، که این امر به تنوع قابل توجه در استفاده از این راهبرد تنظیم هیجان اشاره دارد. پریشانی روانشناختی با میانگین ۱۴/۴۰ و انحراف معیار ۸/۴۰ نشان می‌دهد که سطح کلی این متغیر در جامعه آماری نسبتاً متوسط است اما پراکندگی داده‌ها نسبتاً زیاد است. مطابق نتایج جدول ۱، نرمال بودن تک متغیره با شاخص‌های کجی و کشیدگی بررسی شد و چون مقادیر کجی و کشیدگی تمامی متغیرها در دامنه +۲ تا -۲ بدست آمد نشان از تأیید مفروضه نرمال بودن تک متغیره داشت. جدول ۲ ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول ۱. اطلاعات توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	دامنه تغییرات	واریانس	انحراف معیار	کجی	کشیدگی
همدلی عاطفی	۴۳/۴۸	۳۲	۲۴/۳۷	۴/۹۳	۰/۰۶۵	۰/۴۰۸
همدلی شناختی	۲۴/۸۰	۱۷	۹/۱۷	۳/۰۲	-۰/۱۰۵	۰/۰۸۹
ارزیابی مجدد شناختی	۲۶/۵۵	۳۶	۳۸/۹۸	۶/۲۴	۰/۶۲۷	-۰/۴۳۶
پریشانی روانشناختی	۱۴/۴۰	۳۶	۷۰/۶۲	۸/۴۰	-۰/۵۳۰	۰/۶۵۳

جدول ۲. آزمون همبستگی پیرسون بین متغیرهای پژوهش

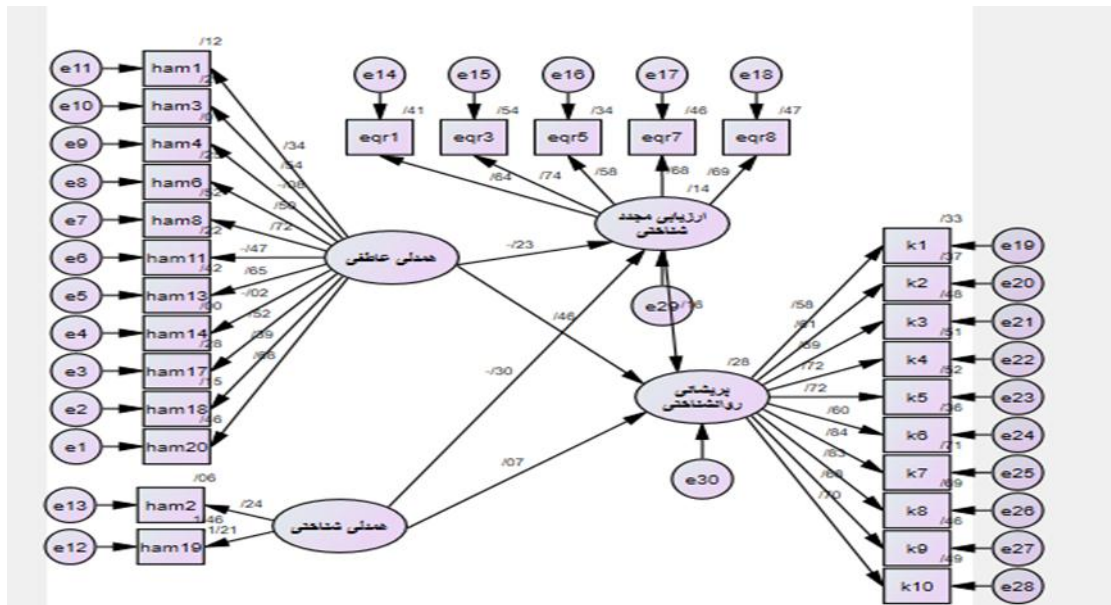
متغیرها	همدلی عاطفی	همدلی شناختی	ارزیابی مجدد شناختی	پریشانی روانشناختی
همدلی عاطفی	۱			
همدلی شناختی	۰/۱۵۳*	۱		
ارزیابی مجدد شناختی	-۰/۱۹۱**	۰/۲۰۴**	۱	
پریشانی روانشناختی	۰/۴۴۶**	-۰/۴۲۴**	-۰/۲۷۷***	۱

