

Research Paper

Relationship Between Perfectionism and Binge Eating Disorder in Female College Students: The Mediating Role of Distress Tolerance

Mina Soltani¹, Batol Salehi², *Gholamreza Kheirabadi³

1. Department of Counseling, Faculty of Literature, Humanities and Social Sciences, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
2. Deputy of Education, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran.
3. Department of Psychiatry, Behavioral Sciences Research Center, Faculty of Medicine, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran.



Citation Soltani M, Salehi B, Kheirabadi Gh. [Relationship Between Perfectionism and Binge Eating Disorder in Female College Students: The Mediating Role of Distress Tolerance (Persian)]. *Current Psychosomatic Research*. 2023; 1(4):432-449. <https://doi.org/10.32598/cpr.1.4.103.1>

<https://doi.org/10.32598/cpr.1.4.103.1>



ABSTRACT

Background and Objective Eating disorders are behavioral nutritional disorders with a psycho-social origin, and are considered as one of the global concerns. This study aims to investigate the relationship between perfectionism and binge eating disorder (BED) in female college students, mediated by distress tolerance.

Materials & Methods This is a descriptive-correlational study using structural equation modeling. The study population consists of all female college students in Isfahan, Iran, of whom 214 were selected as the samples by a convenience sampling method. They completed the Perfectionism Inventory, distress tolerance scale, and binge eating scale.

Results The results indicated a good fit of the study model. The total effect coefficient (sum of direct and indirect effect coefficients) between adaptive perfectionism and BED was negative and significant ($P < 0.01$, $\beta = -0.286$), while the total path coefficient between non-adaptive perfectionism and BED was positive and significant ($P < 0.01$, $\beta = 0.329$). Therefore, distress tolerance negatively mediated the relationship between adaptive perfectionism and BED, and positively mediated the relationship between maladaptive perfectionism and BED.

Conclusion It is important to pay attention to the mediating role of distress tolerance in the relationship between perfectionism and BED. The therapists should include this component in occupational therapy.

Keywords Distress tolerance, Eating disorders, Perfectionism, Students

Received: 21 Jan 2023

Accepted: 31 May 2023

Available Online: 01 Jul 2023

Extended Abstract

E

Introduction

Eating disorders are known as one of the common psychosomatic problems [1] that play a role in a wide range of issues related to mental health and are more prevalent among people aged 20-40 years [2]. Eating disorders are char-

acterized by persistent disturbances in eating and related behaviors that cause changes in food consumption or absorption and are also significantly associated with damage to physical or psychological functioning [3]. According to the fifth edition of the diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-5), these disorders include pica, rumination disorder, avoidant/restrictive food intake disorder, anorexia nervosa, bulimia nervosa, binge eating disorder (BED), and unspecified eating disorder

* Corresponding Author:

Gholamreza Kheirabadi, Professor.

Address: Department of Psychiatry, Behavioral Sciences Research Center, Faculty of Medicine, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran.

Tel: +98 (31) 32222135

E-Mail: kheirabadi@bsrc.mui.ac.ir



Copyright © 2023 Mazandaran University of Medical Sciences.
This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).
Noncommercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

[4]. Guerdjikova et al. [5] considered BED to be the most common eating disorder and stated that this disorder is usually neglected in both males and females, and affected people are not treated. According to the DSM-5 criteria, the lifetime prevalence of BED is 0.9%, and its 12-month prevalence is 0.4% [6]. Eating disorders are more common in females, such that in anorexia nervosa and bulimia nervosa, the ratio of female to male is 9:1, and in BED, the ratio is 6:4 [7]. Evidence showed that BED is equally common in male and female Iranian college students, although gender differences were also observed in some components [8]. Eating disorders, especially BED, is associated with unpleasant consequences such as obesity [9], depression, anxiety [10], suicide [11], and drug use [12]. There are also other variables as predictors of BED, the most important of which are the idealization of thinness and body dissatisfaction [13]. Regarding the etiology of BED, various factors including biological, psychological, social, and cultural factors have been implicated [14]. Among the psychological factors, the role of perfectionism in the formation of BED has been emphasized in some studies [15, 16]. Some studies have shown that the direct effect of perfectionism on eating disorders is not significant, but perfectionism is related to eating disorders by creating negative moods and especially depression [10]. In addition, some studies reported that distress tolerance can play a mediating role between perfectionism and eating disorders [16-18, 19]. These studies on the link between perfectionism and eating disorders are about trait perfectionism. In our study, perfectionism is studied in the form of two types: Adaptive and non-adaptive. In addition, most of these studies have been conducted in the United States or Canada, and not in Iran. Since the results of perfectionism may be influenced by socio-cultural factors, the present study was carried out in Iran. The results of some studies indicated a significant and strong relationship between perfectionism and distress tolerance [20, 21]. People with eating disorders show lower distress tolerance [18, 23-24]. The sum of these findings makes this research hypothesis that the relationship between perfectionism and eating disorders can be indirect and through other variables such as distress tolerance.

Distress tolerance is defined as a person's ability to experience and tolerate negative emotional states. In fact, distress tolerance is an individual factor that refers to the capacity to withstand emotional distress [25]. It is considered a proxy for strengthening positive reactions in stressful situations [26]. Low levels of distress tolerance make a person vulnerable to many psychological injuries [27]. Distress tolerance appears in two forms; one form refers to a person's ability to tolerate negative emotions, and the other is the behavioral manifestation of tolerat-

ing unpleasant internal states caused by various stressful situations [28]. People with low distress tolerance engage in disorganized behaviors in a wrong attempt to deal with their negative emotions [29]. By engaging in some harmful behaviors such as consuming drugs, alcohol, and excessive foods, they try to relieve their emotional pain, which leads to their temporary relief from negative emotions [30]. The results of studies indicated that distress tolerance is related to both perfectionism and BED [16-18, 31]. Previous studies on low distress tolerance, emotion regulation difficulties, and eating disorders have mainly conceptualized emotion dysregulation as broad problems related to the perception of emotional experiences, the use of flexible strategies, and the tolerance of negative emotions. For example, it was shown that anorexia nervosa in healthy students is associated with increased difficulties in cognitive emotion regulation, including limited access to adaptive cognitive emotion regulation skills [32]. There is limited attention to the ability to tolerate distress. Previous studies suggest frequent use of observed variables, which neglect potential measurement errors that can obscure true interactive correlations [33]. For example, inconsistent findings on the relationship between perfectionism and eating disorders can be due to random measurement errors in observed variables. These errors may have similarly influenced the true interaction effects of perfectionism and distress tolerance on eating disorders. Therefore, the need to use more accurate methods such as structural equation modeling (SEM) to investigate hidden and mediating variables is evident. Therefore, the present study aims to investigate the relationship between perfectionism and BED in female college students mediated by distress tolerance.

Methods

This is a descriptive-correlational study using SEM. The study population consists of all female college students in Isfahan, Iran, of whom 214 were selected as the samples. The sample size was determined using the formula proposed by Kline [34]; by considering 20 participants for each parameter, the sample size was determined 180, but given the possible sample drop and the incompleteness of some questionnaires, it was increased to 214. After explaining the study objectives to the participants and obtaining informed consent from them, they were asked to complete the perfectionism inventory (PI), distress tolerance scale (DTS), and binge eating scale (BES).

The BES was developed by Gormally et al. [35] to measure the severity of BED in obese people. It has 16 items rated on a scale from 0 to 3. The total score ranges from 0 to 46; a score of 16 indicates a BED, and a score >16

shows severe BED. The split-half reliability, test re-test reliability, and internal consistency of the Persian version of BES have been reported as 0.67, 0.72, and 0.85 [36].

The DTS was developed by Simons and Gaher [26] as a self-report tool for measuring distress tolerance. It has 15 items and four subscales of tolerance, absorption, appraisal, and regulation. The items are rated on a scale from 1 (strongly agree) to five (strongly disagree), with higher scores indicating higher levels of distress tolerance. The α coefficients for the subscales of DTS are 0.72, 0.82, 0.78, and 0.70, respectively. For the whole scale, it is 0.82. The intraclass correlation coefficient for a six-month interval was 0.61. Also, the discriminant validity of this scale by assessing its relationship with the negative and positive affect subscales of the general temperament survey [37] was reported as 0.59 and 0.26, respectively [26]. Cronbach's α of the Persian DTS has been reported as 0.67, and its test re-test reliability is 0.79 [38].

The PI was developed by Hill et al. [39] with 59 items to measure eight different dimensions of perfectionism including "concern over mistakes," "high standards for others," "need for approval," "organization," "parental pressure," "planfulness," "rumination," and "striving for excellence." For scoring, it uses a 5-point Likert scale, from 1 (strongly disagree) to 5 (strongly agree). The internal consistency using Cronbach's α for the components ranges from 0.83 to 0.91 [39]. For the Persian, the α is 0.91 for the whole scale. For the components, it ranges from 0.69 to 0.85 [40]. The test re-test reliability for a one-month interval was 0.73 [40]. The construct validity was also examined using exploratory factor analysis. The results indicated a 6-factor model of the Persian PI; these 6 factors were able to predict 45% of the total variance [40].

The collected data were analyzed in AMOS software, version 22 using SEM. The mediating role of distress tolerance was measured based on Baron & Kenny's method.

Results

Participants were 167 single female students (77.3%) and 49 married female students (22.7%) with a mean age of 23.61 ± 4.75 years. Among the participants, 31 (14.4%) were studying for an associate degree, 131 (60.6%) for a bachelor's degree, 42 (19.4%) for a master's degree, and 12 (5.6%) for a PhD degree. Table 1 shows the Mean \pm SD of the scores and the correlation coefficients between adaptive perfectionism, maladaptive perfectionism, distress tolerance, and BED. As can be seen, among the components of adaptive perfectionism, organization and striving for excellence were negatively correlated with

BED ($P < 0.05$), while planfulness was negatively correlated ($P < 0.01$). Among the components of non-adaptive perfectionism, the need for approval ($P < 0.01$), concern over mistakes ($P < 0.01$), parental pressure ($P < 0.05$), and rumination ($P < 0.05$) were positively correlated with BED. Distress tolerance was negatively correlated with BED ($P < 0.01$).

To evaluate the normality of the data distribution, the skewness and kurtosis of the variables, and the assumption of collinearity, the values of variance inflation factor (VIF) and tolerance coefficient were measured. The results are presented in Table 2. As can be seen, the skewness and kurtosis values of all variables were in the range of ± 2 , indicating that the assumption of normality of data distribution is confirmed. Moreover, the tolerance coefficient values variables were greater than 0.1 and their VIF values were less than 10. Therefore, the assumption of collinearity was also confirmed. The Mahalanobis distance and the scatterplot of standardized residuals showed that the normality of multivariate data distribution and homogeneity of variances were also established.

