Journal Website

Article history:
Received 21 February 2026
Revised 29 June 2026
Accepted 06 July 2026
Published online 11 July 2026

Journal of Psychological Dynamics in Mood Disorders

Volume 5, Issue 2, pp 1-26

E-ISSN: 2981-1759

Predicting Depressive Symptoms Based on Parenting Styles, Rejection Sensitivity, and Rumination: The Mediating Role of Difficulties in Emotion Regulation among Adolescent Girls in Bushehr

Fatemeh Houra. Bajli[1*], Mina. Moein Mehr[1]

[1] M.A., Department of Psychology, Bu.C., Islamic Azad University, Bushehr, Iran

*** Corresponding author email address**: fatamehora@gmail.com

A r t i c l e I n f o

Article type:
Original Research

How to cite this article:
Bajli, F. H. & Moein Mehr, M. (2026). Predicting Depressive Symptoms Based on Parenting Styles, Rejection Sensitivity, and Rumination: The Mediating Role of Difficulties in Emotion Regulation among Adolescent Girls in Bushehr. *Journal of Psychological Dynamics in Mood Disorders, 5*(2), 1-26.

© 2026 the authors. Published by Maher Talent and Intelligence Testing Institute, Tehran, Iran. This is an open access article under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0) License.

A B S T R A C T

Objective: This study aimed to predict depressive symptoms based on parenting styles, rejection sensitivity, and rumination, with difficulties in emotion regulation as a mediator among adolescent girls in Bushehr.

Methodology: This applied study employed a descriptive-correlational design using structural equation modeling. The statistical population comprised 4,900 female lower- and upper-secondary school students in Bushehr during the 2025-2026 academic year, of whom 357 were selected using Cochran's formula and multistage cluster sampling. Data were collected using the Parental Authority Questionnaire, Children's Rejection Sensitivity Questionnaire, Ruminative Responses Scale, Difficulties in Emotion Regulation Scale, and Center for Epidemiologic Studies Depression Scale for Children. Data were analyzed using partial least squares structural equation modeling and 5,000-resample bootstrapping.

Findings: Permissive parenting (β=0.228), authoritarian parenting (β=0.316), and rumination (β=0.327) positively predicted difficulties in emotion regulation, whereas authoritative parenting negatively predicted it (β=-0.198). Rejection sensitivity did not significantly predict emotion-regulation difficulties (β=0.014, p=0.718). Difficulties in emotion regulation were the strongest predictor of depressive symptoms (β=0.874). Among the direct paths from the predictors to depressive symptoms, only permissive parenting had a significant effect (β=0.095). Significant indirect effects through difficulties in emotion regulation were found for permissive (β=0.199), authoritarian (β=0.276), and authoritative parenting (β=-0.173), as well as rumination (β=0.286). Mediation was partial for permissive parenting and complete for authoritarian parenting, authoritative parenting, and rumination. The indirect effect of rejection sensitivity was nonsignificant. The model explained 48.0% of the variance in difficulties in emotion regulation and 82.2% of the variance in depressive symptoms and demonstrated satisfactory fit (SRMR=0.036).

Conclusion: Difficulties in emotion regulation constitute a key mediating mechanism through which parenting styles and rumination are associated with depressive symptoms in adolescent girls, highlighting emotion regulation, maladaptive rumination, and parenting patterns as important targets for preventive interventions.

Keywords: *Depressive symptoms; Parenting styles; Rejection sensitivity; Rumination; Difficulties in emotion regulation.*

EXTENDED ABSTRACT

Introduction

Depression during adolescence is a major mental-health concern because this developmental period involves extensive biological, cognitive, emotional, and social changes that may increase vulnerability to internalizing problems. Depressive symptoms in adolescents may include persistent sadness or irritability, loss of interest, fatigue, impaired concentration, social withdrawal, feelings of worthlessness, and reduced academic and interpersonal functioning. Evidence from Iranian adolescent populations has likewise indicated that depressive symptoms constitute a notable mental-health problem and are associated with a range of individual and family-related factors (Madmoli et al., 2016). The importance of identifying mechanisms underlying adolescent depression is particularly pronounced among girls, who may be more vulnerable to interpersonal stressors and repetitive negative cognitive processing. Accordingly, examining family, interpersonal, cognitive, and emotional factors within an integrated explanatory framework may provide a more comprehensive understanding of depressive symptoms in adolescent girls.

Parenting style is among the most influential family-related factors associated with adolescents' psychological adjustment. Authoritative parenting is generally characterized by warmth, responsiveness, reasonable control, and support for autonomy, whereas authoritarian parenting emphasizes obedience, rigid control, and limited emotional responsiveness. Permissive parenting is typically characterized by relatively high responsiveness but inadequate structure and behavioral control. Meta-analytic findings indicate that authoritative parenting tends to be associated with fewer internalizing symptoms, whereas authoritarian and permissive patterns are more frequently related to poorer emotional adjustment among children and adolescents (Pinquart, 2017). Similarly, parental factors involving low warmth, psychological control, hostility, and dysfunctional parent-child interactions have been associated with depression and anxiety in young people (Yap et al., 2014). Iranian evidence has also shown that dimensions of family communication are related to adolescent depression and may exert their influence partly through intrapersonal mechanisms (Rahimi et al., 2018). More recent studies further suggest that parenting may shape adolescents' emotional functioning by influencing emotion beliefs and emotion-regulation capacities (Xu et al., 2025), while gender-specific parenting patterns may contribute to the intergenerational transmission of emotion-regulation difficulties (Rong et al., 2025). Parental responses to adolescents' emotional experiences have also been linked to specific dimensions of emotion dysregulation (Azevedo et al., 2025).

Rejection sensitivity represents another potentially important interpersonal vulnerability. It refers to a tendency to anxiously or angrily expect rejection, rapidly perceive rejection cues in ambiguous situations, and respond strongly to perceived exclusion. Meta-analytic evidence indicates that rejection sensitivity is associated with depression, anxiety, loneliness, and other adverse mental-health outcomes (Gao et al., 2017). Longitudinal findings have additionally suggested that rejecting and autonomy-restrictive parenting may contribute to rejection sensitivity and subsequent socioemotional difficulties in early adolescence (Rowe et al., 2015). Iranian findings have also demonstrated higher rejection sensitivity in students experiencing communication-related difficulties (Palangi et al., 2016). Nevertheless, recent experimental evidence suggests that although social exclusion worsens affect, individual differences in rejection sensitivity do not necessarily independently predict the magnitude of emotional reactions following exclusion (Engelskirchen et al., 2025). These mixed findings indicate that the unique contribution

of rejection sensitivity should be examined in the presence of other stronger cognitive and emotional predictors.

Rumination is another central cognitive process associated with depressive symptoms. It involves repetitive and relatively passive attention to negative emotions, their causes, and their consequences without effective movement toward problem solving. Rumination has been conceptualized as a transdiagnostic process that contributes to the persistence of both depression and anxiety (McLaughlin & Nolen-Hoeksema, 2011). Meta-analytic findings in nonclinical youth have shown that emotion-focused rumination is significantly associated with depressive symptoms, with particularly relevant implications for girls (Rood et al., 2009). More recent network-based evidence has further highlighted close structural connections between rumination and depressive symptoms (Liu & Cai, 2026). Importantly, rumination can itself be viewed as a maladaptive emotion-regulation strategy. Meta-analytic findings indicate that maladaptive strategies such as rumination, avoidance, and suppression show robust associations with psychopathology (Aldao et al., 2010), while similar patterns have been reported specifically for depressive and anxiety symptoms among children and adolescents (Schäfer et al., 2017). In Iranian female students, emotion-regulation training has also been shown to reduce rumination, supporting a close functional relationship between these constructs (Karami et al., 2019).

Difficulties in emotion regulation may therefore constitute a central mechanism through which family and cognitive vulnerabilities are translated into depressive symptoms. Emotion-regulation difficulties include problems in recognizing and accepting emotions, maintaining goal-directed behavior during emotional distress, controlling impulses, and accessing effective regulatory strategies. Previous research has shown that difficulties in emotion regulation are strongly related to psychological symptoms and may mediate relationships between stressful experiences and depression (Mellat et al., 2022). Interventions targeting emotional and cognitive processes have also demonstrated improvements in emotion regulation among depressed adolescent girls (Nazari Fardoei et al., 2022). From this perspective, parenting styles, rejection sensitivity, and rumination may influence depression partly through their effects on adolescents' capacity to regulate negative emotions. Therefore, the present study aimed to predict depressive symptoms based on parenting styles, rejection sensitivity, and rumination, with difficulties in emotion regulation as a mediator among adolescent girls in Bushehr.

Methods and Materials

This applied study employed a descriptive-correlational design using structural equation modeling. The statistical population consisted of 4,900 female students enrolled in lower- and upper-secondary schools in Bushehr during the 2025–2026 academic year. Using Cochran's formula for a finite population and multistage cluster sampling, 357 students were selected. Eligibility criteria included enrollment in grades 7 through 12, living with at least one parent, parental informed consent, and student assent. Incomplete questionnaires and responses showing uniform response patterns were excluded.

Data were collected using five instruments: the Parental Authority Questionnaire to assess permissive, authoritarian, and authoritative parenting styles; the Children's Rejection Sensitivity Questionnaire; the Ruminative Responses Scale; the Difficulties in Emotion Regulation Scale; and the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale for Children. Questionnaires were administered anonymously in classroom settings after obtaining the required educational permissions and informed consent.

E-ISSN: 2981-1759

Data analysis included preliminary examination of distributional assumptions, multicollinearity, independence of errors, and multivariate outliers. Pearson correlations were then calculated. The hypothesized model was tested using partial least squares structural equation modeling. Measurement-model evaluation included factor loadings, internal consistency, composite reliability, convergent validity, and discriminant validity. Structural-model evaluation included path coefficients, coefficients of determination, effect sizes, predictive relevance, SRMR, and overall goodness-of-fit indices. The statistical significance of direct and indirect effects was assessed using 5,000 bootstrap resamples and 95% confidence intervals.

Findings

The structural model showed that permissive parenting significantly and positively predicted difficulties in emotion regulation (β=0.228, t=5.71), as did authoritarian parenting (β=0.316, t=8.11) and rumination (β=0.327, t=7.97). In contrast, authoritative parenting significantly and negatively predicted difficulties in emotion regulation (β=-0.198, t=4.64). Rejection sensitivity did not significantly predict difficulties in emotion regulation (β=0.014, p=0.718).

Difficulties in emotion regulation were the strongest predictor of depressive symptoms in the model, with a standardized path coefficient of β=0.874. Among the direct effects of the exogenous predictors on depressive symptoms, only permissive parenting remained statistically significant (β=0.095, t=3.70). The direct effects of authoritarian parenting, authoritative parenting, rejection sensitivity, and rumination on depressive symptoms were not statistically significant after difficulties in emotion regulation were included in the model.