توجه: ۰/۰۵ < p و ۰/۰۱ < p = **

جدول ۲ نتایج آزمون همبستگی پیرسون میان متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که همدلی عاطفی با پریشانی روانشناختی دارای همبستگی مثبت و معناداری (۰/۴۴۶) است، به این معنا که افزایش سطح همدلی عاطفی با افزایش پریشانی روانشناختی همراه است. در مقابل، همدلی شناختی با پریشانی روانشناختی همبستگی منفی و معناداری (۰/۴۲۴-) دارد، که بیانگر نقش حفاظتی این نوع همدلی در کاهش پریشانی روانشناختی است. همچنین، ارزیابی مجدد شناختی نیز با پریشانی روانشناختی همبستگی منفی و معنادار (۰/۲۷۷-) دارد، که نشان‌دهنده تأثیر مثبت این راهبرد تنظیم هیجان در کاهش علائم پریشانی روانشناختی است.

علاوه بر این، همدلی شناختی با ارزیابی مجدد شناختی دارای همبستگی مثبت (۰/۲۰۴) است، که نشان می‌دهد افراد با سطح بالاتر همدلی شناختی احتمالاً از راهبردهای مؤثر تنظیم هیجان استفاده می‌کنند. در مقابل، همدلی عاطفی با ارزیابی مجدد شناختی همبستگی منفی (۰/۱۹۱-) دارد، که ممکن است بیانگر این باشد که افراد با سطح بالای همدلی عاطفی کمتر از این راهبرد استفاده می‌کنند.

شاخص‌های برازش مدل در جدول ۳ آمده است.



شکل ۱. مدل تجربی در حالت ضرایب مسیر استاندارد

جدول ۳. شاخص‌های برازش مدل

شاخص برازش	PGFI	IFI	NFI	CFI	GFI	RMSEA	Chi square/df
معیار*	> ۰/۷۰	> ۰/۹۰	> ۰/۹۰	> ۰/۹۰	> ۰/۹۰	< ۰/۰۸	در بازه ۱ تا ۵
نتیجه	۰/۷۱	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۹۴	۰/۹۳	۰/۰۷۳	۲/۴۴

داد سه متغیر همدلی عاطفی و شناختی و ارزیابی مجدد شناختی توانستند ۲۸ درصد از واریانس پریشانی روانشناختی را تبیین کنند که نشان از قدرت تبیین متوسط مدل داشت. در جدول ۴ نتایج تاثیر متغیرها بر یکدیگر یا اثر مستقیم آمده است.

در مجموع با ارزیابی تمامی شاخص‌های برازش در جدول ۲ می‌توان استنباط کرد برازش مدل تأیید می‌شود. هیچ کدام از شاخص‌های برازش مقدار ضعیفی ندارند و تمام شاخص‌های برازش مقدار قابل قبولی دارند که نشان داد کلیت مدل تأیید شد و داده‌ها با مدل مفهومی تطابق داشتند. ضریب تعیین متغیر وابسته پریشانی روانشناختی برابر با ۰/۲۸ بود که نشان

جدول ۴. نتایج بررسی اثرات مستقیم در مدل

نوع تاثیر	ضریب استاندارد	ضریب غیر استاندارد	خطای استاندارد	مقدار t	مقدار p
همدلی عاطفی -> ارزیابی مجدد شناختی	-۰/۲۲۶	-۰/۳۵۶	۰/۱۱۵	-۳/۱۰	۰/۰۰۲
همدلی شناختی -> ارزیابی مجدد شناختی	۰/۳۰۴	۱/۲۸	۰/۳۸۱	۳/۶۴	۰/۰۰۱
همدلی عاطفی -> پریشانی روانشناختی	۰/۴۶۱	۰/۶۷۴	۰/۱۱۰	۶/۱۳	۰/۰۰۱
همدلی شناختی -> پریشانی روانشناختی	-۰/۰۷۲	-۰/۳۰۴	۰/۲۱۷	-۱/۳۹	۰/۱۶۲
ارزیابی مجدد شناختی -> پریشانی روانشناختی	-۰/۱۵۶	-۰/۱۴۵	۰/۰۶۷	-۲/۱۴	۰/۰۳۲