The fit of the measurement model was evaluated using the confirmatory factor analysis method in AMOS software, version 24.

It was assumed that adaptive perfectionism is measured by indicators of organization, planfulness, striving for excellence, and high standards for others, while maladaptive perfectionism is measured by indicators of need for approval, concern on mistakes, parental pressure, and rumination. Table 3 shows the fit indices of the measurement model and the structural model. The results show the acceptable fit of the measurement model (primary and modified) to the collected data. Due to the importance of the root mean square error of approximation (RMSEA) index, the measurement model was modified by creating a covariance between the errors of the indicators of striving for excellence and parental pressure. Table 4 shows the standardized and unstandardized factor loadings, standardized error, and critical ratio. As can be seen, the highest factor load belonged to the indicator of concern over mistakes ($\beta = 0.918$) while the lowest factor load belonged to the indicator high standards for others ($\beta = 0.459$). Considering that the factor loadings of all indicators were higher than 0.32, it can be said that all indicators had the necessary power to measure the latent variables. In the structural model of the study, it was assumed that adaptive and maladaptive perfectionism predicts BED directly and through the emotional distress tolerance. The results in Table 4 showed that the acceptable fit of the structural model to the collected data.

Table 1. Correlation coefficients between the study variables

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1- Adaptive perfectionism-organization	-									
2- Adaptive perfectionism-planfulness	0.47**	-								
3- Adaptive perfectionism-striving for excellence	0.48**	0.45**	-							
4- Adaptive perfectionism-high standards for others	0.32**	0.18**	0.43**	-						
5- Non-adaptive perfectionism-need for approval	-0.01	0.02	0.15*	0.21**	-					
6- Non-adaptive perfectionism-concern over mistakes	0.02	-0.02	0.18**	0.21**	0.76**	-				
7- Non-adaptive perfectionism-parental pressure	0.05	0.03	0.31**	0.23**	0.32**	0.46**	-			
8- Non-adaptive perfectionism-rumination	0.10	0.07	31**	0.28**	0.70**	0.77**	0.43**	-		
9- Distress tolerance	0.11	0.19**	06	-0.01	-0.47**	-0.52**	-0.23**	-2.54**	-	
10- BED	-0.16*	0.20**	-0.15*	0.02	0.27**	0.25**	0.13**	0.17*	-0.41**	-
Mean±SD	23.13±5.50	20.89±3.86	19.44±3.04	18.90±3.56	21.81±5.02	19.59±5.22	21.23±5.14	21.66±4.18	41.49±7.01	8.56±7.87

**P<0.01, *P<0.05

Current Psychosomatic Research

The effect coefficient between distress tolerance and BED was negative and significant (P<0.01, β=-0.314). The total effect coefficient (sum of direct and indirect path coefficients) between adaptive perfectionism and BED was negative and significant (P<0.01, β=-0.286), while the total path coefficient between non-adaptive perfec-

tionism and BED was positive and significant (P<0.01, β=0.329). The indirect effect coefficient between adaptive perfectionism and BED was negative and significant (P<0.01, β=-0.086), while the indirect effect coefficient between non-adaptive perfectionism and BED was positive and significant (P<0.01, β=0.329). Therefore, it can

Table 2. Results for assessing the normality and collinearity assumptions

Variables	Normality		Collinearity	
	Skewness	Kurtosis	Tolerance coefficient	VIF
Adaptive perfectionism-organization	-0.41	-0.34	0.66	1.52
Adaptive perfectionism-planfulness	-0.09	-0.25	0.69	1.45
Adaptive perfectionism-striving for excellence	-0.80	0.88	0.55	1.82
Adaptive perfectionism-high standards for others	-0.30	-0.48	0.75	1.33
Non-adaptive perfectionism-need for approval	-0.15	-0.73	0.38	1.63
Non-adaptive perfectionism-concern over mistakes	0.18	-0.53	0.29	3.49
Non-adaptive perfectionism-parental pressure	-0.08	-0.64	0.72	1.39
Non-adaptive perfectionism-rumination	-0.44	-0.53	0.31	3.26
Distress tolerance	0.12	-0.51	0.61	1.63
BED	1.45	1.54	-	-

Current Psychosomatic Research

Table 3. Fit indices for the measurement and structural models

Indices	Measurement Model		Structural Model	Cutoff Point*
	Primary	Modified		
χ^2	60.96	39.61	67.12	-
df	19	18	30	-
χ^2/df	3.21	2.20	2.24	<3
GFI	0.932	0.957	0.940	<0.90
AGFI	0.870	0.908	0.891	<0.850
CFI	0.936	0.969	0.954	<0.90
RMSEA	0.101	0.075	0.076	>0.08

*According to Kline [34]

Current Psychosomatic Research

be said that distress tolerance among female college students negatively mediates the relationship between adaptive perfectionism and BED, and positively mediates the relationship between maladaptive perfectionism and BED. Figure 1 shows the structural model of the study.

Discussion

In the present study, which was conducted with the aim of investigating the relationship between perfectionism and BED mediated by distress tolerance in female college students, the results showed that distress tolerance negatively mediated the relationship between adaptive perfectionism and BED, and positively mediated the relationship between maladaptive perfectionism and BED.

These results are consistent with Hassan’s findings [41], where it was also shown that high perfectionism is associated with less distress tolerance. The results of Vanzhula et al.’s [15] are also consistent with our results. They reported that maladaptive perfectionism predicts eating disorders. These findings are partly consistent with the results of Mullane [42] and partly against their results. The discrepancy can be due to the indirect relationship between distress tolerance and BED. In Mullane’s study [42], the results showed that people with less distress tolerance had high levels of depression, anxiety, and experiential avoidance, and thus they were more likely to have BED. The results of the present study are against the results of Kelly et al. [43]. They showed that distress tolerance was not related to BED. This discrepancy can

Table 4. Measurement model parameters for confirmatory factor analysis

Latent Variable-indicator	b	S. E	β	t
Adaptive perfectionism-organization	1		0.660	
Adaptive perfectionism-planfulness	0.617	0.093	0.580	6.61
Adaptive perfectionism-striving for excellence	0.639	0.088	0.769	7.28
Adaptive perfectionism-high standards for others	0.486	0.083	0.495	5.83
Non-adaptive perfectionism-need for approval	1		0.823	
Non-adaptive perfectionism-concern over mistakes	1.159	0.074	0.918	15.56
Non-adaptive perfectionism-parental pressure	0.563	0.082	0.459	6.90
Non-adaptive perfectionism-rumination	0.857	0.059	0.849	14.54

Current Psychosomatic Research

Note: The standardized factor loadings for “organization” and “need for approval” are fixed with the number one; therefore, the standard error and critical ratio were not calculated for them.

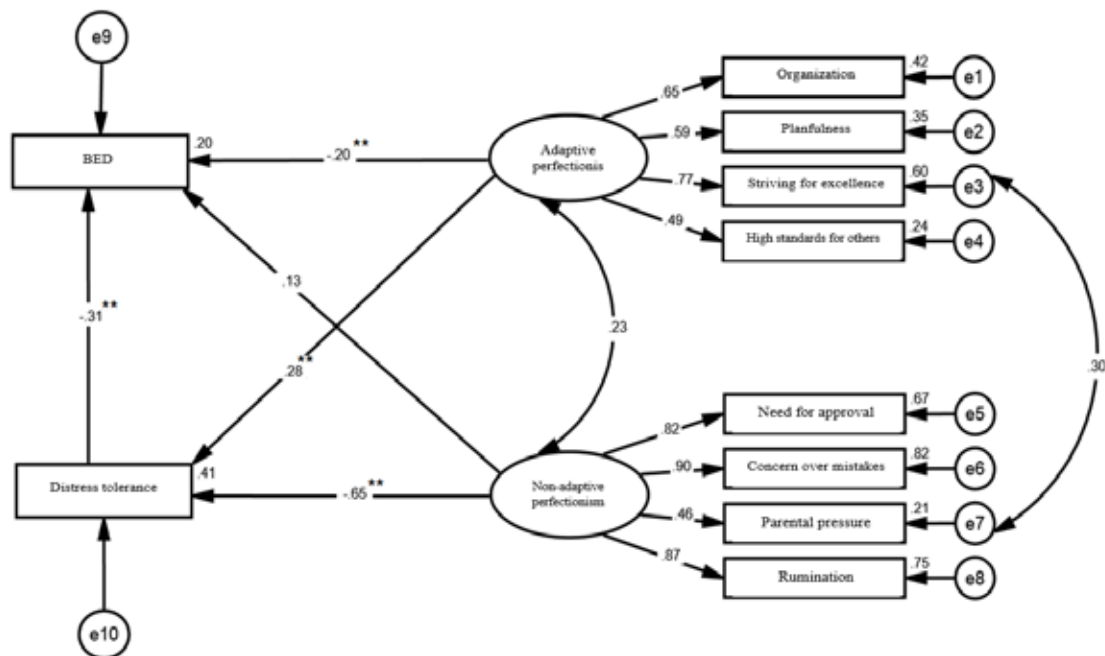


Figure 1. Structural model of the study

be the due difference in the study samples and the BED measurement tool. The results of Migliore [16] support the results of the current study. She reported a direct relationship between perfectionism and BED, and an indirect relationship between distress intolerance and BED. Also, her results indicated that distress tolerance actually acts as a coping response that determines whether a high-risk situation such as perfectionism or overestimation of weight, shape and eating, or food restriction actually leads to an eating disorder or not. In this regard, distress tolerance plays a mediating role between perfectionism and BED. The results of Peixoto et al. [33] also support the findings of the present study regarding the direct relationship between perfectionism and BED. The results of other studies [17, 18] are also in line with our results. They showed that low distress tolerance plays an important role in the etiology and persistence of eating disorders. Tolerance and expectation of foods to reduce the negative feelings predict the occurrence of eating disorders. In other words, distress tolerance plays an important role in the misinterpretation of threats. A low level of distress tolerance causes the individual to use maladaptive strategies to cope with the distress. In this regard, it can be argued that there is a relationship between different coping mechanisms and distress tolerance [17]. Vois et al.'s results [44] support the findings of the present study. They show that the desire to achieve high personal standards and rumination in perfectionists are predictors of eating disorders. The findings of other studies [45, 46] are also consistent

with the results of the present study in some aspects. In these studies, it was shown that perfectionism can cause the formation of negative emotions and psychological distress. Since the main mechanism of these problems is a defect in emotion regulation, we can say that the cognitive emotion dysregulation and the ineffective emotional distress tolerance can cause the creation and continuation of negative moods and finally turn to BED.