Bootstrapping revealed significant indirect effects of permissive parenting (β=0.199), authoritarian parenting (β=0.276), authoritative parenting (β=-0.173), and rumination (β=0.286) on depressive symptoms through difficulties in emotion regulation. For permissive parenting, both direct and indirect effects were significant, indicating partial complementary mediation; approximately 67.6% of its total effect was transmitted through difficulties in emotion regulation. For authoritarian parenting, authoritative parenting, and rumination, the direct paths to depression were nonsignificant while their indirect effects were significant, indicating complete mediation. The indirect effect of rejection sensitivity was not statistically significant, and this variable made no unique direct or mediated contribution to depressive symptoms in the multivariable model.

The model explained 48.0% of the variance in difficulties in emotion regulation and 82.2% of the variance in depressive symptoms. Model fit was satisfactory, with an SRMR of 0.036 and an overall goodness-of-fit index of 0.621, indicating strong explanatory and predictive performance.

Discussion and Conclusion

The findings indicate that difficulties in emotion regulation are the central mechanism linking major family and cognitive factors to depressive symptoms among adolescent girls. Permissive and authoritarian parenting were associated with greater emotion-regulation difficulties, whereas authoritative parenting functioned as a protective factor. These patterns suggest that both insufficient behavioral structure and excessive rigid control may undermine adolescents' opportunities to develop adaptive emotional skills, although through different mechanisms. Permissive parenting may provide inadequate guidance for impulse control and frustration tolerance, whereas authoritarian parenting may restrict emotional expression and discourage autonomous processing of negative affect. In contrast, authoritative

parenting may promote emotional competence by combining warmth, clear expectations, and respect for autonomy.

Rumination was also a strong predictor of emotion-regulation difficulties. Repetitive attention to negative thoughts and feelings may maintain distress, reduce cognitive flexibility, and limit access to more adaptive strategies such as problem solving, reappraisal, and acceptance. The complete mediation observed for rumination suggests that its association with depressive symptoms in this model was largely transmitted through broader deficits in emotion regulation. This finding supports the conceptualization of rumination as not merely a cognitive correlate of depression but also as an important component of dysfunctional emotional processing.

The strongest path in the entire model was from difficulties in emotion regulation to depressive symptoms. This result suggests that adolescents who have difficulty identifying, accepting, and managing negative emotions, controlling impulses, and remaining goal-directed during distress are substantially more vulnerable to depressive symptoms. The large amount of explained variance in depression further emphasizes the importance of emotion regulation as a proximal psychological mechanism.

The mediation findings provide additional clarification regarding how parenting relates to depression. Difficulties in emotion regulation fully mediated the effects of authoritarian and authoritative parenting and partially mediated the effect of permissive parenting. Thus, authoritarian and authoritative parenting appear to influence depressive symptoms primarily by shaping emotional-regulation capacities, whereas permissive parenting may additionally affect depression through other mechanisms, such as insufficient behavioral boundaries, reduced monitoring, or weak self-control development.

Rejection sensitivity showed a different pattern. Although it may be associated with depression at the bivariate level, it did not retain a unique effect when parenting, rumination, and emotion-regulation difficulties were modeled simultaneously. This suggests that the association between rejection sensitivity and depression may overlap with broader family and emotional processes or may depend on contextual variables not included in the present model.

Overall, the results support an integrative model in which family and cognitive factors converge on emotion-regulation difficulties, which in turn constitute the most proximal predictor of depressive symptoms. The findings highlight the practical importance of school- and family-based interventions that strengthen emotional awareness, acceptance, impulse control, adaptive coping, and cognitive flexibility while simultaneously reducing rumination and promoting authoritative parenting practices. Difficulties in emotion regulation should therefore be considered a central target for prevention and early intervention programs addressing depressive symptoms in adolescent girls.

E-ISSN: 2981-1759



شاپای الکترونیکی: ۱۷۵۹-۲۹۸۱

پویایی‌های روانشناختی در اختلال‌های خلقی

دوره ۵، شماره ۲، صفحه ۲۶-۱

وبسایت مجله

تاریخچه مقاله
دریافت شده در تاریخ ۲ اسفند ۱۴۰۴
اصلاح شده در تاریخ ۸ تیر ۱۴۰۵
پذیرفته شده در تاریخ ۱۵ تیر ۱۴۰۵
منتشر شده در تاریخ ۲۰ تیر ۱۴۰۵

پیش‌بینی نشانه‌های افسردگی بر اساس سبک‌های فرزندپروری، حساسیت به طرد و نشخوار فکری با میانجی‌گری دشواری در تنظیم هیجان در نوجوانان دختر شهر بوشهر

فاطمه حورا بجلی[1*]، مینا معین مهر[1]

۱. کارشناسی ارشد، گروه روانشناسی، واحد بوشهر، دانشگاه آزاد اسلامی، بوشهر، ایران

*ایمیل نویسنده مسئول: fatamehora@gmail.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله

پژوهشی اصیل

نحوه استناد به این مقاله:

حورا بجلی، فاطمه.، و معین مهر، مینا. (۱۴۰۵). پیش‌بینی نشانه‌های افسردگی بر اساس سبک‌های فرزندپروری، حساسیت به طرد و نشخوار فکری با میانجی‌گری دشواری در تنظیم هیجان در نوجوانان دختر شهر بوشهر. *پویایی‌های روانشناختی در اختلال‌های خلقی*، ۵(۲)، ۲۶-۱.

© ۱۴۰۵ تمامی حقوق انتشار این مقاله متعلق به نویسنده است. انتشار این مقاله به‌صورت دسترسی آزاد مطابق با گواهی (CC BY-NC 4.0) صورت گرفته است.

چکیده

هدف: پژوهش حاضر با هدف پیش‌بینی نشانه‌های افسردگی بر اساس سبک‌های فرزندپروری، حساسیت به طرد و نشخوار فکری با میانجی‌گری دشواری در تنظیم هیجان در نوجوانان دختر شهر بوشهر انجام شد. **روش‌شناسی:** این پژوهش کاربردی با روش توصیفی-همبستگی و مدل‌یابی معادلات ساختاری انجام شد. جامعه آماری شامل ۴۹۰۰ دانش‌آموز دختر دوره‌های متوسطه اول و دوم شهر بوشهر در سال تحصیلی ۱۴۰۴-۱۴۰۵ بود که از میان آنان ۳۵۷ نفر با استفاده از فرمول کوکران و به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. داده‌ها با پرسشنامه اقتدار والدین، پرسشنامه حساسیت به طرد کودکان و نوجوانان، مقیاس پاسخ‌های نشخواری، مقیاس دشواری در تنظیم هیجان و مقیاس افسردگی مرکز مطالعات همه‌گیرشناسی برای کودکان گردآوری شدند. داده‌ها با مدل‌یابی معادلات ساختاری به روش حداقل مربعات جزئی و بوت‌استرپ ۵۰۰۰ نمونه‌ای تحلیل شدند. **یافته‌ها:** سبک سهل‌گیرانه (β=۰.۲۲۸)، سبک مستبدانه (β=۰.۳۱۶) و نشخوار فکری (β=۰.۳۲۷) دشواری در تنظیم هیجان را به‌طور مثبت و سبک مقتدرانه (β=-۰.۱۹۸) آن را به‌طور منفی پیش‌بینی کردند، در حالی که اثر حساسیت به طرد معنادار نبود (β=۰.۰۱۴, p=۰.۷۱۸). دشواری در تنظیم هیجان با ضریب β=۰.۸۷۴ قوی‌ترین پیش‌بین نشانه‌های افسردگی بود. از میان اثرهای مستقیم پیش‌بین‌ها بر افسردگی، تنها اثر سبک سهل‌گیرانه معنادار بود (β=۰.۰۹۵). اثرهای غیرمستقیم سبک سهل‌گیرانه (β=۰.۱۹۹)، مستبدانه (β=۰.۲۷۶)، مقتدرانه (β=-۰.۱۷۳) و نشخوار فکری (β=۰.۲۸۶) از طریق دشواری در تنظیم هیجان معنادار بودند؛ میانجی‌گری برای سبک سهل‌گیرانه جزئی و برای سه متغیر دیگر کامل بود. اثر غیرمستقیم حساسیت به طرد معنادار نبود. مدل ۴۸.۰ درصد از واریانس دشواری در تنظیم هیجان و ۸۲.۲ درصد از واریانس نشانه‌های افسردگی را تبیین کرد و از برازش مطلوب برخوردار بود (SRMR=۰.۰۳۶). **نتیجه‌گیری:** دشواری در تنظیم هیجان سازوکار میانجی کلیدی است که اثر سبک‌های فرزندپروری و نشخوار فکری بر نشانه‌های افسردگی نوجوانان دختر را منتقل می‌کند؛ بنابراین، مداخلات پیشگیرانه مبتنی بر تقویت تنظیم هیجان، کاهش نشخوار فکری و بهبود الگوهای فرزندپروری می‌توانند در کاهش نشانه‌های افسردگی این گروه مؤثر باشند.

کلیدواژگان: *نشانه‌های افسردگی؛ سبک‌های فرزندپروری؛ حساسیت به طرد؛ نشخوار فکری؛ دشواری در تنظیم هیجان.*

مقدمه

افسردگی در دوره نوجوانی یکی از مهم‌ترین مسائل سلامت روان به شمار می‌رود، زیرا این دوره با تغییرات گسترده زیستی، شناختی، هیجانی و اجتماعی همراه است و نوجوانان در جریان گذار از کودکی به بزرگسالی با مجموعه‌ای از تکالیف رشدی، انتظارات تحصیلی، تغییر در روابط خانوادگی و همسالان و ضرورت شکل‌دهی هویت مستقل مواجه می‌شوند. این شرایط می‌تواند زمینه آسیب‌پذیری در برابر هیجان‌های منفی و نشانه‌های درونی‌سازی‌شده را افزایش دهد. نشانه‌های افسردگی در نوجوانان ممکن است علاوه بر خلق پایین، به‌صورت تحریک‌پذیری، کاهش علاقه و لذت، افت انگیزش، احساس بی‌ارزشی، مشکلات تمرکز، اختلال خواب، کناره‌گیری اجتماعی و کاهش عملکرد تحصیلی ظاهر شود و در صورت تداوم، پیامدهای نامطلوبی برای سازگاری روان‌شناختی و اجتماعی فرد ایجاد کند. شواهد داخلی نیز نشان داده‌اند که افسردگی در میان نوجوانان دانش‌آموز مسئله‌ای قابل توجه است و عوامل فردی و خانوادگی مختلفی با شدت نشانه‌های آن ارتباط دارند (Madmoli et al., 2016). اهمیت این موضوع در دختران نوجوان بیشتر است، زیرا حساسیت بیشتر به روابط بین‌فردی، توجه افزون‌تر به ارزیابی‌های اجتماعی و استفاده بیشتر از برخی شیوه‌های پردازش شناختی منفی، می‌تواند آنان را در برابر نشانه‌های افسردگی آسیب‌پذیرتر سازد. بر این اساس، شناسایی عوامل خانوادگی، شناختی و هیجانی مرتبط با افسردگی در دختران نوجوان و روشن‌کردن سازوکارهای واسطه‌ای میان این عوامل، برای تدوین الگوهای تبیینی دقیق‌تر و طراحی مداخلات پیشگیرانه اهمیت اساسی دارد.