مقابل، همدلی شناختی اثر مستقیم و مثبت معناداری بر ارزیابی مجدد شناختی دارد ($p=0/001$)، که نشان می‌دهد افراد با سطح بالاتر همدلی شناختی بیشتر از این راهبرد تنظیم هیجان استفاده می‌کنند. همچنین، همدلی عاطفی اثر مثبت و معناداری بر پریشانی روانشناختی دارد ($p=0/001$)، که

نتایج جدول ۴ نشان‌دهنده اثرات مستقیم متغیرها در مدل پژوهش است. یافته‌ها نشان می‌دهند که همدلی عاطفی اثر مستقیم و منفی معناداری بر ارزیابی مجدد شناختی دارد ($p=0/002$)، به این معنا که افزایش همدلی عاطفی با کاهش استفاده از راهبرد ارزیابی مجدد شناختی همراه است. در

بیانگر افزایش پریشانی روانشناختی با افزایش سطح همدلی عاطفی است. در مقابل، اثر مستقیم همدلی شناختی بر پریشانی روانشناختی منفی اما غیرمعنادار است ($p = 0/162$)، که نشان می‌دهد این نوع همدلی به‌طور مستقیم تأثیر چشمگیری بر کاهش پریشانی روانشناختی ندارد. همچنین، ارزیابی مجدد شناختی اثر مستقیم و منفی معناداری بر پریشانی روانشناختی

دارد ($p = 0/032$)، که نشان می‌دهد استفاده بیشتر از این راهبرد تنظیم هیجان می‌تواند به کاهش پریشانی روانشناختی کمک کند. آزمون نقش میانجی‌گری ارزیابی مجدد شناختی در رابطه همدلی عاطفی و شناختی با پریشانی روانشناختی با روش بوت استرپینگ بررسی شد که نتایج در جدول ۵ آمده است.

جدول ۵. آزمون میانجی‌گری ارزیابی مجدد شناختی به روش بوت استرپینگ

نوع رابطه میانجی‌گری	اثر غیرمستقیم	خطای استاندارد	حد پایین	حد بالا	مقدار p
همدلی عاطفی -> ارزیابی مجدد شناختی -> پریشانی روانشناختی	-0/216	0/036	-0/106	-0/051	0/001
همدلی شناختی -> ارزیابی مجدد شناختی -> پریشانی روانشناختی	0/174	0/042	0/119	0/322	0/025

یافته‌ها (جدول ۵) نشان داد که نقش میانجی‌گری ارزیابی مجدد شناختی در رابطه همدلی عاطفی و شناختی با پریشانی روانشناختی تأیید شد ($p < 0/05$). در مجموع یافته‌ها بیانگر این بود که متغیرهای مستقل همدلی عاطفی و همدلی شناختی هم به‌طور مستقیم و هم به‌طور غیرمستقیم (با میانجی‌گری ارزیابی مجدد شناختی) بر پریشانی روانشناختی تأثیرگذار بودند.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر بررسی نقش ابعاد همدلی (عاطفی و شناختی) در پیش‌بینی پریشانی روانشناختی، با تأکید بر نقش واسطه‌ای راهبرد تنظیم هیجان «ارزیابی مجدد شناختی» بود. نتایج نشان داد که همدلی عاطفی رابطه مثبت و معناداری با پریشانی روانشناختی دارد، درحالی‌که همدلی شناختی دارای رابطه منفی و غیرمعنادار با این متغیر بود. همچنین، ارزیابی مجدد شناختی به‌عنوان یک راهبرد سازگارانه، اثر منفی معناداری بر پریشانی روانشناختی داشت و به‌طور معناداری رابطه بین همدلی عاطفی و شناختی با پریشانی روانشناختی را میانجی‌گری کرد.