There were some limitations or disadvantages in this study, including the use of a cross-sectional design which prevents a deep understanding of the causal relationships between variables. These relationships over time can only be examined by a longitudinal design. Also, self-report tools were used to collect information in this study. In future studies, it is recommended to use other tools such as observer reports, behavioral measures, or interviews for evaluation. It is recommended to conduct a similar study in other populations and samples and compare the results with the present study. Academic counselors can use the findings of this research in their occupational therapy.

Conclusion

Distress tolerance in female college students negatively mediates the relationship between adaptive perfectionism and BED, and positively mediates the relationship between maladaptive perfectionism and BED. Distress tolerance causes distress that is mentally annoying or per-

sonally threatening (such as negative emotions, physical disturbances) to be tolerated. Possible individual differences in tolerance of these states can indicate how distressing they are to experience. When people use distress tolerance methods, they can better accept, evaluate and manage their emotions; as a result, they show less perfectionism in doing things, and this can lead to a reduction in BED.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines

This study has ethical approval from [Isfahan University of Medical Sciences](#) as a project (Code: IR.ARI.MUI.REC.1401.032).

Funding

This research did not receive any grant from funding agencies in the public, commercial, or non-profit sectors.

Authors' contributions

All authors contributed equally to preparing this article.

Conflict of interest

The authors declared no conflict of interest.

Acknowledgments

The authors would like to thank the participants for their cooperation in this study.

مقاله پژوهشی

بررسی رابطه بین کمال‌گرایی و اختلال خوردن افراطی در دختران دانشجو: نقش میانجی‌گر تحمل پریشانی

مینا سلطانی^۱، بتول صالحی^۲، غلامرضا خیرآبادی^{۳*}

۱. گروه مشاوره، دانشکده ادبیات، علوم انسانی و اجتماعی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

۲. معاونت آموزشی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران.

۳. گروه روانپزشکی، مرکز تحقیقات علوم رفتاری، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران.

Use your device to scan and read the article online



Citation Soltani M, Salehi B, Kheirabadi Gh. [Relationship Between Perfectionism and Binge Eating Disorder in Female College Students: The Mediating Role of Distress Tolerance (Persian)]. *Current Psychosomatic Research*. 2023; 1(4):432-449. <https://doi.org/10.32598/cpr.1.4.103.1>

<https://doi.org/10.32598/cpr.1.4.103.1>



مینه و هدف: اختلال خوردن نوعی اختلال رفتاری تغذیه‌ای است که با محدودیت‌های ارادی در خوردن غذا بروز می‌کند و اساساً منشأ روانی و اجتماعی دارد و یکی از موضوعات مورد توجه سازمان بهداشت جهانی است. هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه بین کمال‌گرایی و اختلال خوردن افراطی در دختران دانشجو با نقش میانجی‌گر تحمل پریشانی بود.

مواد و روش: این مطالعه از نوع توصیفی همبستگی بوده که برای تجزیه و تحلیل اطلاعات از روش مدل‌یابی معادلات ساختاری استفاده شد. جامعه آماری این پژوهش را دختران دانشجوی شهر اصفهان تشکیل می‌دادند که از میان آن‌ها ۲۱۴ نفر به صورت در دسترس به‌عنوان گروه نمونه انتخاب شدند و به پرسش‌نامه‌های کمال‌گرایی، تحمل پریشانی و مقیاس خوردن افراطی پاسخ دادند.

یافته‌ها: نتایج نشان داد مدل ساختاری پژوهش از برازش مناسبی برخوردار است. همچنین یافته‌ها حاکی از این بود که ضریب اثر کل بین کمال‌گرایی انطباقی و اختلال خوردن افراطی منفی ($\beta = -0.1286, P < 0.01$) و ضریب اثر کل بین کمال‌گرایی غیرانطباقی و اختلال خوردن افراطی مثبت ($\beta = 0.3229, P < 0.01$) و معنادار بود. ضریب اثر غیرمستقیم بین کمال‌گرایی انطباقی و اختلال خوردن افراطی منفی و معنادار ($\beta = -0.1086, P < 0.01$) و ضریب اثر غیرمستقیم بین کمال‌گرایی غیرانطباقی و اختلال خوردن افراطی مثبت و معنادار بود ($\beta = 0.3229, P < 0.01$). بر همین اساس تحمل پریشانی رابطه بین کمال‌گرایی انطباقی با اختلال خوردن را به صورت منفی و رابطه بین کمال‌گرایی غیرانطباقی و اختلال خوردن افراطی را به صورت مثبت و معنادار میانجیگری می‌کند.

نتیجه‌گیری: براساس نتایج پژوهش حاضر پیشنهاد می‌شود به نقش میانجی تحمل پریشانی در رابطه بین کمال‌گرایی و علائم اختلال خوردن افراطی توجه شود و درمانگران این مؤلفه را در کاربست درمانی خود در نظر بگیرند.

کلیدواژه‌ها: تحمل پریشانی، اختلال خوردن افراطی، کمال‌گرایی، دختران دانشجو

تاریخ دریافت: ۰۱ بهمن ۱۴۰۱

تاریخ پذیرش: ۱۰ خرداد ۱۴۰۲

تاریخ انتشار: ۱۰ تیر ۱۴۰۲

* نویسنده مسئول:

دکتر غلامرضا خیرآبادی

نشانی: اصفهان، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، دانشکده پزشکی، مرکز تحقیقات علوم رفتاری، گروه روانپزشکی.

تلفن: ۳۲۲۲۲۱۳۵ (۳۱) ۹۸+

رایانامه: kheirabadi@bsrc.mui.ac.ir

Copyright © 2023 Mazandaran University of Medical Sciences.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).

Noncommercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

مقدمه

فرهنگی را دخیل دانسته‌اند [۱۴]. بین عوامل روان‌شناختی از گذشته تاکنون تأکید زیادی بر نقش کمال‌گرایی در شکل‌گیری اختلالات خوردن و به‌ویژه اختلال خوردن افراطی شده است [۱۵، ۱۶]. همچنین پژوهش‌های دیگری نشان داد اثر مستقیم کمال‌گرایی بر اختلال خوردن معنادار نبود، اما کمال‌گرایی از طریق ایجاد خلق منفی و به‌ویژه افسردگی با اختلال خوردن رابطه دارد [۱۰].

این یافته‌ها در مجموع این فرضیه را به ذهن متبادر می‌کند که اثر کمال‌گرایی بر اختلال خوردن بیشتر از نوع غیرمستقیم و به‌واسطه سایر متغیرها، از جمله خلق منفی و افسردگی است. علاوه‌براین، پژوهش‌هایی اذعان کردند تحمل پریشانی^۱ می‌تواند بین کمال‌گرایی و اختلال خوردن نقش میانجی داشته باشد [۱۸-۱۶].

مرور پیشینه پژوهش نشان داد تحمل پریشانی به‌عنوان یک میانجی قوی و از نظر آماری معنادار برای رابطه بین کمال‌گرایی و اختلال خوردن است [۱۹]. این در حالی است که پژوهش‌های انجام‌شده در مورد پیوند کمال‌گرایی، اختلال خوردن درباره کمال‌گرایی صفت است و مطالعات محدودی کمال‌گرایی را در قالب ۲ بُعد کمال‌گرایی انطباقی و غیرانطباقی بررسی کرده‌اند. علاوه‌براین، بیشتر مطالعات در ایالات متحده آمریکا یا کانادا انجام شده که ممکن است تعمیم نتایج را محدود کند. از آنجاکه نتایج کمال‌گرایی ممکن است تحت تأثیر عوامل اجتماعی‌فرهنگی باشد؛ بنابراین پژوهش حاضر باهدف ارزیابی این مهم در فرهنگ و بافت اجتماعی کشور ایران اجرا شد.

نتایج پژوهش‌های گذشته [۲۰، ۲۱] حاکی از ارتباط معنادار و قوی کمال‌گرایی و تحمل پریشانی بود. از سوی دیگر، مطالعات نشان دادند [۲۲-۲۴، ۱۸] افراد مبتلابه اختلالات خوردن، تحمل پریشانی کمتری از خود نشان دادند. مجموع این یافته‌ها این فرضیه پژوهشی را متبادر می‌کند که رابطه بین کمال‌گرایی و اختلالات خوردن می‌تواند از نوع غیرمستقیم و به‌واسطه متغیرهای دیگر نظیر تحمل پریشانی باشد.

تحمل پریشانی را توانایی فرد در تجربه و تحمل حالات هیجانی منفی تعریف کرده‌اند. درحقیقت، تحمل پریشانی یک متغیر تفاوت‌های فردی است که به ظرفیت تجربه و مقاومت در برابر ناراحتی هیجانی اشاره می‌کند [۲۵]. تحمل پریشانی به‌طور فزاینده‌ای به‌عنوان یک ساختار در رشد بینشی جدید درباره شروع و ابقای آسیب‌های روانی و جسمی و همچنین پیشگیری مورد توجه است. درواقع، تحمل پریشانی را به‌عنوان نماینده‌ای برای تقویت واکنش مثبت در موقعیت استرس‌زا ارزیابی می‌کنند [۲۶]. سطوح پایین تحمل پریشانی باعث می‌شود که فرد در مقابل بسیاری از آسیب‌های روان‌شناختی، آسیب‌پذیر باشد [۲۷].

10. Distress Tolerance

اختلالات خوردن^۱ یکی از معضلات رایج روان‌تنی^۲ شناخته می‌شود [۱] که در طیف وسیعی از مسائل مرتبط با سلامت روان نقش دارد. این مسئله در طیف سنی ۲۰ تا ۴۰ سال بیش از سایر گروه‌ها قابل مشاهده و توجه است [۲]. به‌عبارتی، اختلالات تغذیه و خوردن، گروهی از اختلالات را شامل می‌شوند که با آشفتگی پایدار در خوردن و رفتارهای وابسته به آن مشخص می‌شوند که تغییر در مصرف یا جذب غذا را موجب می‌شود و همچنین به‌طور معناداری با آسیب به کارکرد سلامت جسمی یا روان‌شناختی همراه است [۳]. برطبق ویراست پنجم تشخیص و درمان اختلالات روانی^۳، این اختلال شامل اختلال هرزه‌خواری^۴، اختلال نشخوار، اختلال اجتناب/محدودیت غذا^۵، بی‌اشتهایی عصبی^۶، پراشتهایی عصبی^۷، اختلال پرخوری^۸ و اختلال خوردن نامشخص است [۴].