یکی از مهم‌ترین عوامل محیطی مرتبط با سلامت روان نوجوانان، کیفیت تعامل با والدین و سبک‌های فرزندپروری است. شیوه‌ای که والدین در زمینه کنترل، پاسخ‌دهی، حمایت عاطفی، تعیین حدود و اعطای استقلال به فرزند به کار می‌گیرند، می‌تواند بر رشد خودتنظیمی، نگرش نوجوان نسبت به خود و دیگران و نحوه مواجهه او با موقعیت‌های فشارزا تأثیر بگذارد. سبک مقتدرانه معمولاً با ترکیبی از گرمی، حمایت، نظارت منطقی و امکان گفت‌وگو شناخته می‌شود، در حالی که سبک مستبدانه بر کنترل بالا، اطاعت و پاسخ‌دهی عاطفی محدود تأکید دارد و سبک سهل‌گیرانه نیز با گرمی نسبی همراه با ساختار و نظارت ناکافی مشخص می‌شود. یافته‌های فراتحلیلی نشان داده‌اند که ابعاد و سبک‌های فرزندپروری با نشانه‌های درونی‌سازی‌شده در کودکان و نوجوانان ارتباط معناداری دارند؛ به‌گونه‌ای که سبک مقتدرانه غالباً با سطوح پایین‌تر مشکلات هیجانی و سبک‌های مستبدانه و سهل‌گیرانه با سطوح بالاتر این مشکلات همراه هستند (Pinquart, 2017). همچنین مرور نظام‌مند و فراتحلیل عوامل والدینی نشان داده است که نبود گرمی، تعارض، کنترل روان‌شناختی، خصومت و برخی اشکال فرزندپروری ناکارآمد می‌توانند با افزایش خطر افسردگی و اضطراب در نوجوانان همراه باشند، در حالی که حمایت و ارتباط مثبت والد-فرزند می‌تواند نقش محافظتی ایفا کند (Yap et al., 2014).

در بافت خانواده، تأثیر فرزندپروری تنها به رفتارهای آشکار والدین محدود نمی‌شود، بلکه کیفیت ارتباط خانوادگی و چگونگی تفسیر نوجوان از این ارتباط نیز می‌تواند با افسردگی ارتباط داشته باشد. پژوهش‌های داخلی نشان داده‌اند که ابعاد ارتباطی خانواده می‌توانند به‌طور مستقیم و غیرمستقیم با افسردگی نوجوانان مرتبط باشند و متغیرهای شناختی در این میان نقش واسطه‌ای ایفا کنند (Rahimi et al., 2018). این موضوع نشان می‌دهد که اثر خانواده بر سلامت روان نوجوان احتمالاً از مسیر مجموعه‌ای از فرایندهای درون‌فردی و هیجانی منتقل می‌شود. مطالعات جدیدتر نیز به‌طور مشخص بر پیوند میان شیوه‌های فرزندپروری و تنظیم هیجان تأکید کرده‌اند. برای مثال، شواهد طولی نشان می‌دهد حضور و مشارکت ادراک‌شده پدر می‌تواند از طریق شکل‌گیری باورهای سازگارانه‌تر درباره هیجان و بهبود فرایندهای تنظیم هیجان با کاهش نشانه‌های افسردگی نوجوانان همراه باشد (Xu et al., 2025). همچنین یافته‌های مربوط به انتقال بین‌نسلی دشواری‌های تنظیم هیجان نشان داده‌اند که سبک‌های خاص فرزندپروری می‌توانند در انتقال مشکلات هیجانی والدین به نوجوانان نقش داشته باشند و الگوهای مستبدانه،

E-ISSN: 2981-1759

به‌ویژه در برخی روابط والد-فرزند، ممکن است این انتقال را تقویت کنند (Rong et al., 2025). از سوی دیگر، تحلیل شبکه‌ای اجتماعی‌سازی هیجان در خانواده نیز نشان داده است که واکنش‌های والدین به هیجان‌های نوجوان، چه حمایت‌کننده و چه غیرحمایت‌کننده، با ابعاد مختلف دشواری در تنظیم هیجان آنان پیوند دارد (Azevedo et al., 2025). بنابراین، می‌توان انتظار داشت که اثر سبک‌های فرزندپروری بر افسردگی تا حدی از مسیر توانایی یا ناتوانی نوجوان در مدیریت تجارب هیجانی منتقل شود.

عامل مهم دیگر در حوزه بین‌فردی، حساسیت به طرد است. حساسیت به طرد به آمادگی شناختی-هیجانی فرد برای انتظار طرد، ادراک سریع نشانه‌های طرد در موقعیت‌های مبهم و واکنش شدید به آن اشاره دارد. افرادی که حساسیت بالاتری به طرد دارند، ممکن است رفتارهای خنثی یا دوپهلو را به‌عنوان نشانه بی‌پذیرشی تفسیر کنند و در پاسخ، هیجان‌هایی مانند اضطراب، خشم، شرم یا غم بیشتری تجربه کنند. چنین الگویی می‌تواند به کناره‌گیری، رفتار دفاعی یا تلاش افراطی برای کسب تأیید منجر شود و چرخه‌ای از مشکلات بین‌فردی ایجاد کند. فراتحلیل پژوهش‌های این حوزه نشان داده است که حساسیت به طرد با طیفی از پیامدهای نامطلوب سلامت روان، از جمله افسردگی، اضطراب، تنهایی و مشکلات شخصیت، رابطه دارد (Gao et al., 2017). در پژوهش‌های داخلی نیز مشخص شده است که دانش‌آموزانی که با دشواری‌های ارتباطی مواجه‌اند، می‌توانند حساسیت بیشتری نسبت به طرد نشان دهند و فشار اجتماعی را شدیدتر تجربه کنند (Palangi et al., 2016).

با این حال، رابطه حساسیت به طرد با افسردگی ممکن است ساده و مستقیم نباشد و تحت تأثیر ویژگی‌های زمینه‌ای و فرایندهای تنظیم هیجان قرار گیرد. یافته‌های طولی نشان داده‌اند که فرزندپروری طردکننده و محدودکننده استقلال می‌تواند در شکل‌گیری حساسیت به طرد و نشانه‌های اجتماعی-هیجانی نوجوانان نقش داشته باشد و این متغیرها در طول زمان بر یکدیگر اثر بگذارند (Rowe et al., 2015). این شواهد نشان می‌دهد حساسیت به طرد تا حدی در بستر تجربه‌های بین‌فردی و خانوادگی رشد می‌کند و ممکن است از طریق افزایش برانگیختگی هیجانی و دشواری در مدیریت آن با مشکلات روان‌شناختی مرتبط شود. با این حال، یافته‌ها در مورد نقش مستقیم حساسیت به طرد کاملاً یکدست نیست. برای نمونه، بررسی آزمایشی طرد اجتماعی در جوانان نشان داده است که تجربه طرد می‌تواند عاطفه منفی را افزایش دهد، اما حساسیت به طرد لزوماً شدت تغییرات عاطفی پس از طرد را به‌طور مستقل پیش‌بینی نمی‌کند (Engelskirchen et al., 2025). این تفاوت‌ها ضرورت بررسی سهم منحصربه‌فرد حساسیت به طرد را در کنار سایر عوامل خطر و در یک مدل چندمتغیره برجسته می‌سازد.

در کنار عوامل خانوادگی و بین‌فردی، نشخوار فکری یکی از مهم‌ترین فرایندهای شناختی مرتبط با افسردگی است. نشخوار فکری به پردازش مکرر، منفعلانه و نسبتاً پایدار افکار مربوط به هیجان‌های منفی، مشکلات شخصی و علل و پیامدهای پریشانی اشاره دارد. برخلاف حل مسئله سازگارانه، فرد در نشخوار فکری در چرخه‌ای از توجه مداوم به مشکلات و احساسات ناخوشایند باقی می‌ماند، بدون آنکه به اقدام مؤثری برای تغییر موقعیت دست یابد. مطالعات نشان داده‌اند که نشخوار فکری می‌تواند به‌عنوان یک عامل فراتشخیصی در افسردگی و اضطراب عمل کند و از طریق تداوم توجه به محتوای منفی و افزایش دسترسی به افکار منفی، شدت و پایداری نشانه‌های هیجانی را افزایش دهد (McLaughlin & Nolen-Hoeksema, 2011). شواهد فراتحلیلی نیز نشان داده‌اند که نشخوار متمرکز بر هیجان با نشانه‌های افسردگی در جوانان غیر بالینی رابطه معنی‌داری دارد و این رابطه در برخی گروه‌ها، به‌ویژه دختران، برجسته‌تر است (Rood et al., 2009).

پژوهش‌های جدید نیز بر جایگاه مرکزی نشخوار در شبکه نشانه‌های افسردگی تأکید دارند. تحلیل‌های مبتنی بر نیم‌رخ نهفته و شبکه نشان داده‌اند که میان نشخوار فکری و نشانه‌های افسردگی روابط ساختاری پیچیده‌ای وجود دارد و برخی ابعاد نشخوار می‌توانند جایگاه محوری‌تری در ارتباط میان نشانه‌ها داشته باشند (Liu & Cai, 2026). اهمیت این فرایند از آن جهت بیشتر می‌شود که نشخوار نه‌تنها با افسردگی همراه است، بلکه خود می‌تواند یکی از شیوه‌های ناسازگارانه مدیریت هیجان باشد. فردی که در مواجهه با هیجان منفی به‌طور مداوم

بر علل، معانی و پیامدهای آن تمرکز می‌کند، فرصت کمتری برای استفاده از راهبردهایی مانند بازسازی شناختی، حل مسئله، پذیرش یا تغییر توجه خواهد داشت. به همین دلیل، کاهش نشخوار می‌تواند یکی از پیامدهای بهبود تنظیم هیجان باشد. در پژوهش‌های داخلی نیز آموزش تنظیم هیجان بر مبنای الگوی گروس توانسته است نشخوار فکری و اضطراب اجتماعی را در دانش‌آموزان دختر کاهش دهد و این اثر در دوره پیگیری نیز تا حدی حفظ شده است (Karami et al., 2019).