یافته مثبت و معنادار بین همدلی عاطفی و پریشانی روانشناختی با نتایج پژوهش‌های متعدد همخوان است (هوانگ و همکاران، ۲۰۲۵؛ هولزن و همکاران، ۲۰۲۵؛ لی و همکاران، ۲۰۲۵؛ بنیک و همکاران، ۲۰۱۹؛ گامین و شارپ، ۲۰۱۸؛ ژانگ و همکاران، ۲۰۲۱). این مطالعات نشان داده‌اند که تجربه مکرر و شدید هیجانات دیگران، به‌ویژه در قالب همدلی عاطفی خودمحور، می‌تواند منجر به فعال‌سازی بیش‌ازحد سیستم پاسخ به استرس شده و تعادل هیجانی را برهم زند. از منظر نظری، این یافته با مدل

«هزینه‌های همدلی» (هوانگ و همکاران، ۲۰۲۵) هم‌راستا است که بیان می‌کند همدلی عاطفی شدید، به‌ویژه در غیاب استفاده از راهبردهای کارآمد تنظیم هیجان، منجر به برانگیختگی هیجانی مزمن، فرسودگی عاطفی و در نهایت افزایش آسیب‌پذیری نسبت به اضطراب و افسردگی می‌شود. به عبارت دیگر، هنگامی که بعد عاطفی همدلی بر بعد شناختی آن غالب می‌شود، فرد به جای حفظ فاصله عاطفی سالم و استفاده از پردازش شناختی موقعیت، در سیل هیجانات غوطه‌ور می‌شود و این امر سازگاری روانی او را تضعیف می‌کند (هوا و همکاران، ۲۰۲۱).

علاوه بر این، می‌توان این رابطه را از منظر برنامه‌ریزی عصبی-شناختی توضیح داد، به این معنا که همدلی عاطفی بالا باعث افزایش فعالیت در بخش‌هایی از مغز نظیر آمیگدال می‌شود که با پردازش تهدید و اضطراب مرتبط است، درحالی‌که همدلی شناختی بیشتر با شبکه‌های پیش‌پیشانی در ارتباط است که پردازش منطقی و بازتفسیر موقعیت را حمایت می‌کنند. هنگامی که فعالیت آمیگدال مزمن و مکرر شود، نیم‌رخ روانی فرد به سمت فرسودگی هیجانی و اختلالات خلقی میل پیدا می‌کند (هولزن و همکاران، ۲۰۲۵).

در مقابل، همدلی شناختی -که شامل توانایی درک و تحلیل حالات ذهنی و هیجانی دیگران بدون همانندسازی بیش از حد هیجانی است- اثر مستقیم منفی اما غیرمعناداری بر پریشانی روانشناختی داشت. این نتیجه با پژوهش‌های مک‌دونالد و پرایس (۲۰۱۹)، نودا و همکاران (۲۰۱۸) و شیر و پترمن (۲۰۱۳) همسو است که نشان دادند ماهیت تحلیلی و غیرغوطه‌ورانه این نوع همدلی، از ورود بیش از حد فرد به میدان هیجانات منفی دیگران

جلوگیری کرده و در نتیجه احتمال فعال‌سازی پاسخ‌های استرس‌زا کاهش می‌یابد. با این حال، عدم معناداری آماری این رابطه در نمونه حاضر می‌تواند ناشی از متغیرهای تعدیل‌گر فرهنگی و اجتماعی باشد. در پژوهش‌های کبیری و همکاران (۲۰۲۳) و مهدوی‌نور و همکاران (۲۰۲۵) اشاره شده است که فشارهای محیط دانشگاه، نگرانی‌های آینده شغلی و نگرش‌های منفی اجتماعی نسبت به سلامت روان می‌تواند اثرات بالقوه متغیرهای فردی، همچون همدلی شناختی، را کم‌رنگ سازد.

نتیجه مهم دیگر، اثر مثبت همدلی شناختی و اثر منفی همدلی عاطفی بر ارزیابی مجدد شناختی بود. این یافته با مطالعات تامپسون و همکاران (۲۰۲۲)، مورا-پلگرن و همکاران (۲۰۲۱) و رینهاوزن و همکاران (۲۰۲۲) هم‌راستا است که گزارش کرده‌اند افراد با سطح همدلی شناختی بالاتر توانایی بیشتری برای بازتفسیر موقعیت‌های استرس‌زا، تغییر معنای هیجان‌برانگیز آن‌ها و در نتیجه کاهش واکنش‌های منفی دارند. برعکس، همدلی عاطفی بالا به دلیل غرق‌شدن در تجربه هیجانی، ظرفیت پردازش شناختی را کاهش داده و احتمال استفاده از راهبردهای ناکارآمدی را افزایش می‌دهد.