گورجیکووا و همکاران [۵]، اختلال خوردن افراطی^۹ را شایع‌ترین دسته از اختلالات خوردن می‌دانند و بیان می‌کنند این اختلال معمولاً در هر ۲ جنس مذکر و مؤنث، مغفول واقع می‌شود و افراد مبتلا تحت درمان قرار نمی‌گیرند. براساس معیارهای پنجمین راهنمای تشخیص و درمان اختلالات روانی، شیوع طول عمر اختلال خوردن افراطی برابر با ۰/۹ درصد و شیوع ۱۲ ماهه آن برابر با ۰/۴ درصد است [۶].

این اختلالات در زنان بسیار شایع‌تر است، به‌گونه‌ای که در اختلال بی‌اشتهایی عصبی و پراشتهایی عصبی نسبت ابتلای زن به مرد ۹ به ۱ است و در اختلال خوردن افراطی این نسبت ۶ به ۴ است [۷]. نتایج پژوهشی نشان داد رفتارهای مرتبط با اختلال خوردن در دانشجویان پسر و دختر ایرانی به یک اندازه رایج است، هرچند که در برخی مؤلفه‌ها نیز تفاوت‌های جنسیتی مشاهده شد [۸]. اختلالات خوردن و به‌ویژه اختلال خوردن افراطی با پیامدهای ناخوشایندی همراه هستند که از آن بین می‌توان به چاقی [۹]، افسردگی، اضطراب [۱۰]، خودکشی [۱۱] و مصرف مواد مخدر [۱۲] اشاره کرد. از سوی دیگر، پژوهشگران متغیرهای دیگری را به‌عنوان پیش‌بین اختلال خوردن افراطی در نظر گرفته‌اند که مهم‌ترین آن‌ها آرمانی کردن لاغری و نارضایتی بدنی بود [۱۳].

درمورد سبب‌شناسی اختلال خوردن افراطی، موارد مختلفی از جمله عوامل زیست‌شناختی، روان‌شناختی، اجتماعی و

1. Eating Disorders
2. Somatoform
3. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-5)
4. Pica
5. Avoidant Restrictive Food Intake Disorder
6. Anorexia Nervosa
7. Bulimia Nervosa
8. Binge Eating
9. Binge Eating Disorder

شرکت‌کننده برای هر پارامتر ۱۸۰ نفر برآورد شد که باتوجه به میزان ریزش احتمالی داده‌ها و ناکامل بودن برخی پرسش‌نامه‌ها ۲۱۴ نفر به‌عنوان نمونه انتخاب شدند.

علاوه بر راهنمایی‌های لازم که در دستورالعمل پرسش‌نامه‌ها ارائه شده است، به شرکت‌کنندگان اطمینان داده شد که اطلاعات تنها در راستای اهداف مطالعه و بدون ذکر مشخصات هویتی استفاده خواهد شد. پس از توضیح اهداف پژوهش و کسب رضایت آگاهانه از افراد برای گردآوری داده‌های موردنظر از پرسش‌نامه کمال‌گرایی^{۱۳}، پرسش‌نامه تحمل‌پریشانی هیجانی^{۱۴} و مقیاس خوردن افراطی^{۱۵} استفاده شد. همچنین در تمام مراحل کار، دستورالعمل اخلاق پژوهشی مورد تأیید کمیته اخلاق دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی اصفهان قرار گرفت.

مقیاس خوردن افراطی

گورمالی و همکاران [۳۵] این مقیاس را به منظور اندازه‌گیری شدت پرخوری در افراد مبتلا به چاقی طراحی کردند. این مقیاس از ۱۶ ماده و ماده‌های آن از ۳ تا ۴ جمله تشکیل شده است. از آزمودنی‌ها خواسته شد جمله‌ای انتخاب کنند که آن‌ها را به بهترین وجه توصیف کند. ماده‌ها از (۰) تا (۳) درجه‌بندی می‌شوند و نمره کلی از (۰) تا (۴۶) متغیر است که کسب نمره ۱۶ وجود اختلال پرخوری و کسب نمره بالاتر از آن شدت بیشتر پرخوری را نشان می‌دهد. نسخه‌های انگلیسی، پرتغالی و ایتالیایی این مقیاس از اعتبار و ضریب حساسیت و ویژگی رضایت‌بخشی برخوردار هستند. اعتبار این مقیاس در ایران با روش دو نیمه‌سازی ۰/۶۷ و با استفاده از روش بازآزمون ۰/۷۲ گزارش شده است. همچنین ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۵ به دست آمد [۳۶].

پرسش‌نامه تحمل‌پریشانی هیجانی

این پرسش‌نامه را سیمونز و گاهر [۲۶] ساخته‌اند و یک ابزار خودگزارش‌دهی به منظور سنجش تحمل‌پریشانی هیجانی است و ۱۵ ماده و ۴ زیرمقیاس تحمل‌پریشانی هیجانی، جذب شدن به‌وسیله هیجان‌های منفی، برآورد ذهنی‌پریشانی و نظم‌جویی، تلاش‌هایی برای تسکین‌پریشانی دارد. ماده‌های این ابزار براساس مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرت (۱=کاملاً موافق تا ۵=کاملاً مخالف) نمره‌گذاری می‌شوند.

نمره‌های بالا در این مقیاس نشانگر تحمل‌پریشانی بالاست. ضرایب آلفا برای زیرمقیاس‌های این مقیاس به ترتیب ۰/۸۲، ۰/۷۸، ۰/۷۰ و برای کل مقیاس ۰/۸۲ به دست آمد. همبستگی درون‌طبقه‌ای پس از گذشت ۶ ماه ۰/۶۱ بود. همچنین روایی تفکیکی این مقیاس با زیرمقیاس‌های وضعیت خلقی منفی و مثبت پرسش‌نامه وضعیت خلق عمومی [۳۷] به ترتیب برابر با

تحمل‌پریشانی به ۲ شکل بروز می‌کند: یک شکل آن به توانایی فرد در تحمل هیجان‌های منفی اشاره دارد و شکل دیگر، تظاهرات رفتاری تحمل‌حالت‌های درونی ناخوشایندی است که به‌وسیله موقعیت‌های مختلف تنش‌زا فراخوانده می‌شود [۲۸]. افراد با تحمل‌پریشانی پایین در یک تلاش غلط برای مقابله با هیجان‌های منفی خود درگیر بی‌نظمی رفتاری می‌شوند [۲۹].

با پرداختن به برخی رفتارهای مخرب مانند مصرف مواد مخدر، الکل و مواد غذایی درصدد تسکین درد هیجانی خود برمی‌آیند که این رفتار موجب خلاصی موقت این افراد از هیجان‌های منفی می‌شود [۳۰]. نتایج پژوهش‌ها نشان می‌دهد که تحمل‌پریشانی هم با کمال‌گرایی و هم با اختلال خوردن افراطی می‌تواند در ارتباط باشد [۱۶-۱۸، ۳۱].

مطالعات قبلی درباره اختلال ظرفیت تحمل، تنظیم هیجان و علائم اختلال خوردن، عمدتاً بی‌نظمی هیجانی را به‌عنوان مشکلات گسترده مرتبط با ادراک تجربیات هیجانی، استفاده از استراتژی انعطاف‌پذیر و تحمل هیجان‌های منفی نشان دادند [۳۲]. همچنین کم‌اشتهایی عصبی در دانشجویان سالم با افزایش دشواری‌های تنظیم شناختی هیجان، از جمله دسترسی محدود به مهارت‌های تنظیم شناختی هیجانی انطباقی مرتبط است و اشاره محدودی به توانایی تحمل‌پریشانی شده است.

درنهایت، اینکه مطالعات قبلی [۳۳] حاکی از استفاده مکرر از متغیرهای آشکار است که خطاهای اندازه‌گیری بالقوه‌ای را نادیده می‌گیرد که می‌تواند روابط تعاملی واقعی را مبهم کند. برای مثال، یافته‌های متناقض در مورد رابطه بین کمال‌گرایی و علائم اختلال خوردن می‌تواند ناشی از خطاهای اندازه‌گیری تصادفی موجود در متغیرهای آشکار باشد. این خطاها ممکن است به‌طور مشابه بر اثرات متقابل واقعی کمال‌گرایی و تحمل‌پریشانی بر علائم اختلال خوردن تأثیر گذاشته باشد؛ بنابراین لزوم استفاده از روش‌شناسی دقیق‌تر و مدل‌سازی معادلات ساختاری که به بررسی متغیرهای پنهان و میانجی می‌پردازد، محرز می‌شود. هدف پژوهش حاضر، بررسی رابطه بین کمال‌گرایی و اختلال خوردن افراطی در دختران دانشجویان با نقش میانجی‌گر تحمل‌پریشانی بود.

مواد و روش‌ها

این مطالعه از نوع توصیفی-همبستگی است که برای تجزیه و تحلیل اطلاعات، از روش مدل‌یابی معادلات ساختاری^{۱۱} استفاده شد. جامعه آماری این پژوهش را دانشجویان دختر شهر اصفهان تشکیل می‌دادند که از میان آن‌ها ۲۱۴ نفر به‌صورت دردسترس به‌عنوان گروه نمونه انتخاب شدند. حجم نمونه با استفاده از فرمول پیشنهادی کلاین^{۱۲} [۳۴] با لحاظ کردن ۲۰

13. Perfectionism Scale
14. Distress Tolerance Scale
15. Binge Eating Scale

11. Structural Equation Modeling (SEM)
12. Kline

۰/۵۹ و ۰/۲۶ گزارش شد [۲۶]. آلفای کرونباخ این پرسش‌نامه در ایران ۰/۶۷ و اعتبار بازنمایی آن را برابر ۰/۷۹ گزارش شده است [۳۸].

پرسش‌نامه کمال‌گرایی

پرسش‌نامه کمال‌گرایی هیل و همکاران [۳۹] یک مقیاس ۵۹ ماده‌ای است که برای سنجش جنبه‌های چند بُعدی از کمال‌گرایی تهیه شده است. این مقیاس، کمال‌گرایی را به‌عنوان ساختاری ۸ بُعدی متشکل از کمال‌گرایی غیرانطباقی شامل نیاز به تأیید، تمرکز بر اشتباهات، فشار از سوی والدین، نشخوار فکر و کمال‌گرایی انطباقی شامل نظم/سازماندهی، هدفمندی و تلاش برای عالی بودن، معیارهای بالا را ارزیابی می‌کند.

مواد آزمون به‌صورت مقیاس ۵ درجه‌ای نمره‌گذاری می‌شود که ۱ نشان‌دهنده کاملاً مخالف و ۵ نشان‌دهنده کاملاً موافق است. پایایی همسانی درونی مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ بالا گزارش شده است، به‌صورتی که دامنه پایایی برای مؤلفه‌های آزمون بین ۰/۸۳ تا ۰/۹۱ گزارش شد [۳۹]. در ایران میزان آلفا برای کل مقیاس ۰/۹۱ و برای مؤلفه‌ها بین ۰/۶۹ تا ۰/۸۵ گزارش شده است [۴۰]. همچنین پایایی بازنمایی برای فاصله ۱ ماهه ۰/۷۳ به دست آمد. روایی سازه این پرسش‌نامه نیز با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی بررسی شد که نتایج حاکی از مدل ۶ عاملی پرسش‌نامه بود و این ۶ عامل توانستند ۴۵ درصد از واریانس کل را استخراج کنند [۴۰].