مفهوم دشواری در تنظیم هیجان می‌تواند حلقه اتصال مشترکی میان عوامل خانوادگی، بین‌فردی و شناختی یادشده فراهم کند. تنظیم هیجان شامل فرایندهایی است که به فرد امکان می‌دهد نوع، شدت، مدت و نحوه تجربه و ابراز هیجان‌های خود را مدیریت کند. دشواری در تنظیم هیجان زمانی مطرح می‌شود که فرد در شناسایی، درک یا پذیرش هیجان‌ها، کنترل رفتارهای تکانشی، حفظ رفتار هدفمند در شرایط فشار هیجانی یا دسترسی به راهبردهای مؤثر برای مدیریت هیجان با مشکل مواجه باشد. پژوهش‌های فراتحلیلی نشان داده‌اند که راهبردهای ناسازگارانه تنظیم هیجان، از جمله نشخوار، اجتناب و سرکوب، ارتباط قابل توجهی با انواع مشکلات روان‌شناختی دارند و رابطه آن‌ها با آسیب‌شناسی روانی در بسیاری موارد از راهبردهای سازگارانه قوی‌تر است (Aldao et al., 2010). همچنین بررسی فراتحلیلی ویژه کودکان و نوجوانان نشان داده است که استفاده از راهبردهای ناسازگارانه تنظیم هیجان با نشانه‌های افسردگی و اضطراب در جوانان ارتباط نیرومندی دارد (Schäfer et al., 2017).

از منظر تحولی نیز دشواری در تنظیم هیجان می‌تواند به‌عنوان یک عامل خطر نزدیک برای ظهور و تداوم نشانه‌های افسردگی در نظر گرفته شود. شواهد طولی نشان داده‌اند که مشکلات تنظیم هیجان می‌توانند افزایش بعدی نشانه‌های افسردگی و اضطراب را در نوجوانان پیش‌بینی کنند و از این رو تنها همبسته افسردگی نیستند، بلکه ممکن است در فرایند شکل‌گیری و تداوم آن نقش داشته باشند. در همین راستا، نشخوار به‌عنوان فرایندی فراتشخیصی می‌تواند با کاهش انعطاف‌پذیری هیجانی، شدت پریشانی را افزایش دهد و پیوند میان تجربه هیجان منفی و علائم افسردگی را تقویت کند (McLaughlin & Nolen-Hoeksema, 2011). در پژوهش‌های داخلی نیز نقش میانجی دشواری در تنظیم هیجان در ارتباط میان عوامل فشارزا و پیامدهایی مانند افسردگی و پرخاشگری گزارش شده است (Mellat et al., 2022). افزون بر این، مداخلاتی که به بهبود فرایندهای هیجانی نوجوانان افسرده می‌پردازند، می‌توانند کارکردهای مرتبط با تنظیم هیجان را بهبود دهند؛ برای مثال، آموزش اختصاصی‌سازی حافظه سرگذشتی در دختران نوجوان افسرده با بهبود تنظیم هیجان و برخی توانایی‌های شناختی همراه بوده است (Nazari Fardoei et al., 2022). این یافته‌ها نشان می‌دهد تنظیم هیجان نه‌تنها یک سازه نظری، بلکه هدفی بالقوه برای مداخلات پیشگیرانه و درمانی است.

بر اساس این چارچوب، می‌توان فرض کرد که سبک‌های فرزندپروری نامطلوب از طریق ایجاد محیط هیجانی نامناسب، فرصت محدود برای یادگیری مدیریت هیجان و افزایش تجربه‌های تعارض‌آمیز، دشواری در تنظیم هیجان را افزایش می‌دهند؛ حساسیت به طرد از طریق تشدید واکنش‌پذیری هیجانی و تهدید ادراک‌شده در روابط بین‌فردی، بار هیجانی بیشتری بر نوجوان تحمیل می‌کند؛ و نشخوار فکری با حفظ توجه بر محتوای منفی، فرایند تنظیم هیجان را ناکارآمد می‌سازد. این مسیرها می‌توانند در نهایت در دشواری تنظیم هیجان به هم برسند و احتمال بروز یا شدت‌یافتن نشانه‌های افسردگی را افزایش دهند. از این منظر، دشواری در تنظیم هیجان می‌تواند یک سازوکار فراتشخیصی و میانجی باشد که اثر عوامل دورتر خانوادگی و شناختی را به پیامد نزدیک‌تر افسردگی منتقل می‌کند. بررسی هم‌زمان این روابط از طریق مدل‌یابی معادلات ساختاری این امکان را فراهم می‌کند که سهم مستقیم و غیرمستقیم متغیرها به‌صورت هم‌زمان برآورد شود و روایی تمایزی سازه‌های موجود در مدل نیز با معیارهای مناسب ارزیابی گردد (Henseler et al., 2015).

E-ISSN: 2981-1759

با وجود انباشت شواهد درباره ارتباط جداگانه سبک‌های فرزندپروری، حساسیت به طرد، نشخوار فکری و دشواری در تنظیم هیجان با افسردگی، چند خلأ همچنان وجود دارد. نخست، بخش قابل توجهی از مطالعات هر یک از این عوامل را به‌طور جداگانه یا در مدل‌های دومتغیره بررسی کرده‌اند و کمتر پژوهشی سهم منحصربه‌فرد عوامل خانوادگی، بین‌فردی و شناختی را در یک الگوی یکپارچه مقایسه کرده است. دوم، اگرچه مطالعات فراتحلیلی نقش سبک‌های فرزندپروری، نشخوار و تنظیم هیجان را در مشکلات درونی‌سازی‌شده تأیید کرده‌اند (Pinquart, 2017; Rood et al., 2009; Schäfer et al., 2017)، مشخص نیست هنگامی که این متغیرها هم‌زمان وارد مدل می‌شوند، کدام مسیرها همچنان سهم مستقلی در تبیین افسردگی دارند. سوم، یافته‌های مربوط به حساسیت به طرد نشان‌دهنده وجود رابطه با پیامدهای روانی است (Gao et al., 2017)، اما شواهد آزمایشی جدیدتر بر این نکته دلالت دارد که سهم مستقل آن ممکن است در حضور سایر فرایندهای هیجانی محدودتر باشد (Engelskirchen et al., 2025). چهارم، شواهد جدید درباره اجتماعی‌سازی هیجان والدین، حضور پدر و انتقال بین‌نسلی مشکلات تنظیم هیجان بر اهمیت بررسی تنظیم هیجان به‌عنوان سازوکار واسطه‌ای تأکید کرده‌اند (Azevedo et al., 2025; Rong et al., 2025; Xu et al., 2025). در عین حال، پژوهش‌های داخلی غالباً بر روابط محدود میان متغیرها یا اثربخشی مداخلات متمرکز بوده‌اند و هنوز نیاز به آزمون مدل‌های یکپارچه در نمونه‌های دانش‌آموزی دختر وجود دارد (Karami et al., 2019; Madmoli et al., 2016; Mellat et al., 2022; Nazari Fardoei et al., 2022; Palangi et al., 2016; Rahimi et al., 2018). بر این اساس، پژوهش حاضر با هدف پیش‌بینی نشانه‌های افسردگی بر اساس سبک‌های فرزندپروری، حساسیت به طرد و نشخوار فکری با میانجی‌گری دشواری در تنظیم هیجان در نوجوانان دختر شهر بوشهر انجام شد.

مواد و روش پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر روش توصیفی-همبستگی از نوع مدل‌یابی معادلات ساختاری بود. جامعهٔ آماری شامل همهٔ دانش‌آموزان دختر دوره‌های متوسطهٔ اول و دوم شهر بوشهر در سال تحصیلی ۱۴۰۵-۱۴۰۴ به تعداد ۴۹۰۰ نفر بود. حجم نمونه با فرمول کوکران برای جامعهٔ محدود، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، خطای مجاز ۰.۰۵ و نسبت صفت ۰.۵۰ محاسبه شد که مقدار ۳۵۶.۲۳ و پس از گردکردن ۳۵۷ نفر به دست آمد (Cochran, ۱۹۷۷)؛ این حجم از حداقل حجم لازم برای مدل‌یابی به روش حداقل مربعات جزئی نیز بزرگ‌تر است (Hair et al., ۲۰۲۲). نمونه‌گیری به روش خوشه‌ای چندمرحله‌ای انجام شد؛ بدین صورت که از میان مدارس دخترانهٔ شهر بوشهر چند مدرسه از هر دوره به تصادف انتخاب و سپس از هر مدرسه کلاس‌هایی از پایه‌های مختلف به تصادف برگزیده شدند. معیارهای ورود شامل اشتغال به تحصیل در یکی از پایه‌های هفتم تا دوازدهم، زندگی با دست‌کم یکی از والدین، رضایت آگاهانهٔ ولی و موافقت دانش‌آموز بود و پرسشنامه‌های ناقص یا دارای الگوی پاسخ‌دهی یکنواخت کنار گذاشته شد. برای گردآوری داده‌ها از پنج ابزار استفاده شد. پرسشنامهٔ اقتدار والدین بوری دارای ۳۰ گویه در مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای است که سه سبک سهل‌گیرانه، مستبدانه و مقتدرانه را هر کدام با ده گویه می‌سنجد (Buri, ۱۹۹۱: ۱۱۰-۱۱۹). پرسشنامهٔ حساسیت به طرد کودکان و نوجوانان دوازده موقعیت فرضی مدرسه‌ای و هم‌سالان را ارائه می‌دهد و برای هر موقعیت میزان نگرانی، عصبانیت و انتظار طرد را در مقیاس شش‌درجه‌ای می‌سنجد؛ نمرهٔ حساسیت اضطرابی به طرد میانگین حاصل‌ضرب نگرانی در انتظار طرد در دوازده موقعیت است (Downey et al., ۱۹۹۸: ۱۰۷۴-۱۰۹۱). مقیاس پاسخ‌های نشخواری ۲۲ گویه در مقیاس چهاردرجه‌ای دارد و سه مؤلفهٔ درفکرفرورفتن، تعمق و نشخوار افسرده‌وار را می‌سنجد (Treynor et al., ۲۰۰۳: ۲۴۷-۲۵۹). مقیاس دشواری در تنظیم هیجان ۳۶ گویه در مقیاس پنج‌درجه‌ای دارد و شش بعد عدم پذیرش، رفتار هدفمند، کنترل تکانه، آگاهی هیجانی، راهبردها و وضوح هیجانی را ارزیابی می‌کند و سازندگان همسانی درونی آن را ۰.۹۳ گزارش کرده‌اند (Gratz & Roemer, ۲۰۰۴: ۴۱-

(۵۴. مقیاس افسردگی مرکز مطالعات همه‌گیرشناسی برای کودکان ۲۰ گویه دربارهٔ هفتهٔ گذشته دارد که در دامنهٔ صفر تا سه نمره‌گذاری می‌شود و نمرهٔ ۱۵ و بالاتر نشانه‌های افسردگی قابل توجه تلقی می‌شود (Weissman et al., ۱۹۸۰: ۷۳۶-۷۴۰).