بررسی نقش واسطه‌ای ارزیابی مجدد شناختی نیز نشان داد که این سازه بخشی از مسیر اثرگذاری همدلی بر پریشانی روانشناختی را توضیح می‌دهد. این نتیجه با دیدگاه رینهاوزن و همکاران (۲۰۲۲) و یه و همکاران (۲۰۲۰) مبنی بر اینکه ارزیابی مجدد شناختی یک مکانیزم کلیدی تاب‌آوری روانی است، مطابقت دارد. در واقع، توانایی بازنگری ذهنی در یک موقعیت تنش‌زا، نه تنها می‌تواند برانگیختگی ناشی از همدلی عاطفی را کاهش دهد، بلکه اثرات حفاظتی همدلی شناختی را نیز تقویت می‌کند. یافته منفی و معنادار رابطه بین ارزیابی مجدد و پریشانی روانشناختی در این مطالعه، مشابه نتایج شو و همکاران (۲۰۲۰) و کسکینر و همکاران (۲۰۲۴)، بیانگر آن است که گردش فعال شناختی در ذهن و بازسازی معنایی رویداد، می‌تواند به کاهش فشارهای عاطفی و بهبود شاخص‌های سلامت روان منجر شود.

از جمله محدودیت‌ها در پژوهش حاضر این بود که، از ابزار خود گزارش دهی برای جمع‌آوری داده‌ها استفاده شد. یکی دیگر از محدودیت‌های این پژوهش، ناهمگنی دانشجویان از نظر مقطع بود. این پژوهش از نوع طرح همبستگی بود و نمی‌توان استنباط علی از روابط بین متغیرها داشت. می‌توان از یافته‌های به‌دست‌آمده استفاده کرده و برنامه‌ای تدوین کرد تا متخصصان بتوانند از آن برای مداخلات در کاهش پریشانی روانشناختی استفاده کنند. می‌توان از نتایج در تلاش متخصصان برای یافتن راه‌های درمان و مداخله برای مشکلات روان‌شناختی استفاده کرد. می‌توان آموزش‌هایی تدارک دید تا ماهیت و کارکرد همدلی، راهبردهای تنظیم هیجان، پریشانی و روابط بین آن‌ها را به عموم تعلیم داد.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش: این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسنده اول در رشته روانشناسی بالینی در گروه روانشناسی دانشکده علوم انسانی دانشگاه شاهد تهران است. به جهت حفظ رعایت اصول اخلاقی در این پژوهش سعی شد تا جمع‌آوری اطلاعات پس از جلب رضایت شرکت‌کنندگان انجام شود. همچنین به شرکت‌کنندگان درباره رازداری در حفظ اطلاعات شخصی و ارائه نتایج بدون قید نام و مشخصات شناسنامه افراد، اطمینان داده شد.

حامی مالی: این پژوهش در قالب پایان‌نامه کارشناسی ارشد و بدون حمایت مالی می‌باشد.

نقش هر یک از نویسندگان: این مقاله از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسنده اول و به راهنمایی نویسنده دوم استخراج شده است.

تضاد منافع: نویسندگان همچنین اعلام می‌دارند که در نتایج این پژوهش هیچ گونه تضاد منافی وجود ندارد.

تشکر و قدردانی: بدین وسیله از مشارکت کنندگانی که در این پژوهش شرکت کردند، تشکر و قدردانی می‌گردد.

منابع

تاشک، آراد. (۱۳۹۰). بررسی مدل خودتنظیم‌گری سازگاری با درد در بیماران سرطانی: نقش برون‌گرایی، نوروگزگاری، راهبردهای تنظیم هیجان و مقابله. رساله دکترای تخصصی روانشناسی سلامت، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران.

<https://psjournal.ir/fa/paper.php?pid=26>

فیض‌آباد، زهرا؛ فرزاد، ولی اله و شهرآزای، مهرناز (۱۳۸۶). بررسی رابطه همدلی با سبک‌های هویت و تعهد در دانشجویان رشته‌های فنی و علوم انسانی. *مجله مطالعات روانشناختی*، ۳(۲)، ۹۰-۶۵.