داده‌های پژوهش حاضر پس از توصیف اولیه و بررسی مفروضه‌ها (بررسی این‌که نشانگرهایی که برای معرفی سازه یا متغیر مکنون برگزیده شده است، واقعاً معرف آن است یا نه، سپس اطلاعات مربوط این‌که نشانگرهای انتخابی با چه دقتی معرف یا برازنده متغیر مکنون است، گزارش شد و برای بهبود برازندگی، نشانگرها با متغیر مکنون نیز راه‌هایی پیشنهاد شد) با استفاده از نرم‌افزار آموس نسخه ۲۲ و مدل‌یابی معادلات ساختاری تجزیه و تحلیل شدند. در این پژوهش، نقش متغیر میانجی با روش بارون و کنی^{۱۶} سنجیده شد.

یافته‌ها

در این پژوهش، ۱۶۷ دانشجوی دختر مجرد (۷۷/۳ درصد) و ۴۹ دانشجوی دختر متأهل (۲۲/۷ درصد) با میانگین و انحراف معیار سنی ۲۳/۶۱ و ۴/۷۵ حضور داشتند. بین شرکت‌کنندگان ۳۱ نفر (۱۴/۴ درصد) در مقطع کاردانی، ۱۳۱ نفر (۶۰/۶ درصد) کارشناسی، ۴۲ نفر (۱۹/۴ درصد) در مقطع کارشناسی ارشد و ۱۲ نفر (۵/۶ درصد) در مقطع دکتری مشغول به تحصیل بودند. **جدول شماره ۱**، میانگین، انحراف معیار و ضرایب همبستگی بین کمال‌گرایی انطباقی، کمال‌گرایی غیرانطباقی، تحمل‌پریشانی و

اختلال خوردن افراطی را نشان می‌دهد.

همان‌طور که **جدول شماره ۱** نشان می‌دهد از بین مؤلفه‌های کمال‌گرایی انطباقی نظم/سازماندهی و تلاش برای عالی بودن به‌صورت منفی در سطح معناداری ۰/۰۵ و هدفمندی به‌صورت منفی و در سطح معناداری ۰/۰۱ با اختلال خوردن همبسته بودند. از بین مؤلفه‌های غیرانطباقی کمال‌گرایی نیاز به تأیید و تمرکز بر اشتباهات به‌صورت مثبت و در سطح معناداری ۰/۰۱ و فشار از سوی والدین و نشخوار فکر به‌صورت مثبت و در سطح معناداری ۰/۰۵ با اختلال خوردن همبسته بودند. همچنین تحمل‌پریشانی به‌صورت منفی و در سطح معناداری ۰/۰۱ با اختلال خوردن همبسته بود.

در این پژوهش به منظور ارزیابی برقراری/عدم برقراری مفروضه نرمال بودن توزیع داده‌های تک‌متغیری، کشیدگی و چولگی متغیرها و به منظور ارزیابی برقراری/عدم برقراری مفروضه هم‌خطی بودن، مقادیر تورم واریانس^{۱۷} و ضریب تحمل^{۱۸} بررسی شد که نتایج آن در **جدول شماره ۲** نشان داده شده است.

همان‌طور که **جدول شماره ۲** نشان می‌دهد ارزش‌های کشیدگی و چولگی همه متغیرها در محدوده $2 \pm$ قرار دارد که نشان می‌دهد مفروضه نرمال بودن توزیع داده‌ها برقرار است. همچنین **جدول** فوق نشان می‌دهد که مقادیر ضریب تحمل متغیرهای پیش‌بین بزرگ‌تر از ۰/۱ و مقادیر عامل تورم واریانس آن‌ها کوچک‌تر از ۱۰ است؛ بنابراین مفروضه هم‌خطی بودن نیز بین داده‌های پژوهش حاضر برقرار بود. تحلیل اطلاعات مربوط به فاصله مهلنوبایس^{۱۹} و ارزیابی نمودار پراکندگی واریانس‌های استاندارد شده خطاها^{۲۰} نیز نشان داد مفروضه‌های نرمال بودن توزیع داده‌های چندمتغیری و همگنی واریانس‌ها نیز بین داده‌ها برقرار است.

پس از اطمینان از برقراری مفروضه‌ها بین داده‌ها، چگونگی برازش مدل اندازه‌گیری با استفاده از روش تحلیل عاملی تأییدی و به کمک نرم‌افزار آموس نسخه ۲۴ ارزیابی شد. همچنان که **تصویر شماره ۱** نشان می‌دهد کمال‌گرایی انطباقی و غیرانطباقی متغیرهای مکنون این پژوهش بوده و چنین فرض شد که متغیر مکنون کمال‌گرایی انطباقی به‌وسیله نشانگرهای نظم/سازماندهی، هدفمندی، تلاش برای عالی بودن و معیارهای بالا و متغیر مکنون کمال‌گرایی غیرانطباقی به‌وسیله نشانگرهای نیاز به تأیید، تمرکز بر اشتباهات، فشار از سوی والدین و نشخوار فکر سنجیده می‌شود. **جدول شماره ۳**، شاخص‌های برازندگی مدل اندازه‌گیری (اولیه و اصلاح‌شده) و مدل ساختاری را نشان می‌دهد.

17. Variance Inflation Factor (VIF)
18. Tolerance
19. Mahalanobis Distance
20. Standardized Residuals

16. Baron & Kenny

جدول ۱. یافته‌های توصیفی متغیرهای پژوهش (کمال‌گرایی، اختلال خوردن افراطی و تحمل پریشانی)

متغیرهای تحقیق	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱. کمال‌گرایی انطباقی / نظم / سازماندهی	-									
۲. کمال‌گرایی انطباقی / هدفمندی	۰/۴۷**	-								
۳. کمال‌گرایی انطباقی / تلاش برای عالی بودن	۰/۴۸**	۰/۴۵**	-							
۴. کمال‌گرایی انطباقی / معیارهای بالا	۰/۳۲**	۰/۱۸**	۰/۴۲**	-						
۵. کمال‌گرایی غیرانطباقی / نیاز به تأیید	-۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۱۵*	۰/۲۱**	-					
۶. کمال‌گرایی غیرانطباقی / تمرکز بر اشتباهات	۰/۰۲	-۰/۰۲	۰/۱۸**	۰/۲۱**	۰/۱۶**	-				
۷. کمال‌گرایی غیرانطباقی / فشار از سوی والدین	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۳۱**	۰/۲۳**	۰/۳۳**	۰/۴۶**	-			
۸. کمال‌گرایی غیرانطباقی / نشخوار فکر	۰/۱۰	۰/۰۷	۰/۳۱**	۰/۲۸**	۰/۱۰**	۰/۱۷**	۰/۴۳**	-		
۹. تحمل پریشانی هیجانی	۰/۱۱	۰/۱۹**	۰/۰۶	-۰/۰۱	-۰/۴۲**	-۰/۵۲**	-۰/۲۳**	-۰/۵۳**	-	
۱۰. اختلال خوردن افراطی	-۰/۱۶*	-۰/۲۰**	-۰/۱۵*	۰/۰۲	۰/۲۲**	۰/۲۵**	۰/۱۳*	۰/۱۷*	-۰/۴۱**	-
میانه	۲۳/۱۳	۲۰/۸۹	۱۹/۳۴	۱۸/۹۰	۲۱/۸۱	۱۹/۵۹	۲۱/۲۳	۲۱/۶۶	۴۱/۴۹	۸/۵۶
انحراف معیار	۵/۵۰	۳/۸۶	۳/۰۴	۳/۵۶	۵/۰۲	۵/۲۲	۵/۱۴	۴/۱۸	۷/۰۱	۷/۸۷

* $P < 0.05$, ** $P < 0.01$

تازه‌های پژوهشی روان‌تنی

همان‌طور که مشاهده می‌شود **جدول شماره ۳** از قابل‌قبول بودن مدل اندازه‌گیری با داده‌های گردآوری شده حمایت می‌کنند ($\chi^2(df=3/21)$, $GFI=0.936$, $CFI=0.936$, $AGFI=0.870$ و $RMSEA=0.101$). با توجه به اهمیت شاخص RMSEA مدل اندازه‌گیری با ایجاد یک کوواریانس بین خطاهای نشانگرهای تلاش برای عالی بودن و فشار از سوی خانواده اصلاح و درنهایت،

همان‌طور که مشاهده می‌شود **جدول شماره ۳** از قابل‌قبول بودن مدل اندازه‌گیری با داده‌های گردآوری شده حمایت می‌کنند ($\chi^2(df=2/20)$, $GFI=0.969$, $CFI=0.969$, $AGFI=0.908$ و $RMSEA=0.075$). **جدول شماره ۴**، بارهای عاملی استاندارد، غیراستاندارد، خطای استاندارد و نسبت بحرانی را نشان می‌دهد. همان‌طور که **جدول شماره ۴** نشان می‌دهد بزرگ‌ترین بار عاملی

جدول ۲. مفروضه‌های نرمال بودن و هم‌خطی بودن متغیرهای پژوهش (کمال‌گرایی، اختلال خوردن افراطی و تحمل پریشانی)

متغیر	نرمال بودن		هم‌خطی بودن	
	چولگی	کشیدگی	ضریب تحمل	تورم واریانس
کمال‌گرایی انطباقی / نظم / سازماندهی	-۰/۴۱	-۰/۳۴	۰/۶۶	۱/۵۲
کمال‌گرایی انطباقی / هدفمندی	-۰/۰۹	-۰/۲۵	۰/۶۹	۱/۴۵
کمال‌گرایی انطباقی / تلاش برای عالی بودن	-۰/۸۰	۰/۸۸	۰/۵۵	۱/۸۲
کمال‌گرایی انطباقی / معیارهای بالا	-۰/۳۰	-۰/۴۸	۰/۷۵	۱/۳۳
کمال‌گرایی غیرانطباقی / نیاز به تأیید	-۰/۱۵	-۰/۷۳	۰/۳۸	۲/۶۳
کمال‌گرایی غیرانطباقی / تمرکز بر اشتباهات	-۰/۱۸	-۰/۵۳	۰/۲۹	۳/۴۹
کمال‌گرایی غیرانطباقی / فشار از سوی والدین	-۰/۰۸	-۰/۶۴	۰/۷۲	۱/۳۹
کمال‌گرایی غیرانطباقی / نشخوار فکر	-۰/۴۴	-۰/۵۳	۰/۳۱	۳/۲۶
تحمل پریشانی هیجانی	-۰/۱۲	-۰/۵۱	۰/۶۱	۱/۶۳
اختلال خوردن	۱/۴۵	۱/۵۴	-	-