روایی و پایایی ابزارها در نمونهٔ حاضر به دو شیوه بررسی شد. در سطح نمرهٔ کل، ضریب آلفای کرونباخ برای نشخوار فکری ۰.۸۷۳، دشواری در تنظیم هیجان ۰.۹۲۶، نشانه‌های افسردگی ۰.۸۷۵، حساسیت اضطرابی به طرد ۰.۹۸۰ و برای سه سبک سهل‌گیرانه، مستبدانه و مقتدرانه به ترتیب ۰.۶۱۹، ۰.۴۷۶ و ۰.۷۰۶ به دست آمد. پایین‌بودن آلفای دو سبک سهل‌گیرانه و مستبدانه به دلیل همبستگی ضعیف یا منفی چند گویه با نمرهٔ کل بود؛ از این رو در مدل اندازه‌گیری، گویه‌های دارای بار عاملی کمتر از ۰.۴۰ (گویه‌های ۶ و ۱۰ از سبک سهل‌گیرانه، ۷، ۹ و ۱۲ از سبک مستبدانه و ۵ و ۸ از سبک مقتدرانه) حذف شدند و پایایی ترکیبی، روایی همگرا و روایی واگرای همهٔ سازه‌ها در بخش یافته‌ها گزارش شده است. برای سازه‌های چندبعدی، یعنی نشخوار فکری، دشواری در تنظیم هیجان و نشانه‌های افسردگی، نمرهٔ ابعاد به‌عنوان شاخص‌های سازه به کار رفت؛ برای نشانه‌های افسردگی، چهار بستهٔ گویه بر اساس ساختار عاملی شناخته‌شدهٔ این مقیاس (عاطفهٔ افسرده، عاطفهٔ مثبت معکوس‌شده، نشانه‌های جسمانی و مشکلات بین‌فردی) تشکیل شد (Radloff, ۱۹۷۷: ۳۸۵-۴۰۱). پس از کسب مجوز از ادارهٔ آموزش‌وپرورش و هماهنگی با مدارس، اهداف پژوهش برای دانش‌آموزان و والدین توضیح داده شد، رضایت‌نامهٔ کتبی والدین و موافقت دانش‌آموزان کسب شد و پرسشنامه‌ها به‌صورت بی‌نام و گروهی در کلاس درس اجرا شد. تحلیل داده‌ها در دو بخش انجام شد. در بخش توصیفی، فراوانی، درصد، میانگین، انحراف معیار، واریانس، کمینه، بیشینه، چولگی و کشیدگی محاسبه شد. در بخش استنباطی، پیش‌فرض‌های نرمال‌بودن با آزمون کولموگروف-اسمیرنوف و شاخص‌های چولگی و کشیدگی، هم‌خطی چندگانه با شاخص‌های تحمل و عامل تورم واریانس، استقلال خطاها با آمارهٔ دوربین-واتسون و داده‌های پرت چندمتغیره با فاصلهٔ ماهالانوبیس بررسی شد و سپس روابط ساده با ضریب همبستگی پیرسون آزموده شد. مدل پژوهش با مدل‌یابی معادلات ساختاری به روش حداقل مربعات جزئی در دو گام ارزیابی مدل اندازه‌گیری (بارهای عاملی، آلفای کرونباخ، ضریب rho_A، پایایی ترکیبی، میانگین واریانس استخراج‌شده، معیار فورنل-لارکر و نسبت ناهمگون-همگون) و ارزیابی مدل ساختاری (ضرایب مسیر، ضریب تعیین، اندازهٔ اثر f^2، ارتباط پیش‌بین Q^2 به روش چشم‌بندی با فاصلهٔ حذف ۷، شاخص SRMR و شاخص نیکویی برازش) تحلیل شد. معناداری مسیرها و اثرهای غیرمستقیم با روش بوت‌استرپ ۵۰۰۰ نمونه‌ای و فاصلهٔ اطمینان صدک ۹۵ درصد آزموده شد و نوع میانجی‌گری بر اساس رویکرد ژائو و همکاران و شاخص نسبت واریانس تبیین‌شده تعیین شد. همهٔ تحلیل‌ها با برنامه‌نویسی در محیط پایتون (کتابخانه‌های NumPy، SciPy و Pandas) و با پیاده‌سازی الگوریتم حداقل مربعات جزئی مطابق با رویه‌های نرم‌افزار SmartPLS نسخهٔ ۴ انجام شد و جدول‌ها بر اساس مقادیر محاسبه‌شده و در قالب استاندارد گزارش این نرم‌افزارها تنظیم شده‌اند.

یافته‌ها

در این بخش ابتدا ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نمونه و آمار توصیفی متغیرهای پژوهش ارائه می‌شود و سپس نتایج آزمون پیش‌فرض‌ها، ماتریس همبستگی، ارزیابی مدل اندازه‌گیری و مدل ساختاری و آزمون فرضیه‌های پژوهش گزارش می‌شود.

ویژگی‌های جمعیت‌شناختی ۳۵۷ نوجوان دختر شرکت‌کننده در پژوهش، شامل جنسیت، گروه سنی، پایهٔ تحصیلی و سطح تحصیلات مادر، در جدول ۱ گزارش شده است. این اطلاعات برای ارزیابی ترکیب نمونه و میزان پوشش دوره‌های تحصیلی متوسطهٔ اول و دوم و نیز تعیین تعمیم‌پذیری یافته‌ها به جامعهٔ دانش‌آموزان دختر شهر بوشهر اهمیت دارد.

E-ISSN: 2981-1759

جدول ۱

ویژگی‌های جمعیت‌شناختی شرکت‌کنندگان (= ۳۵۷)

متغیر	طبقه	فراوانی	درصد
جنسیت	دختر	۳۵۷	۱۰۰.۰
گروه سنی	۱۲ تا ۱۳ سال	۱۱۱	۳۱.۱
	۱۴ تا ۱۵ سال	۱۳۴	۳۷.۵
	۱۶ تا ۱۸ سال	۱۱۲	۳۱.۴
پایهٔ تحصیلی	هفتم	۴۴	۱۲.۳
	هشتم	۵۵	۱۵.۴
	نهم	۸۰	۲۲.۴
	دهم	۸۶	۲۴.۱
	یازدهم	۴۹	۱۳.۷
	دوازدهم	۴۳	۱۲.۰
تحصیلات مادر	زیر دیپلم	۳۱	۸.۷
	دیپلم	۹۵	۲۶.۶
	فوق‌دیپلم	۱۲۷	۳۵.۶
	کارشناسی	۷۲	۲۰.۲
	کارشناسی ارشد و بالاتر	۳۲	۹.۰

در جدول ۱ نشان داده شده است که همهٔ شرکت‌کنندگان دختر بودند و میانگین سنی آنان ۱۴.۵۰ سال با انحراف معیار ۱.۶۷ بود. از نظر گروه سنی، ۳۷.۵ درصد در گروه ۱۴ تا ۱۵ سال قرار داشتند و دو گروه ۱۲ تا ۱۳ سال و ۱۶ تا ۱۸ سال سهم تقریباً برابری داشتند که نشان‌دهندهٔ پوشش متوازن مراحل اولیه، میانی و پایانی نوجوانی است. از نظر پایهٔ تحصیلی، بیشترین فراوانی مربوط به پایه‌های دهم (۲۴.۱ درصد) و نهم (۲۲.۴ درصد) بود و ۵۰.۱ درصد شرکت‌کنندگان در دورهٔ متوسطهٔ اول و بقیه در دورهٔ متوسطهٔ دوم تحصیل می‌کردند؛ بنابراین هر دو دوره به‌خوبی در نمونه حضور داشتند. از نظر تحصیلات مادر، بیشترین فراوانی به سطح فوق‌دیپلم (۳۵.۶ درصد) و دیپلم (۲۶.۶ درصد) تعلق داشت و حدود ۲۹.۲ درصد مادران تحصیلات دانشگاهی کارشناسی یا بالاتر داشتند. این ترکیب نشان می‌دهد نمونه از تنوع مناسبی در سن، پایهٔ تحصیلی و پیشینهٔ تحصیلی خانواده برخوردار است و امکان تعمیم نتایج به جامعهٔ دانش‌آموزان دختر شهر بوشهر را تا حد زیادی فراهم می‌کند.

شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش و ابعاد آن‌ها، شامل تعداد، میانگین، انحراف معیار، واریانس، کمینه و بیشینهٔ نمرات و ضرایب چولگی و کشیدگی، در جدول ۲ ارائه شده است. نمرات بر اساس شیوهٔ نمره‌گذاری اصلی هر پرسشنامه محاسبه شده‌اند تا امکان مقایسه با هنجارها و پژوهش‌های پیشین فراهم شود.

جدول ۲

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش و ابعاد آن‌ها

متغیر	تعداد	میانگین	انحراف معیار	واریانس	کمینه	بیشینه	چولگی	کشیدگی
سبک سهل‌گیرانه	۳۵۷	۲۶.۴۷	۴.۳۳	۱۸.۷۳	۱۶.۰۰	۳۹.۰۰	۰.۱۳	−۰.۱۷
سبک مستبدانه	۳۵۷	۲۷.۹۴	۳.۹۳	۱۵.۴۵	۱۸.۰۰	۳۹.۰۰	۰.۱۱	−۰.۰۶
سبک مقتدرانه	۳۵۷	۲۸.۶۸	۴.۹۸	۲۴.۸۴	۱۶.۰۰	۴۳.۰۰	۰.۰۳	−۰.۱۹
حساسیت اضطرابی به طرد	۳۵۷	۱.۸۱	۱.۳۳	۱.۷۸	۱.۰۰	۴.۸۳	۱.۱۱	−۰.۶۵
حساسیت خشمگینانه به طرد	۳۵۷	۳.۵۴	۱.۲۱	۱.۴۷	۱.۰۰	۸.۳۳	۱.۱۴	۱.۶۶
درفکرفرورفتن	۳۵۷	۱۱.۸۸	۲.۷۱	۷.۳۳	۶.۰۰	۱۹.۰۰	۰.۰۹	−۰.۴۱
تعمق	۳۵۷	۱۱.۷۳	۲.۶۸	۷.۱۸	۵.۰۰	۲۰.۰۰	۰.۱۱	−۰.۲۸
نشخوار افسرده‌وار	۳۵۷	۲۸.۴۲	۵.۶۴	۳۱.۸۳	۱۵.۰۰	۴۳.۰۰	−۰.۱۷	−۰.۲۹
نشخوار فکری (کل)	۳۵۷	۵۲.۰۳	۹.۸۱	۹۶.۲۸	۳۰.۰۰	۷۵.۰۰	−۰.۱۰	−۰.۲۸
عدم پذیرش پاسخ‌های هیجانی	۳۵۷	۱۸.۳۸	۳.۱۶	۹.۹۷	۱۰.۰۰	۲۷.۰۰	−۰.۲۱	−۰.۱۳
دشواری در رفتار هدفمند	۳۵۷	۱۵.۳۴	۲.۷۵	۷.۵۶	۹.۰۰	۲۲.۰۰	−۰.۰۶	−۰.۴۶
دشواری در کنترل تکانه	۳۵۷	۱۸.۳۲	۳.۴۰	۱۱.۵۵	۹.۰۰	۲۷.۰۰	−۰.۰۲	−۰.۳۰
فقدان آگاهی هیجانی	۳۵۷	۱۸.۲۱	۳.۴۰	۱۱.۵۹	۸.۰۰	۲۸.۰۰	−۰.۱۸	−۰.۰۳
دسترسی محدود به راهبردها	۳۵۷	۲۴.۶۲	۴.۱۵	۱۷.۱۹	۱۴.۰۰	۳۵.۰۰	−۰.۰۳	−۰.۲۸
فقدان وضوح هیجانی	۳۵۷	۱۵.۲۲	۲.۶۴	۶.۹۸	۸.۰۰	۲۲.۰۰	−۰.۱۱	−۰.۵۶
دشواری در تنظیم هیجان (کل)	۳۵۷	۱۱۰.۰۹	۱۶.۷۴	۲۸۰.۰۸	۷۰.۰۰	۱۵۵.۰۰	−۰.۱۰	−۰.۲۴
نشانه‌های افسردگی	۳۵۷	۲۲.۱۹	۹.۱۱	۸۳.۰۰	۶.۰۰	۴۸.۰۰	۰.۱۵	−۰.۳۷