Doi:10.22051/psy.2007.1696

وزیری، شهرام؛ لطفی کاشانی، فرح. (۱۳۹۱). سبک‌های هویت و پریشانی روانی. *اندیشه و رفتار*. ۷(۲۶): ۷۷-۸۸.

<https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/1129409>

References

- Bennik, E. C., Jeronimus, B. F., & aan het Rot, M. (2019). The relation between empathy and depressive symptoms in a Dutch population sample. *Journal of Affective Disorders*, 242, 48-51. Doi:10.1016/j.jad.2018.08.008
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2013). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*. Routledge. Doi:10.4324/9781410606266
- Davis, M.H. (1983). Measuring individual differences in empathy: evidence for a multidimensional approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44,1;113-126. Doi:10.1037/0022-3514.44.1.113
- Feizabadi, Z., Farzad, V., & Shahraray, M. (2007). Investigating the relationships between empathy, identity styles and commitment in humanities and technical-engineering students. *Journal of psychological studies*, 3(2), 65-90. (in persian) Doi:10.22051/psy.2007.1696
- Gambin, M., & Sharp, C. (2018). The relations between empathy, guilt, shame and depression in inpatient adolescents. *Journal of affective disorders*, 241, 381-387. Doi:10.1016/j.jad.2018.08.068
- Gross J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 348-362. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348>

- Grases, G., Colom, M. A., Sanchis, P., & Grases, F. (2023). Relationship of depression with empathy, emotional intelligence, and symptoms of a weakened immune system. *Frontiers in psychology*, 14, 1250636. Doi:10.3389/fpsyg.2023.1250636
- Halinski, R. S., & Feldt, L. S. (1970). The selection of variables in multiple regression analysis. *Journal of Educational Measurement*, 7(3), 151-157.
- Hua, A. Y., Wells, J. L., Brown, C. L., & Levenson, R. W. (2021). Emotional and cognitive empathy in caregivers of people with neurodegenerative disease: Relationships with caregiver mental health. *Clinical Psychological Science*, 9(3), 449-466. Doi:10.1177/2167702620974368
- Huang, C., Wu, Z., Sha, S., Liu, C., Yang, L., Jiang, P., ... & Yang, C. (2025). The dark side of empathy: The role of excessive affective empathy on mental health disorders. *Biological Psychiatry*. <https://doi.org/10.1016/j.biopsych.2024.12.020>
- Huang, H., Liu, Y., & Su, Y. (2020). What is the relationship between empathy and mental health in preschool teachers: The role of teaching experience. *Frontiers in Psychology*, 11, 1366. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01366>
- Hülsemann, M. J., Kaurin, A., Kollmann, B., Chmitorz, A., Ahrens, K. F., Schenk, C., ... & Wessa, M. (2025). Self-oriented affective empathy is associated with increased negative affect. *Scientific reports*, 15(1), 27767. Doi:10.1038/s41598-025-09860-9
- Jaafari, Z., Sadidi, N., Abdolahinia, Z., & Shahesmaeili, A. (2022). Prevalence of Depression among Iranian patients with Beta-thalassemia Major: a systematic review and Meta-analysis. *Iranian Journal of Medical Sciences*, 47(1), 15. <https://doi.org/10.30476/ijms.2020.85941.1557>
- Kabiri, A., Rafati, A., Boroan, M., Hadi, F., Norouzi, S., & Shalbafan, M. (2023). The attitude of Iranian students toward patients with Mental illnesses in different College Majors. *Journal of Iranian Medical Council*, 6(3), 423-432. <http://dx.doi.org/10.18502/jimc.v6i3.12846>
- Kade, S. A., Du Toit, S. A., Danielson, C. T., Schweizer, S., Morrison, A. S., Ong, D. C., ... & Wong, Q. J. (2024). Aberrant cognitive empathy in individuals with elevated social anxiety and regulation with emotional working memory training. *Cognition and Emotion*, 38(4), 605-623. <https://doi.org/10.1080/02699931.2024.2314981>
- Keskiner, E. Ş., Şahin, E., Topkaya, N., & Yiğit, Z. (2024). Behavioral Emotion Regulation Strategies and