تازه‌های پژوهشی روان‌تنی

جدول ۳. شاخص‌های برازش مدل اندازه‌گیری و مدل ساختاری

نقطه برش*	مدل ساختاری	مدل اندازه‌گیری		شاخص‌های برازندگی
		اصلاح‌شده	اولیه	
-	۶۷/۱۲	۳۹/۶۱	۶۰/۹۶	مجلدور کای
-	۳۰	۱۸	۱۹	درجه آزادی مدل
کمتر از ۳	۲/۲۴	۲/۲۰	۳/۲۱	درجه‌آزادی بر کای اسکوتر
۰/۹۰ >	۰/۹۴۰	۰/۹۵۷	۰/۹۳۲	شاخص نیکویی برازش
۰/۸۵۰ >	۰/۸۹۱	۰/۹۰۸	۰/۸۷۰	شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده
۰/۹۰ >	۰/۹۵۴	۰/۹۶۹	۰/۹۳۶	شاخص برازش تطبیقی
۰/۰۸ <	۰/۰۷۶	۰/۰۷۵	۰/۱۰۱	ریشه میانگین مربعات خطای برآورد

تازه‌های پژوهشی روان‌تنی

* نقاط برش براساس دیدگاه کلاین [۳۴]

متعلق به نشانگر تمرکز بر اشتباهات ($\beta=0/918$) و کوچک‌ترین بار عاملی متعلق به نشانگر ($\beta=0/459$) بود. با توجه به این که بارهای عاملی همه نشانگرها بالاتر از $0/32$ بود؛ بنابراین می‌توان گفت همه نشانگرها از توان لازم برای سنجش متغیرهای مکنون برخوردار بودند.

همان‌طور که **جدول شماره ۵** نشان می‌دهد ضریب اثر بین تحمل پریشانی و اختلال خوردن افراطی ($\beta=-0/314, P<0/01$) منفی و در سطح $0/01$ معنادار است. ضریب اثر کل (مجموع ضرایب اثر مستقیم و غیرمستقیم) بین کمال‌گرایی انطباقی و اختلال خوردن افراطی ($\beta=-0/286, P<0/01$) منفی و در سطح $0/01$ و ضریب اثر کل بین کمال‌گرایی غیرانطباقی و اختلال خوردن افراطی ($\beta=0/329, P<0/01$) مثبت و در سطح $0/01$ معنادار بود. ضریب اثر غیرمستقیم بین کمال‌گرایی انطباقی و اختلال خوردن افراطی ($\beta=-0/086, P<0/01$) منفی و در سطح $0/01$ و ضریب اثر غیرمستقیم بین کمال‌گرایی غیرانطباقی و اختلال خوردن افراطی ($\beta=0/329, P<0/01$) مثبت و در سطح $0/01$ معنادار بود. بر همین اساس، چنین نتیجه‌گیری شد که

به دنبال حصول شاخص‌های برازندگی قابل قبول برای مدل اندازه‌گیری، مدل ساختاری پژوهش با استفاده از روش مدل‌یابی معادلات ساختاری آزمون شد. در مدل ساختاری پژوهش چنین فرض شده بود که کمال‌گرایی انطباقی و غیرانطباقی هم به صورت مستقیم و هم با میانجیگری تحمل پریشانی هیجانی، اختلال خوردن افراطی را پیش‌بینی می‌کند. مدل تحلیل و نتایج نشان داد شاخص‌های برازندگی از برازش قابل قبول مدل ساختاری با داده‌های گردآوری شده حمایت می‌کنند ($df=30$) - $67/12$ ، $AGFI=0/891$ ، $GFI=0/940$ ، $CFI=0/954$ ، $\chi^2/df=2/24$ ، χ^2

جدول ۴. پارامترهای مدل اندازه‌گیری در تحلیل عاملی تأییدی

t	β	S.E	b	متغیر مکنون/نشانگر
	۰/۶۶۰		۱	کمال‌گرایی انطباقی/نظم/سازماندهی
۶/۶۱**	۰/۵۸۰	۰/۰۹۳	۰/۶۱۷	کمال‌گرایی انطباقی/اهداف‌مندی
۷/۲۸**	۰/۷۶۹	۰/۰۸۸	۰/۶۳۹	کمال‌گرایی انطباقی/تلاش برای عالی بودن
۵/۸۳***	۰/۴۹۵	۰/۰۸۳	۰/۴۸۶	کمال‌گرایی انطباقی/معیارهای بالا
	۰/۸۲۳		۱	کمال‌گرایی غیرانطباقی/نیاز به تأیید
۱۵/۵۶**	۰/۹۱۸	۰/۰۷۴	۱/۱۵۹	کمال‌گرایی غیرانطباقی/تمرکز بر اشتباهات
۶/۹۰**	۰/۴۵۹	۰/۰۸۲	۰/۵۶۳	کمال‌گرایی غیرانطباقی/فشار از سوی والدین
۱۴/۵۳**	۰/۸۴۹	۰/۰۵۹	۰/۸۵۷	کمال‌گرایی غیرانطباقی/نشخوار فکر

تازه‌های پژوهشی روان‌تنی

نکته: بارهای عاملی استاندارد نشانگرهای نظم/سازماندهی و نیاز به تأیید با عدد ۱ تثبیت شده؛ بنابراین انحراف معیار و نسبت بحرانی برای آن‌ها حساب نشده است. $P<0/01$

جدول ۵. ضرایب اثر کل، مستقیم و غیرمستقیم بین متغیرهای پژوهش در مدل پژوهش

اثرات	b	S.E	β	sig
کمال‌گرایی غیرانطباقی ← تحمل پریشانی هیجانی	-۱/۱۰۱	۰/۱۱۶	-۰/۶۴۸	۰/۰۰۱
کمال‌گرایی انطباقی ← تحمل پریشانی هیجانی	۰/۵۳۸	۰/۱۷۸	۰/۳۷۵	۰/۰۰۱
تحمل پریشانی هیجانی ← اختلال خوردن افراطی	-۰/۳۵۲	۰/۱۰۱	-۰/۳۱۴	۰/۰۰۱
اثر مستقیم کمال‌گرایی غیرانطباقی ← اختلال خوردن افراطی	۰/۲۳۰	۰/۱۹۱	۰/۱۲۶	۰/۱۷۴
اثر مستقیم کمال‌گرایی انطباقی ← اختلال خوردن افراطی	-۰/۴۳۸	۰/۱۷۶	-۰/۱۹۹	۰/۰۰۴
اثر غیرمستقیم کمال‌گرایی غیرانطباقی ← اختلال خوردن افراطی	۰/۳۸۸	۰/۱۱۶	۰/۲۰۳	۰/۰۰۴
اثر غیرمستقیم کمال‌گرایی انطباقی ← اختلال خوردن افراطی	-۰/۱۹۰	۰/۰۸۴	-۰/۰۸۶	۰/۰۰۵
اثر کل کمال‌گرایی غیرانطباقی ← اختلال خوردن افراطی	۰/۶۲۸	۰/۱۴۶	۰/۳۳۹	۰/۰۰۱
اثر کل کمال‌گرایی انطباقی ← اختلال خوردن افراطی	۰/۶۱۵	۰/۱۹۷	-۰/۲۸۶	۰/۰۰۱

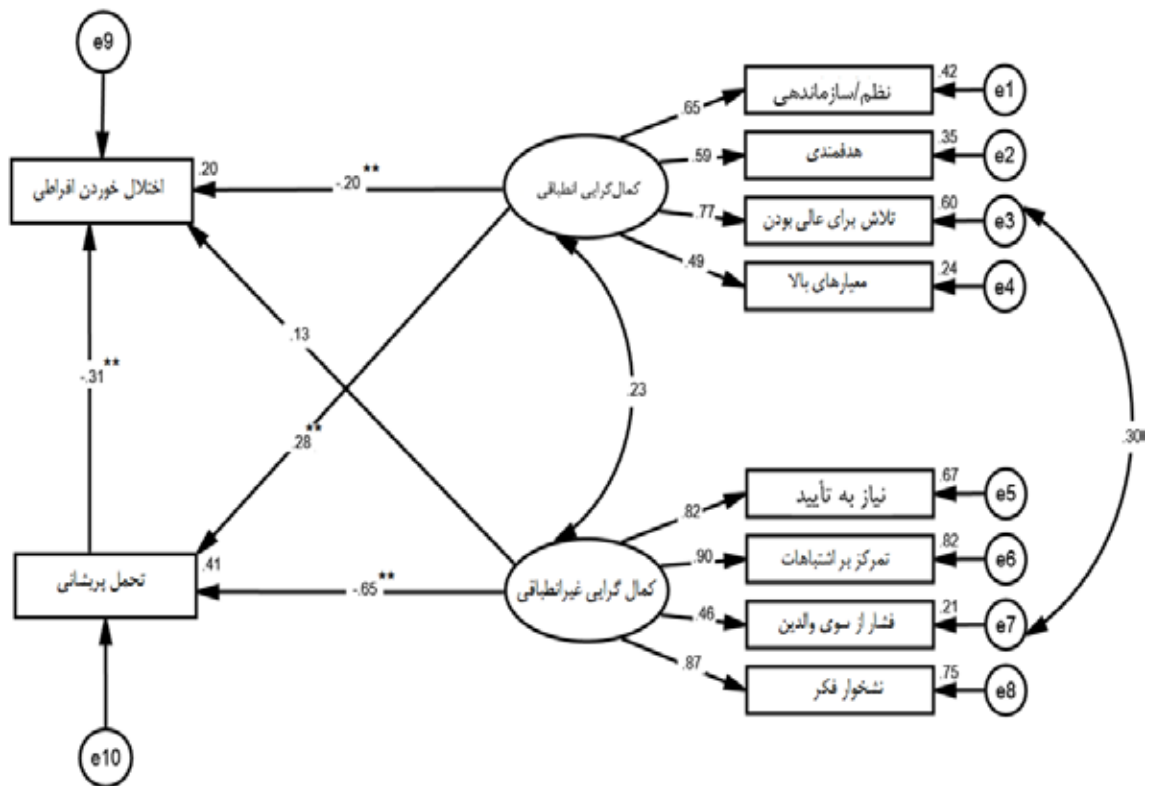
تازه‌های پژوهشی روان‌تنی

خوردن افراطی را نشان می‌دهد.