در جدول ۲ نشان داده شده است که میانگین نمرهٔ سبک مقتدرانه (۲۸.۶۸) از دو سبک مستبدانه (۲۷.۹۴) و سهل‌گیرانه (۲۶.۴۷) بالاتر است و این امر بیانگر آن است که نوجوانان دختر در مجموع ادراک نسبتاً مثبت‌تری از شیوهٔ فرزندپروری والدین خود دارند، هرچند انحراف معیار هر سه سبک تنوع قابل توجه ادراک‌ها را نشان می‌دهد. میانگین حساسیت اضطرابی به طرد ۱.۸۱ و حساسیت خشمگینانه ۳.۵۴ در دامنهٔ نظری یک تا ۳۶ قرار دارد که حاکی از سطح پایین تا متوسط این سازه در نمونه است. میانگین نمرهٔ کل نشخوار فکری ۵۲.۰۳ و میانگین نمرهٔ کل دشواری در تنظیم هیجان ۱۱۰.۰۹ بود که هر دو در حدود میانهٔ دامنهٔ نظری قرار دارند. میانگین نشانه‌های افسردگی ۲۲.۱۹ با انحراف معیار ۹.۱۱ به دست آمد و ۷۹.۳ درصد شرکت‌کنندگان نمره‌ای برابر یا بالاتر از نقطهٔ برش ۱۵ داشتند که نشان‌دهندهٔ فراوانی بالای نشانه‌های افسردگی در نوجوانان دختر نمونه است. ضرایب چولگی همهٔ متغیرها بین −۰.۲۱ و ۱.۱۴ و ضرایب کشیدگی بین −۰.۶۵ و ۱.۶۶ قرار دارد که همگی در دامنهٔ قابل قبول مثبت و منفی دو قرار می‌گیرند و انحراف جدی از توزیع نرمال را نشان نمی‌دهند (Kline, ۲۰۱۶).

E-ISSN: 2981-1759

پیش از آزمون مدل، پیش‌فرض نرمال‌بودن توزیع متغیرهای اصلی با آزمون کولموگروف-اسمیرنوف و شاخص‌های چولگی و کشیدگی بررسی شد. نتایج این بررسی، که مبنای انتخاب روش تحلیل و تفسیر نتایج است، در جدول ۳ گزارش شده است.

جدول ۳

نتایج آزمون نرمال‌بودن توزیع متغیرهای اصلی پژوهش

متغیر	آمارهٔ کولموگروف-اسمیرنوف	سطح معناداری	چولگی	کشیدگی	وضعیت توزیع
سبک سهل‌گیرانه	۰.۰۷۹	۰.۰۲۳	۰.۱۳	−۰.۱۷	نزدیک به نرمال
سبک مستبدانه	۰.۰۷۱	۰.۰۵۳	۰.۱۱	−۰.۰۶	نرمال
سبک مقتدرانه	۰.۰۶۰	۰.۱۴۲	۰.۰۳	−۰.۱۹	نرمال
حساسیت اضطرابی به طرد	۰.۴۵۳	<۰.۰۰۱	۱.۱۱	−۰.۶۵	نزدیک به نرمال
حساسیت خشمگینانه به طرد	۰.۱۳۲	<۰.۰۰۱	۱.۱۴	۱.۶۶	نزدیک به نرمال
نشخوار فکری (کل)	۰.۰۴۵	۰.۴۳۹	−۰.۱۰	−۰.۲۸	نرمال
دشواری در تنظیم هیجان (کل)	۰.۰۴۳	۰.۵۱۰	−۰.۱۰	−۰.۲۴	نرمال
نشانه‌های افسردگی	۰.۰۴۴	۰.۴۷۹	۰.۱۵	−۰.۳۷	نرمال

در جدول ۳ نشان داده شده است که آمارهٔ کولموگروف-اسمیرنوف برای سبک مستبدانه، سبک مقتدرانه، نشخوار فکری، دشواری در تنظیم هیجان و نشانه‌های افسردگی معنادار نیست و توزیع این متغیرها نرمال است. برای سبک سهل‌گیرانه آماره در سطح ۰.۰۵ معنادار بود، اما با توجه به حساسیت زیاد این آزمون در نمونه‌های بزرگ و قرارگرفتن چولگی و کشیدگی در دامنهٔ مثبت و منفی یک، توزیع آن نزدیک به نرمال تلقی شد. توزیع دو بعد حساسیت به طرد انحراف معناداری از نرمال‌بودن نشان داد؛ چولگی مثبت حساسیت اضطرابی (۱.۱۱) بیانگر آن است که بیشتر نوجوانان در موقعیت‌های فرضی طرد، نگرانی و انتظار طرد اندکی گزارش کرده‌اند و تعداد کمتری سطوح بالای این سازه را تجربه می‌کنند. با این حال، شاخص‌های چولگی و کشیدگی این دو متغیر نیز از قدر مطلق دو فراتر نرفت. از آنجا که روش حداقل مربعات جزئی به پیش‌فرض نرمال‌بودن چندمتغیره وابسته نیست و معناداری ضرایب با روش ناپارامتری بوت‌استرپ برآورد می‌شود، این انحراف‌ها مانعی برای آزمون مدل ایجاد نمی‌کند (Hair et al., ۲۰۲۲).

پیش‌فرض‌های دیگر شامل عدم هم‌خطی چندگانه میان متغیرهای پیش‌بین، استقلال خطاها و فقدان داده‌های پرت چندمتغیره نیز بررسی شد. شاخص‌های تحمل و عامل تورم واریانس برای متغیرهای پیش‌بین نشانه‌های افسردگی همراه با آمارهٔ دوربین-واتسون در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴

شاخص‌های هم‌خطی چندگانه و استقلال خطاها

متغیر پیش‌بین	شاخص تحمل	عامل تورم واریانس	آمارهٔ دوربین–واتسون
سبک سهل‌گیرانه	۰.۸۲۳	۱.۲۱۵	۱.۹۹۷
سبک مستبدانه	۰.۸۷۰	۱.۱۵۰	
سبک مقتدرانه	۰.۷۶۸	۱.۳۰۲	
حساسیت اضطرابی به طرد	۰.۹۴۵	۱.۰۵۸	
نشخوار فکری	۰.۶۷۵	۱.۴۸۲	
دشواری در تنظیم هیجان	۰.۵۵۱	۱.۸۱۴	

در جدول ۴ نشان داده شده است که شاخص تحمل همهٔ متغیرهای پیش‌بین بین ۰.۵۵۱ و ۰.۹۴۵ و بسیار بالاتر از حد بحرانی ۰.۱۰ است و عامل تورم واریانس آن‌ها بین ۱.۰۵۸ و ۱.۸۱۴ قرار دارد که از حد هشدار پنج و حتی حد محافظه‌کارانهٔ سه بسیار کمتر است؛ بنابراین هم‌خطی چندگانه میان متغیرهای پیش‌بین وجود ندارد و برآورد ضرایب مسیر از ثبات کافی برخوردار است. بیشترین عامل تورم واریانس مربوط به دشواری در تنظیم هیجان بود که با توجه به همبستگی آن با نشخوار فکری و سبک‌های فرزندپروری قابل انتظار است. آمارهٔ دوربین–واتسون ۱.۹۹۷ به دست آمد که در فاصلهٔ مطلوب ۱.۵ تا ۲.۵ قرار دارد و نشان می‌دهد خطاهای مدل از یکدیگر مستقل‌اند. همچنین بیشینهٔ فاصلهٔ ماهالانوبیس از مقدار بحرانی خی‌دو کمتر بود و هیچ دادهٔ پرت چندمتغیره‌ای شناسایی نشد. در مجموع، پیش‌فرض‌های لازم برای آزمون مدل ساختاری برقرار است.

پیش از آزمون مدل ساختاری، روابط ساده میان متغیرهای پژوهش با ضریب همبستگی پیرسون بررسی شد. ماتریس همبستگی متغیرهای اصلی در جدول ۵ ارائه شده است و الگوی کلی روابط مورد انتظار در مدل مفهومی را نشان می‌دهد.

جدول ۵

ماتریس همبستگی پیرسون میان متغیرهای پژوهش

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱. سبک سهل‌گیرانه	۱						
۲. سبک مستبدانه	۰.۰۵	۱					
۳. سبک مقتدرانه	۰.۳۰−**	۰.۰۷−	۱				
۴. حساسیت به طرد	۰.۱۰	۰.۱۱*	۰.۰۹−	۱			
۵. نشخوار فکری	۰.۱۹**	۰.۲۲**	۰.۳۶−**	۰.۲۲**	۱		
۶. دشواری در تنظیم هیجان	۰.۳۸**	۰.۳۳**	۰.۴۳−**	۰.۱۶**	۰.۵۳**	۱	
۷. نشانه‌های افسردگی	۰.۴۰**	۰.۳۰**	۰.۴۱−**	۰.۱۴**	۰.۴۶**	۰.۹۱**	۱

در جدول ۵ نشان داده شده است که نشانه‌های افسردگی با سبک سهل‌گیرانه (r=۰.۴۰)، سبک مستبدانه (r=۰.۳۰)، حساسیت به طرد (r=۰.۱۴) و نشخوار فکری (r=۰.۴۶) رابطهٔ مثبت و معنادار و با سبک مقتدرانه (r=۰.۴۱−) رابطهٔ منفی و معنادار دارد. قوی‌ترین همبستگی میان دشواری در تنظیم هیجان و نشانه‌های افسردگی (r=۰.۹۱) مشاهده شد. دشواری در تنظیم هیجان نیز با نشخوار فکری (r=۰.۵۳)، سبک سهل‌گیرانه (r=۰.۳۸) و سبک مستبدانه (r=۰.۳۳) رابطهٔ مثبت و با سبک مقتدرانه (r=۰.۴۳−) رابطهٔ منفی داشت، در حالی

E-ISSN: 2981-1759

که همبستگی آن با حساسیت به طرد (r=۰.۱۶) هرچند معنادار، ضعیف بود. این الگو با فرض میانجی‌گری دشواری در تنظیم هیجان سازگار است، زیرا متغیرهای پیش‌بین هم با میانجی و هم با ملاک رابطه دارند. همبستگی بسیار بالای دشواری در تنظیم هیجان و نشانه‌های افسردگی نیز نشان می‌دهد این دو سازه همپوشانی تجربی قابل توجهی دارند که در ارزیابی روایی واگرا باید مورد توجه قرار گیرد.