- Symptoms of Psychological Distress Among Turkish University Students. *Behavioral Sciences*, 15(1), 6. [Doi:10.3390/bs15010006](https://doi.org/10.3390/bs15010006)
- Kessler, R. C., Barker, P. R., Colpe, L. J., Epstein, J. F., Gfroerer, J. C., Hiripi, E., ... & Zaslavsky, A. M. (2003). Screening for serious mental illness in the general population. *Archives of general psychiatry*, 60(2), 184-189. [Doi:10.1001/archpsyc.60.2.184](https://doi.org/10.1001/archpsyc.60.2.184)
- Khanjani, Z., Mosanezhad Jeddi, E., Hekmati, I., Khalilzade, S., Etemadi Nia, M., Andalib, M., & Ashrafi, P. (2015). Comparison of cognitive empathy, emotional empathy, and social functioning in different age groups. *Australian Psychologist*, 50(1), 80-85. [Doi:10.1111/ap.12099](https://doi.org/10.1111/ap.12099)
- Li, M., Liu, B., Jia, Q., Yuan, T., Feng, Y., Critchley, H., ... & Ward, J. (2025). More empathy for others, more hurt for oneself? Empathy for pain is related to poor mental health and negative emotion regulation. *BMC psychology*, 13(1), 240. [Doi:10.1186/s40359-025-02585-4](https://doi.org/10.1186/s40359-025-02585-4)
- Liu, F., Dong, Y., Yuan, Y., & Jiang, Y. (2023). Relationship between empathy and interpersonal distress of Chinese left-behind children: the role of emotion regulation and gender. *Psychology research and behavior management*, 3717-3726. [Doi: 10.2147/PRBM.S406801](https://doi.org/10.2147/PRBM.S406801)
- MacDonald, H. Z., & Price, J. L. (2019). The role of emotion regulation in the relationship between empathy and internalizing symptoms in college students. *Mental Health & Prevention*, 13, 43-49. <https://doi.org/10.1016/j.mhp.2018.11.004>
- Mahdavinoor, S. M. M., Moghimi, B., Mollaei, A., Teimouri, M., Abedi Yarandi, M. S., Loveneh Nasab, P., & Rafiee, M. H. (2025). Prevalence and factors related with depression in Iranian university students: a large sample cross-sectional study. *Middle East Current Psychiatry*, 32(1), 24. [Doi:10.1186/s43045-025-00517-x](https://doi.org/10.1186/s43045-025-00517-x)
- Mora-Pelegrín, M., Montes-Berges, B., Aranda, M., Vázquez, M. A., & Armenteros-Martínez, E. (2021, May). The empathic capacity and the ability to regulate it: Construction and validation of the Empathy Management Scale (EMS). In *Healthcare* (Vol. 9, No. 5, p. 587). MDPI. [Doi:10.3390/healthcare9050587](https://doi.org/10.3390/healthcare9050587)
- Mu, X., Wang, Q., Wu, N., & Liu, S. (2025). The influence of empathy on the interpersonal emotion regulation strategies of adolescents. *Scientific Reports*, 15(1), 17613. [DOI: 10.1038/s41598-025-00802-z](https://doi.org/10.1038/s41598-025-00802-z)
- Noda, T., Takahashi, Y., & Murai, T. (2018). Coping mediates the association between empathy and psychological distress among Japanese workers. *Personality and Individual Differences*, 124, 178-183. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.12.009>
- Panagou, C., & Macbeth, A. (2024). Trajectories of risk and resilience: The role of empathy and perceived social support in the context of early adversity. *Child Abuse & Neglect*, 153, 106811. <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2024.106811>
- Riepenhausen, A., Wackerhagen, C., Reppmann, Z. C., Deter, H. C., Kalisch, R., Veer, I. M., & Walter, H. (2022). Positive cognitive reappraisal in stress resilience, mental health, and well-being: A comprehensive systematic review. *Emotion Review*, 14(4), 310-331. [Doi:10.1177/17540739221114642](https://doi.org/10.1177/17540739221114642)
- Ruiz, J., & Lopez, J. (2024). Student and Societal Pressures: Exploring Causes, Consequences and Potential Stress-Reduction Strategies. *Journal of Student Research*, 13(1). [Doi:10.47611/jsrhs.v13i1.6358](https://doi.org/10.47611/jsrhs.v13i1.6358)
- Sabet, B., Ahmadi, S., Tirkan, R., & Kheradmand, A. (2024). Mental health assessment of graduating Iranian medical students using the General Health Questionnaire. *Education for Health*, 37(4), 318-325. [Doi:10.62694/efh.2024.171](https://doi.org/10.62694/efh.2024.171)
- Schipper, M., & Petermann, F. (2013). Relating empathy and emotion regulation: Do deficits in empathy trigger emotion dysregulation? *Social Neuroscience*, 8(1), 101. [Doi:10.1080/17470919.2012.761650](https://doi.org/10.1080/17470919.2012.761650)
- Singh, B., Olds, T., Curtis, R., Dumuid, D., Virgara, R., Watson, A., ... & Maher, C. (2023). Effectiveness of physical activity interventions for improving depression, anxiety and distress: an overview of systematic reviews. *British journal of sports medicine*, 57(18), 1203-1209. [Doi:10.1136/bjsports-2022-106195](https://doi.org/10.1136/bjsports-2022-106195)
- Sonmez, Y., Akdemir, M., Meydanlioglu, A., & Aktekin, M. R. (2023, February). Psychological distress, depression, and anxiety in nursing students: A longitudinal study. In *Healthcare* (Vol. 11, No. 5, p. 636). MDPI. [Doi:10.3390/healthcare11050636](https://doi.org/10.3390/healthcare11050636)
- Tashak, A. (2011). *Examining the self-regulation model of pain adaptation in cancer patients: The role of extraversion, neuroticism, emotion regulation strategies, and coping*. Ph.D. Dissertation in Health Psychology, Faculty of Psychology and Education, University of Tehran. (in persian) <https://psjournal.ir/fa/paper.php?pid=26>
- Thompson, N. M., Van Reekum, C. M., & Chakrabarti, B. (2022). Cognitive and affective empathy relate differentially to emotion regulation. *Affective*