بحث

در پژوهش حاضر که باهدف بررسی رابطه بین کمال‌گرایی و اختلال خوردن افراطی در دختران دانشجو با نقش میانجیگر

تحمل پریشانی بین زنان و دختران رابطه بین کمال‌گرایی انطباقی با اختلال خوردن را به‌صورت منفی و رابطه بین کمال‌گرایی غیرانطباقی و اختلال خوردن افراطی را به‌صورت مثبت و معنادار میانجیگری می‌کند. **تصویر شماره ۱**، مدل ساختاری پژوهش در تبیین روابط بین کمال‌گرایی، تحمل پریشانی هیجانی و اختلال



تازه‌های پژوهشی روان‌تنی

تصویر ۱. مدل ساختاری پژوهش

دارد. تحمل پریشانی و انتظار کاهش اثرات منفی غذا خوردن، بروز اختلال خوردن را پیش‌بینی می‌کند. به‌عبارت‌دیگر، تحمل پریشانی نقش مهمی در تفسیر نادرست تهدید دارد. در این مرحله، سطح تحمل پریشانی پایین، فرد را به استفاده از استراتژی‌های ناسازگار برای مقابله با پریشانی مربوط به نفوذی که به نظر آن‌ها غیرقابل تحمل است، سوق می‌دهد. براین اساس می‌توان استدلال کرد که بین تصاویر بالینی متفاوت و سازوکارهای مقابله‌ای متفاوت و تحمل پریشانی رابطه وجود دارد [۱۷].

براساس تمام این اطلاعات، تحمل پریشانی پایین ممکن است یکی از دلایل متقابل برای کمال‌گرایی و اختلال خوردن باشد. نتایج وویس و همکاران [۴۴] از یافته‌های پژوهش حاضر حمایت می‌کند و نشان می‌دهد تمایل به دستیابی به استانداردهای شخصی بالا و نشخوار فکری در افراد کمال‌گرا پیش‌بینی‌کننده اختلالات خوردن هستند. یافته‌های پژوهش‌های دیگری از برخی جهات با نتایج پژوهش حاضر همسو بود [۴۴-۴۶].

در پژوهش‌های پیش‌گفت‌نشان داده شد کمال‌گرایی می‌تواند موجب شکل‌گیری عواطف منفی و پریشانی‌های روان‌شناختی شود. از آنجا که سازوکار اصلی این مشکلات، نقص در تنظیم هیجان است، پس می‌توانیم بگوییم نقص در این سازوکارهای شناختی و اسیر شدن در تحمل پریشانی هیجانی ناکارآمد می‌تواند موجب ایجاد و تداوم خلق منفی و درنهایت، روی آوردن به اختلال خوردن افراطی شود.

در انجام این پژوهش محدودیت‌هایی نیز وجود داشت که از جمله آن استفاده از طرح مقطعی^{۲۱} است. طراحی مقطعی مانع از فهم عمیق روابط علی میان متغیرها می‌شود و این که این روابط در طول زمان چه نقشی بر یکدیگر داشته‌اند تنها با انجام یک طرح طولی قابل بررسی است. همچنین برای گردآوری اطلاعات در این مطالعه تنها از پرسش‌نامه‌های خودگزارش‌دهی استفاده شد.

پیشنهاد می‌شود در مطالعات آینده از منابع متعدد گردآوری داده مانند گزارش‌های مشاهده‌گر^{۲۲}، ابزارهای سنجش رفتاری^{۲۳} یا مصاحبه برای ارزیابی استفاده شود. علاوه‌برآن، این پژوهش در یک جمعیت بررسی شده است؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود در جمعیت‌ها و نمونه‌های گوناگون دیگری نیز بررسی و نتایج با پژوهش حاضر مقایسه شود. همچنین این یافته به‌عنوان یک آگاهی مهم به جامعه آموزشی و خانواده‌ها ارائه شود و مشاوران تحصیلی نیز در کار درمانی خود می‌توانند از یافته این پژوهش استفاده کنند.

تحمل پریشانی انجام شد، نشان داده شد تحمل پریشانی هیجانی در دختران رابطه بین کمال‌گرایی انطباقی با اختلال خوردن را به‌صورت منفی و رابطه بین کمال‌گرایی غیرانطباقی و اختلال خوردن افراطی را به‌صورت مثبت و معنادار میان‌جیگری می‌کند. این نتایج همسو با یافته‌های حسن [۴۱] است که در آنجا نیز نشان داده شد کمال‌گرایی بالا با تحمل پریشانی کمتری همراه است.

نتایج پژوهش وانژولا و همکاران [۱۵] نیز با یافته‌های پژوهش حاضر همسو است. این پژوهشگران اذعان کردند کمال‌گرایی غیرانطباقی اختلال خوردن را پیش‌بینی می‌کند. این یافته‌ها تا حدی با نتایج مولان [۴۲] همسو است و تا حدی نیز تفاوت دارد که این تفاوت می‌تواند به دلیل ارتباط غیرمستقیم تحمل پریشانی با اختلال خوردن افراطی باشد. در پژوهش مولان [۴۲] نتایج نشان داد افرادی که تحمل پریشانی کمتری داشتند، افسردگی، اضطراب و اجتناب تجربی بالایی را گزارش کرده بودند، چون افرادی که این شاخص‌ها را در سطح بالایی تجربه کرده بودند، احتمال بیشتری داشت که اختلالات خوردن افراطی را گزارش کنند.

نتایج پژوهش حاضر با پژوهش کلی و همکاران [۴۳] ناهمسو است. این پژوهشگران نشان دادند تحمل پریشانی با اختلال خوردن افراطی ارتباطی نداشت. این نتیجه می‌تواند حاصل تغییرات در ویژگی‌های نمونه و ابزار اندازه‌گیری ارزیابی اختلال خوردن باشد [۴۳].

همچنین نتایج پژوهش میگلور [۱۶] از نتایج پژوهش حاضر حمایت می‌کند، به این ترتیب که نشان داد رابطه مستقیم بین کمال‌گرایی و اختلال خوردن و رابطه معکوس بین تحمل پریشانی و اختلال خوردن وجود دارد. به‌علاوه، اشاره کرد که کمال‌گرایی در مرکز آسیب‌شناسی اختلال خوردن است، اما در نظر گرفت که مقیاس کمال‌گرایی بالینی ممکن است معیار بهتری برای کمال‌گرایی خاص مربوط به اختلال خوردن باشد. همچنین نتایج این پژوهش حاکی از این بود که تحمل پریشانی در واقع، به‌عنوان پاسخ‌های مقابله‌ای عمل می‌کند که تعیین می‌کند یک موقعیت پرخطر مانند کمال‌گرایی یا ارزیابی بیش از حد وزن، شکل و غذا خوردن یا محدودیت غذایی واقعاً موجب اختلال خوردن می‌شود یا خیر [۱۶]. از این رو، تحمل پریشانی نقش میانجی و تأثیرگذاری بین کمال‌گرایی و اختلال خوردن ایفا می‌کند. نتایج پژوهش پیکسوتو و همکاران [۳۳] نیز در راستای ارتباط مستقیم کمال‌گرایی و اختلال خوردن از یافته‌های پژوهش حاضر حمایت می‌کند.

نتایج پژوهش‌های دیگری نیز با پژوهش حاضر همسو بود [۱۷]، [۱۸]. به‌طوری که این پژوهشگران نشان دادند نقص در تحمل پریشانی نقش مهمی در سبب‌شناسی و تداوم اختلال خوردن

21. The Cross-Sectional Design
22. Observer Reports
23. Behavioral Measures

نتیجه‌گیری

این پژوهش باهدف تعیین نقش میانجی تحمل پریشانی در رابطه بین کمال‌گرایی و اختلال خوردن دختران دانشجو انجام شد. نتایج این پژوهش نشان داد تحمل پریشانی رابطه بین کمال‌گرایی انطباقی با اختلال خوردن را به‌صورت منفی و رابطه بین کمال‌گرایی غیرانطباقی و اختلال خوردن افراطی را به‌صورت مثبت و معنادار در دختران دانشجو میانجی‌گری می‌کند. به‌طور کلی می‌توان گفت تحمل پریشانی موجب می‌شود پریشانی‌هایی که از لحاظ ذهنی آزردهنده یا از نظر فردی تا اندازه‌ای تهدیدکننده هستند (مانند هیجان‌های منفی و آشفتگی‌های بدنی)، تحمل شوند.

هرچند تفاوت‌های فردی احتمالی در تحمل این حالت‌ها، میزان آزردهنده تجربه کردن آن‌ها را نشان می‌دهد، اما زمانی که افراد از روش‌های تحمل پریشانی استفاده می‌کنند، بهتر می‌توانند هیجان‌ات خود را بپذیرند، ارزیابی و مدیریت کنند. در نتیجه، کمال‌گرایی کمتری از خویش در انجام امور بروز می‌دهند که می‌تواند موجب کاهش اختلال خوردن افراطی، به‌ویژه بین دانشجویان دختر شود.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

این توسط کد اخلاق IR.ARI.MUI.REC.1401.032 مورد تأیید دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی اصفهان قرار گرفته است.

حامی مالی

این پژوهش هیچ‌گونه کمک مالی از سازمانی‌های دولتی، خصوصی و غیرانتفاعی دریافت نکرده است.

مشارکت‌نویسندگان

تمام نویسندگان در آماده‌سازی این مقاله مشارکت داشتند.

تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان، این مقاله تعارض منافع ندارد.

تشکر و قدردانی

نویسندگان از شرکت‌کنندگانی که در این پژوهش همکاری کردند، تشکر و قدردانی می‌کنند.