در گام نخست تحلیل مدل‌یابی معادلات ساختاری، مدل اندازه‌گیری از نظر پایایی و روایی همگرا ارزیابی شد. دامنهٔ بارهای عاملی، ضرایب آلفای کرونباخ، rho_A، پایایی ترکیبی و میانگین واریانس استخراج‌شدهٔ هر سازه پس از حذف گویه‌های دارای بار عاملی کمتر از ۰.۴۰ در جدول ۶ گزارش شده است.

جدول ۶

شاخص‌های پایایی و روایی همگرای مدل اندازه‌گیری

سازه	تعداد شاخص	دامنهٔ بار عاملی	آلفای کرونباخ	rho_A	پایایی ترکیبی	میانگین واریانس استخراج‌شده
سبک سهل‌گیرانه	۸	۰.۴۸۲ تا ۰.۶۱۶	۰.۷۰۷	۰.۷۰۸	۰.۷۹۳	۰.۳۲۵
سبک مستبدانه	۷	۰.۵۷۰ تا ۰.۶۴۳	۰.۷۲۲	۰.۷۲۵	۰.۸۰۷	۰.۳۷۵
سبک مقتدرانه	۸	۰.۵۸۲ تا ۰.۷۲۸	۰.۸۰۸	۰.۸۱۵	۰.۸۵۶	۰.۴۲۷
حساسیت به طرد	۱۲	۰.۸۷۷ تا ۰.۹۲۶	۰.۹۸۰	۰.۹۸۴	۰.۹۸۲	۰.۸۲۰
نشخوار فکری	۳	۰.۸۳۵ تا ۰.۹۲۰	۰.۷۷۸	۰.۸۵۶	۰.۹۰۶	۰.۷۶۳
دشواری در تنظیم هیجان	۶	۰.۸۲۵ تا ۰.۸۸۸	۰.۹۲۲	۰.۹۲۸	۰.۹۴۲	۰.۷۳۲
نشانه‌های افسردگی	۴	۰.۷۶۸ تا ۰.۸۷۸	۰.۸۵۰	۰.۸۷۱	۰.۹۰۷	۰.۷۰۹

در جدول ۶ نشان داده شده است که بارهای عاملی همهٔ شاخص‌های باقی‌مانده از ۰.۴۰ بالاتر و در سطح ۰.۰۰۱ معنادار است. بارهای عاملی شاخص‌های حساسیت به طرد، نشخوار فکری، دشواری در تنظیم هیجان و نشانه‌های افسردگی همگی از ۰.۷۰ فراتر رفت که بیانگر نمایندگی قوی شاخص‌ها از سازه‌های مربوط است. ضرایب آلفای کرونباخ، rho_A و پایایی ترکیبی همهٔ سازه‌ها از ملاک ۰.۷۰ بالاتر است و پایایی مدل اندازه‌گیری را تأیید می‌کند. میانگین واریانس استخراج‌شده برای حساسیت به طرد (۰.۸۲۰)، نشخوار فکری (۰.۷۶۳)، دشواری در تنظیم هیجان (۰.۷۳۲) و نشانه‌های افسردگی (۰.۷۰۹) از ملاک ۰.۵۰ بالاتر است و روایی همگرای این سازه‌ها برقرار است. برای سه سبک فرزندپروری، میانگین واریانس استخراج‌شده بین ۰.۳۲۵ و ۰.۴۲۷ و کمتر از ۰.۵۰ بود؛ با این حال، بر اساس معیار فورنل و لارکر، زمانی که پایایی ترکیبی از ۰.۶۰ بالاتر باشد، میانگین واریانس استخراج‌شدهٔ کمتر از ۰.۵۰ قابل پذیرش است (Fornell & Larcker, ۱۹۸۱: ۳۹-۵۰) و پایایی ترکیبی این سه سازه بین ۰.۷۹۳ و ۰.۸۵۶ بود. این یافته نشان می‌دهد گویه‌های پرسشنامهٔ اقتدار والدین در نمونهٔ نوجوانان دختر بوشهری ناهمگنی محتوایی دارند و نتایج مربوط به سبک‌های فرزندپروری باید با احتیاط تفسیر شود.

روایی واگرای سازه‌ها با دو معیار فورنل-لارکر و نسبت ناهمگون-همگون ارزیابی شد. در جدول ۷، قطر اصلی جذر میانگین واریانس استخراج‌شده، مثلث پایین همبستگی میان سازه‌ها و مثلث بالا مقادیر نسبت ناهمگون-همگون را نشان می‌دهد.

جدول ۷

روایی واگرا بر اساس معیار فورنل-لارکر و نسبت ناهمگون-همگون

سازه	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱. سبک سهل‌گیرانه	۰.۵۷۰	۰.۲۳۳	۰.۳۷۰	۰.۱۴۰	۰.۱۷۱	۰.۳۴۴	۰.۴۲۳
۲. سبک مستبدانه	−۰.۱۲۵	۰.۶۱۲	۰.۴۰۰	۰.۱۰۵	۰.۳۷۸	۰.۵۳۹	۰.۵۰۳
۳. سبک مقتدرانه	−۰.۲۸۸	−۰.۳۱۱	۰.۶۵۳	۰.۱۱۴	۰.۴۷۲	۰.۵۶۳	۰.۵۵۵
۴. حساسیت به طرد	۰.۱۲۰	۰.۰۸۶	−۰.۱۰۰	۰.۹۰۶	۰.۲۳۵	۰.۱۶۴	۰.۱۴۶
۵. نشخوار فکری	۰.۱۳۳	۰.۲۹۴	−۰.۳۹۴	۰.۲۱۷	۰.۸۷۴	۰.۵۹۸	۰.۵۱۸
۶. دشواری در تنظیم هیجان	۰.۲۹۰	۰.۴۴۶	−۰.۴۹۲	۰.۱۵۹	۰.۵۳۱	۰.۸۵۵	۱.۰۰۳
۷. نشانه‌های افسردگی	۰.۳۴۵	۰.۴۰۳	−۰.۴۷۱	۰.۱۳۸	۰.۴۴۷	۰.۹۰۱	۰.۸۴۲

در جدول ۷ نشان داده شده است که برای همهٔ سازه‌ها جز دشواری در تنظیم هیجان و نشانه‌های افسردگی، جذر میانگین واریانس استخراج‌شده از همبستگی آن سازه با سایر سازه‌ها بزرگ‌تر است و نسبت ناهمگون-همگون همهٔ جفت‌ها از ملاک ۰.۸۵ کمتر است؛ بنابراین روایی واگرای سه سبک فرزندپروری، حساسیت به طرد و نشخوار فکری از یکدیگر و از دو سازهٔ درون‌زا تأیید می‌شود. در مقابل، همبستگی دشواری در تنظیم هیجان و نشانه‌های افسردگی (۰.۹۰۱) از جذر میانگین واریانس استخراج‌شدهٔ این دو سازه بزرگ‌تر و نسبت ناهمگون-همگون آن‌ها (۱.۰۰۳) از ملاک ۰.۹۰ نیز بالاتر است (Henseler et al., ۲۰۱۵: ۱۱۵-۱۳۵). این یافته نشان می‌دهد در نمونهٔ حاضر، تمایز تجربی این دو سازه ضعیف است و بخشی از رابطهٔ قوی میان آن‌ها ممکن است ناشی از همپوشانی محتوایی ابزارها باشد؛ به‌ویژه گویه‌هایی از مقیاس دشواری در تنظیم هیجان که به احساس افسردگی و ناامیدی هنگام ناراحتی اشاره دارند. این موضوع به‌عنوان یکی از محدودیت‌های اصلی پژوهش گزارش و در تفسیر ضریب مسیر دشواری در تنظیم هیجان به نشانه‌های افسردگی لحاظ می‌شود.

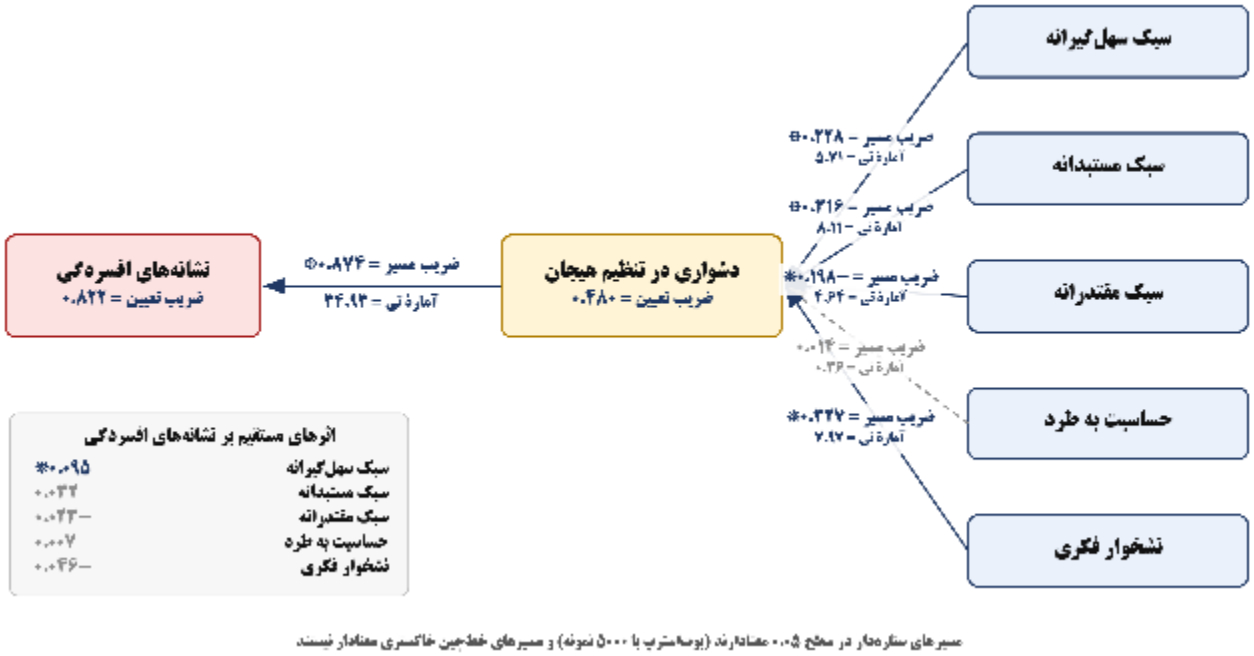
پس از ارزیابی مدل اندازه‌گیری، مدل ساختاری پژوهش آزمون شد. ضرایب مسیر استانداردشده، مقادیر t حاصل از بوت‌استرپ ۵۰۰۰ نمونه‌ای و ضرایب تعیین سازه‌های درون‌زا در شکل ۱ نمایش داده شده است.