- Science, 3(1), 118-134. [Doi:10.1007/s42761-021-00062-w](https://doi.org/10.1007/s42761-021-00062-w)
- Vaziri, Sh., & Lotfi Kashani, F. (2012). Identity styles and psychological distress. *Andisheh va Raftar (Thought & Behavior)*, 7(26), 26-77. (in persian) <https://www.noormags.ir/view/fa/articlepage/1129409>
- Wang, X., He, Y., & Feng, Z. (2022). The antidepressant effect of cognitive reappraisal training on individuals cognitively vulnerable to depression: Could cognitive bias be modified through the prefrontal-amygdala circuits?. *Frontiers in Human Neuroscience*, 16, 919002. [Doi:10.3389/fnhum.2022.919002](https://doi.org/10.3389/fnhum.2022.919002)
- Xu, C., Xu, Y., Xu, S., Zhang, Q., Liu, X., Shao, Y., ... & Li, M. (2020). Cognitive reappraisal and the association between perceived stress and anxiety symptoms in COVID-19 isolated people. *Frontiers in psychiatry*, 11, 858. [Doi:10.3389/fpsy.2020.00858](https://doi.org/10.3389/fpsy.2020.00858)
- Yeh, N., Barber, S. J., Suri, G., & Opitz, P. (2020). The role of reappraisal success in emotional and memory outcomes. *Emotion*, 20(6), 939. [Doi:10.1037/emo0000575](https://doi.org/10.1037/emo0000575)
- Yousefi, R. N., Davari, R., & Jafari Roshan, M. (2024). Causal Relationship of Social Health and Meaning in Life with Suicidal Thoughts in Iranian Adolescents Mediated by Perceived Social Support. *PCP*, 12 (4):307-322. [Doi:10.32598/jpcp.12.4.890.1](https://doi.org/10.32598/jpcp.12.4.890.1)
- Zhang, M., Wang, S., Wang, Z., Peng, X., Fei, W., Geng, Y., & Zhang, T. (2021). Associations of affective and cognitive empathy with depressive symptoms among a sample of Chinese college freshmen. *Journal of Affective Disorders*, 292, 652-659. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2021.05.111>