References

- [1] Mason TB, Mozdierz P, Wang S, Smith KE. Discrimination and eating disorder psychopathology: A meta-analysis. *Behav Ther*. 2021; 52(2):406-17. [DOI:10.1016/j.beth.2020.05.003] [PMID]
- [2] Rehm J, Shield KD. Global burden of disease and the impact of mental and addictive disorders. *Curr Psychiatry Rep*. 2019; 21(2):10. [DOI:10.1007/s11920-019-0997-0] [PMID]
- [3] Joyce-Beaulieu D, Sulkowski ML. The diagnostic and statistical manual of mental disorders: (DSM-5) model of impairment. Assessing impairment. In: Goldstein S, Naglieri J, editors. *Assessing impairment*. Boston: Springer; 2016. [DOI:10.1007/978-1-4899-7996-4_8]
- [4] American Psychiatric Association. *Diagnostic and statistical manual of mental disorders: DSM-5*. Washington, DC: American Psychiatric Association; 2013. [DOI:10.1176/appi.books.9780890425596]
- [5] Guerdjikova AI, Mori N, Casuto LS, McElroy SL. Update on binge eating disorder. *Med Clin North Am*. 2019; 103(4):669-80. [DOI:10.1016/j.mcna.2019.02.003] [PMID]
- [6] Udo T, Grilo CM. Prevalence and correlates of DSM-5-defined eating disorders in a nationally representative sample of U. S. adults. *Biol Psychiatry*. 2018; 84(5):345-54. [PMID]
- [7] Hudson JI, Hiripi E, Pope HG Jr, Kessler RC. The prevalence and correlates of eating disorders in the National Comorbidity Survey Replication. *Biol Psychiatry*. 2007; 61(3):348-58. [PMID]
- [8] Sahlan RN, Taravatroy F, Quick V, Mond JM. Eating-disordered behavior among male and female college students in Iran. *Eat Behav*. 2020; 37:101378. [DOI:10.1016/j.eatbeh.2020.101378] [PMID]
- [9] Stice E, Desjardins CD, Shaw H, Rohde P. Moderators of two dual eating disorder and obesity prevention programs. *Behav Res Ther*. 2019; 118:77-86. [DOI:10.1016/j.brat.2019.04.002] [PMID]
- [10] Drieberg H, McEvoy PM, Hoiles KJ, Shu CY, Egan SJ. An examination of direct, indirect and reciprocal relationships between perfectionism, eating disorder symptoms, anxiety, and depression in children and adolescents with eating disorders. *Eat Behav*. 2019; 32:53-9. [DOI:10.1016/j.eatbeh.2018.12.002] [PMID]
- [11] Cliffe C, Shetty H, Himmerich H, Schmidt U, Stewart R, Dutta R. Suicide attempts requiring hospitalization in patients with eating disorders: A retrospective cohort study. *Int J Eat Disord*. 2020; 53(5):728-35. [Link]
- [12] Bahji A, Mazhar MN, Hudson CC, Nadkarni P, MacNeil BA, Hawken E. Prevalence of substance use disorder comorbidity among individuals with eating disorders: A systematic review and meta-analysis. *Psychiatry Res*. 2019; 273:58-66. [PMID]
- [13] Stice E, Johnson S, Turgon R. Eating disorder prevention. *Psychiatr Clin North Am*. 2019; 42(2):309-18. [DOI:10.1016/j.psc.2019.01.012] [PMID]
- [14] Bakalar JL, Shank LM, Vannucci A, Radin RM, Tanofsky-Kraff M. Recent advances in developmental and risk factor research on eating disorders. *Curr Psychiatry Rep*. 2015; 17(6):42. [DOI:10.1007/s11920-015-0585-x] [PMID]
- [15] Vanzhula IA, Kinkel-Ram SS, Levinson CA. Perfectionism and difficulty controlling thoughts bridge eating disorder and obsessive-compulsive disorder symptoms: A network analysis. *J Affect Disord*. 2021; 283:302-9. [DOI:10.1016/j.jad.2021.01.083] [PMID]
- [16] Migliore DA. Predictors of binge eating: Perfectionism, distress tolerance and eating self-efficacy [PhD dissertation]. New Jersey: The State University of New Jersey; 2010. [Link]
- [17] Ay R, Aytas O. The relationship between eating attitudes and distress tolerance in obsessive compulsive disorder. *Arch Clin Psychiatr*. 2018; 45(6):139-42. [DOI:10.1590/0101-6083000000176]
- [18] Hovrud L, Simons R, Simons J. Cognitive schemas and eating disorder risk: The role of distress tolerance. *Int J Cogn Ther*. 2020; 13(1):54-66. [DOI:10.1007/s41811-019-00055-5]
- [19] Rand-Giovannetti D, Rozzell KN, Latner J. The role of positive self-compassion, distress tolerance, and social problem-solving in the relationship between perfectionism and disordered eating among racially and ethnically diverse college students. *Eat Behav*. 2022; 44:101598. [DOI:10.1016/j.eatbeh.2022.101598] [PMID]
- [20] Migliore DA, Napierkowski DB. A multidimensional study of the correlation between perfectionism, self-efficacy, distress tolerance and binge eating. *SOJ Nur Health Care*. 2020; 6(1):1-6. [Link]
- [21] Welch K, Brott KH, Veilleux JC. Hovering or invalidating? Examining nuances in the associations between controlling parents and problematic outcomes for college students. *J Am Coll Health*. 2023; 1-13. [DOI:10.1080/07448481.2023.2209197] [PMID]
- [22] Yiu A, Christensen K, Arlt JM, Chen EY. Distress tolerance across self-report, behavioral and psychophysiological domains in women with eating disorders, and healthy controls. *J Behav Ther Exp Psychiatry*. 2018; 61:24-31. [DOI:10.1016/j.jbtep.2018.05.006] [PMID]
- [23] Lavender JM, Happel K, Anestis MD, Tull MT, Gratz KL. The interactive role of distress tolerance and eating expectancies in bulimic symptoms among substance abusers. *Eat Behav*. 2015; 16:88-91. [DOI:10.1016/j.eatbeh.2014.10.006] [PMID]
- [24] Corstorphine E, Mountford V, Tomlinson S, Waller G, Meyer C. Distress tolerance in the eating disorders. *Eat Behav*. 2007; 8(1):91-7. [DOI:10.1016/j.eatbeh.2006.02.003] [PMID]
- [25] O'Cleirigh C, Ironson G, Smits JA. Does distress tolerance moderate the impact of major life events on psychosocial variables and behaviors important in the management of HIV? *Behav Ther*. 2007; 38(3):314-23. [DOI:10.1016/j.beth.2006.11.001] [PMID]
- [26] Simons JS, Gaher RM. The Distress Tolerance Scale: Development and Validation of a self-report measure. *Motiv Emot*. 2005; 29(2):83-102. [DOI:10.1007/s11031-005-7955-3]
- [27] Saleem S, Renshaw KD, Azhar M, Giff ST, Mahmood Z. Interactive effects of perceived parental rearing styles on distress tolerance and psychological distress in Pakistani University students. *J Adult Dev*. 2021; 28(4):309-18. [DOI:10.1007/s10804-021-09373-5]

- [28] Webb MK, Simons JS, Simons RM. Affect and drinking behavior: Moderating effects of involuntary attention to emotion and distress tolerance. *Exp Clin Psychopharmacol.* 2020; 28(5):576-88. [DOI:10.1037/pha0000329] [PMID]
- [29] Keough ME, Riccardi CJ, Timpano KR, Mitchell MA, Schmidt NB. Anxiety symptomatology: The association with distress tolerance and anxiety sensitivity. *Behav Ther.* 2010; 41(4):567-74. [DOI:10.1016/j.beth.2010.04.002] [PMID]
- [30] Lazarus RS. Cognition and motivation in emotion. *Am Psychol.* 1991; 46(4):352-67. [DOI:10.1037//0003-066x.46.4.352] [PMID]
- [31] Brosos LC, Egbert AH, Reilly EE, Wonderlich JA, Karam A, Vanzhula I, et al. Intolerance of uncertainty moderates the relationship between high personal standards but not evaluative concerns perfectionism and eating disorder symptoms cross-sectionally and prospectively. *Eat Behav.* 2019; 35:101340. [DOI:10.1016/j.eatbeh.2019.101340] [PMID]
- [32] Haynos AF, Wang SB, Fruzzetti AE. Restrictive eating is associated with emotion regulation difficulties in a non-clinical sample. *Eat Disord.* 2018; 26(1):5-12. [DOI:10.1080/10640266.2018.1418264] [PMID]
- [33] Peixoto-Plácido C, Soares MJ, Pereira AT, Macedo A. Perfectionism and disordered eating in overweight woman. *Eat Behav.* 2015; 18:76-80. [DOI:10.1016/j.eatbeh.2015.03.009] [PMID]
- [34] Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. New York: Guilford Publications; 2023. [Link]
- [35] Gormally J, Black S, Daston S, Rardin D. The assessment of binge eating severity among obese persons. *Addict Behav.* 1982; 7(1):47-55. [DOI:10.1016/0306-4603(82)90024-7] [PMID]
- [36] Mouloudi R, Dezhkam M, Moutabi F, Omidvar N. [Comparison of early maladaptive schema in obese binge eaters and obese non-binge eaters (Persian)]. *J Behav Sci.* 2010; 4(2):109-14. [Link]
- [37] Clark LA, Watson D. Tripartite model of anxiety and depression: Psychometric evidence and taxonomic implications. *J Abnorm Psychol.* 1991; 100(3):316-36. [DOI:10.1037/0021-843X.100.3.316] [PMID]
- [38] Azizi A, Mirzaei A, Shams J. [Correlation between distress tolerance and emotional regulation with students smoking dependence (Persian)]. *Hakim* 2010; 13(1):11-8. [Link]
- [39] Hill RW, Huelsman TJ, Furr RM, Kibler J, Vicente BB, Kennedy C. A new measure of perfectionism: The perfectionism inventory. *J Pers Assess.* 2004; 82(1):80-91. [DOI:10.1207/s15327752-jpa8201_13] [PMID]
- [40] Samaei S, Hooman HA, Tavakoli MH, Bagherian F. An investigation of psychometric properties of perfectionism inventory in Iranian Sample. *Procedia Soc Behav Sci.* 2015; 205:556-63. [DOI:10.1016/j.sbspro.2015.09.075]
- [41] Hassan S. Perfectionism and distress tolerance as psychological vulnerabilities to traumatic impact and psychological distress in persons with psychotic illness [PhD dissertation]. Toronto: York University; 2017. [Link]
- [42] Mullane CN. Distress tolerance, experiential avoidance, and negative affect: Implications for understanding eating behavior and BMI [PhD dissertation]. Knoxville: University of Tennessee; 2011. [Link]
- [43] Kelly NR, Cotter EW, Mazzeo SE. Examining the role of distress tolerance and negative urgency in binge eating behavior among women. *Eat Behav.* 2014; 15(3):483-9. [DOI:10.1016/j.eatbeh.2014.06.012] [PMID]
- [44] Vois D, Damian LE. Perfectionism and emotion regulation in adolescents: A two-wave longitudinal study. *Pers Individ Dif.* 2020; 156:109756. [DOI:10.1016/j.paid.2019.109756]
- [45] Christian C, Martel MM, Levinson CA. Emotion regulation difficulties, but not negative urgency, are associated with attention-deficit/hyperactivity disorder and eating disorder symptoms in undergraduate students. *Eat Behav.* 2020; 36:101344. [DOI:10.1016/j.eatbeh.2019.101344] [PMID]
- [46] Tng GY, Yang H. Interactional effects of multidimensional perfectionism and cognitive emotion regulation strategies on eating disorder symptoms in female college students. *Brain Sci.* 2021; 11(11):1374. [DOI:10.3390/brainsci11111374] [PMID]