در شکل ۱ مشاهده می‌شود که از پنج مسیر منتهی به دشواری در تنظیم هیجان، چهار مسیر معنادار است و دشواری در تنظیم هیجان با ضریب ۰.۸۷۴ قوی‌ترین مسیر مدل را تشکیل می‌دهد. مسیر حساسیت به طرد به دشواری در تنظیم هیجان و بیشتر مسیرهای مستقیم به نشانه‌های افسردگی با خط‌چین نمایش داده شده‌اند که نشان‌دهندهٔ معنادار نبودن آن‌هاست. جزئیات آزمون فرضیه‌های مسیر مستقیم در جدول ۸ ارائه شده است.

E-ISSN: 2981-1759

شکل ۱

مدل ساختاری پژوهش همراه با ضرایب مسیر استانداردشده و مقادیر t



مسیرهای ستاره‌دار در سطح ۰.۰۵ معنادارند (بوت‌استرپ با ۵۰۰۰ نمونه) و مسیرهای خط‌چین خاکستری معنادار نیستند.

جدول ۸

نتایج آزمون مسیرهای مستقیم مدل ساختاری

مسیر	ضریب مسیر	خطای معیار	آمارهٔ t	سطح معناداری	فاصلهٔ اطمینان ۹۵٪	f^2	نتیجه
سبک سهل‌گیرانه ← دشواری در تنظیم هیجان	۰.۲۲۸	۰.۰۴۰	۵.۷۱	<۰.۰۰۱	[۰.۱۵۶، ۰.۳۱۲]	۰.۰۸۵	تأیید
سبک مستبدانه ← دشواری در تنظیم هیجان	۰.۳۱۶	۰.۰۳۹	۸.۱۱	<۰.۰۰۱	[۰.۲۴۰، ۰.۳۹۵]	۰.۱۵۶	تأیید
سبک مقتدرانه ← دشواری در تنظیم هیجان	−۰.۱۹۸	۰.۰۴۳	۴.۶۴	<۰.۰۰۱	[−۰.۲۸۴، −۰.۱۱۶]	۰.۰۵۵	تأیید
حساسیت به طرد ← دشواری در تنظیم هیجان	۰.۰۱۴	۰.۰۳۷	۰.۳۶	۰.۷۱۸	[−۰.۰۵۷، ۰.۰۸۹]	۰.۰۰۰	رد
نشخوار فکری ← دشواری در تنظیم هیجان	۰.۳۲۷	۰.۰۴۱	۷.۹۷	<۰.۰۰۱	[۰.۲۴۰، ۰.۴۰۱]	۰.۱۶۱	تأیید
دشواری در تنظیم هیجان ← نشانه‌های افسردگی	۰.۸۷۴	۰.۰۲۵	۳۴.۹۳	<۰.۰۰۱	[۰.۸۲۰، ۰.۹۲۰]	۲.۲۳۳	تأیید
سبک سهل‌گیرانه ← نشانه‌های افسردگی	۰.۰۹۵	۰.۰۲۶	۳.۷۰	<۰.۰۰۱	[۰.۰۴۶، ۰.۱۴۸]	۰.۰۴۰	تأیید
سبک مستبدانه ← نشانه‌های افسردگی	۰.۰۳۲	۰.۰۲۷	۱.۱۶	۰.۲۴۶	[−۰.۰۲۱، ۰.۰۸۷]	۰.۰۰۴	رد
سبک مقتدرانه ← نشانه‌های افسردگی	−۰.۰۲۳	۰.۰۲۷	۰.۸۵	۰.۳۹۴	[−۰.۰۷۶، ۰.۰۲۸]	۰.۰۰۲	رد
حساسیت به طرد ← نشانه‌های افسردگی	−۰.۰۰۷	۰.۰۲۴	۰.۲۷	۰.۷۸۵	[−۰.۰۵۴، ۰.۰۴۱]	۰.۰۰۰	رد
نشخوار فکری ← نشانه‌های افسردگی	−۰.۰۴۶	۰.۰۲۹	۱.۶۱	۰.۱۰۶	[−۰.۱۰۴، ۰.۰۱۱]	۰.۰۰۸	رد

در جدول ۸ نشان داده شده است که سبک سهل‌گیرانه (β=۰.۲۲۸، t=۵.۷۱)، سبک مستبدانه (β=۰.۳۱۶، t=۸.۱۱) و نشخوار فکری (β=۰.۳۲۷، t=۷.۹۷) به‌طور مثبت و سبک مقتدرانه (β=−۰.۱۹۸، t=۴.۶۴) به‌طور منفی دشواری در تنظیم هیجان را پیش‌بینی می‌کنند و فاصلهٔ اطمینان هیچ‌یک از این ضرایب صفر را در بر نمی‌گیرد؛ بنابراین فرضیه‌های فرعی اول و سوم تأیید می‌شوند. اندازهٔ اثر نشخوار فکری

(f^2=۰.۱۶۱) و سبک مستبدانه (f^2=۰.۱۵۶) در حد کوچک تا متوسط و اندازهٔ اثر دو سبک دیگر کوچک بود. مسیر حساسیت به طرد به دشواری در تنظیم هیجان (β=۰.۰۱۴، p=۰.۷۱۸) معنادار نبود و فرضیهٔ فرعی دوم رد می‌شود. دشواری در تنظیم هیجان با ضریب ۰.۸۷۴ و اندازهٔ اثر بسیار بزرگ نشانه‌های افسردگی را پیش‌بینی کرد و فرضیهٔ فرعی چهارم تأیید شد. از میان مسیرهای مستقیم پیش‌بین‌ها به نشانه‌های افسردگی، تنها مسیر سبک سهل‌گیرانه (β=۰.۰۹۵، t=۳.۷۰) معنادار بود و چهار مسیر دیگر معنادار نبودند؛ بنابراین فرضیهٔ فرعی پنجم تنها برای سبک سهل‌گیرانه تأیید می‌شود. این الگو نشان می‌دهد که در حضور دشواری در تنظیم هیجان، بیشتر اثر پیش‌بین‌ها بر افسردگی از مسیر غیرمستقیم منتقل می‌شود.

برای آزمون فرضیهٔ اصلی پژوهش، اثرهای غیرمستقیم متغیرهای پیش‌بین بر نشانه‌های افسردگی از طریق دشواری در تنظیم هیجان با روش بوت‌استرپ ۵۰۰۰ نمونه‌ای برآورد شد. اثرهای غیرمستقیم، اثرهای کل، نسبت واریانس تبیین‌شده و نوع میانجی‌گری در جدول ۹ ارائه شده است.

جدول ۹

نتایج آزمون اثرهای غیرمستقیم (میانجی‌گری دشواری در تنظیم هیجان)

متغیر پیش‌بین	اثر غیرمستقیم	خطای معیار	آمارهٔ t	فاصلهٔ اطمینان ۹۵٪	اثر کل	نسبت VAF	نوع میانجی‌گری
سبک سهل‌گیرانه	۰.۱۹۹	۰.۰۳۵	۵.۶۵	[۰.۱۳۵، ۰.۲۷۳]	۰.۲۹۴	۶۷.۵۸٪	جزئی (مکمل)
سبک مستبدانه	۰.۲۷۶	۰.۰۳۵	۷.۹۰	[۰.۲۰۸، ۰.۳۴۶]	۰.۳۰۸	—	کامل (فقط غیرمستقیم)
سبک مقتدرانه	−۰.۱۷۳	۰.۰۳۸	۴.۶۱	[−۰.۲۴۹، −۰.۱۰۲]	−۰.۱۹۶	—	کامل (فقط غیرمستقیم)
حساسیت به طرد	۰.۰۱۲	۰.۰۳۳	۰.۳۶	[−۰.۰۴۹، ۰.۰۷۸]	۰.۰۰۵	—	فاقد میانجی‌گری
نشخوار فکری	۰.۲۸۶	۰.۰۳۷	۷.۷۴	[۰.۲۰۸، ۰.۳۵۴]	۰.۲۴۰	—	کامل (فقط غیرمستقیم)

در جدول ۹ نشان داده شده است که اثر غیرمستقیم سبک سهل‌گیرانه (۰.۱۹۹)، سبک مستبدانه (۰.۲۷۶)، سبک مقتدرانه (۰.۱۷۳−) و نشخوار فکری (۰.۲۸۶) بر نشانه‌های افسردگی از طریق دشواری در تنظیم هیجان معنادار است، زیرا فاصلهٔ اطمینان ۹۵ درصد هیچ‌یک صفر را در بر نمی‌گیرد. برای سبک سهل‌گیرانه، که اثر مستقیم آن نیز معنادار بود، میانجی‌گری از نوع جزئی و مکمل است و ۶۷.۶ درصد از اثر کل آن از مسیر دشواری در تنظیم هیجان منتقل می‌شود. برای سبک مستبدانه، سبک مقتدرانه و نشخوار فکری، اثر مستقیم معنادار نبود و میانجی‌گری از نوع کامل است؛ به این معنا که رابطهٔ این متغیرها با نشانه‌های افسردگی به‌طور کامل از طریق دشواری در تنظیم هیجان تبیین می‌شود (Zhao et al., ۲۰۱۰: ۱۹۷-۲۰۶). در مورد نشخوار فکری، اثر غیرمستقیم (۰.۲۸۶) اندکی از اثر کل (۰.۲۴۰) بزرگ‌تر بود که ناشی از اثر مستقیم منفی و غیرمعنادار آن است. اثر غیرمستقیم حساسیت به طرد (۰.۰۱۲) معنادار نبود و این متغیر در حضور سایر پیش‌بین‌ها نه اثر مستقیم و نه اثر غیرمستقیم معناداری بر نشانه‌های افسردگی داشت. بنابراین فرضیهٔ اصلی پژوهش برای سه سبک فرزندپروری و نشخوار فکری تأیید و برای حساسیت به طرد رد می‌شود.

در گام پایانی، کیفیت کلی مدل ساختاری با شاخص‌های ضریب تعیین، ضریب تعیین تعدیل‌شده، ارتباط پیش‌بین، شاخص ریشهٔ استانداردشدهٔ میانگین مربعات باقی‌مانده و شاخص نیکویی برازش ارزیابی شد. این شاخص‌ها در جدول ۱۰ گزارش شده است.

E-ISSN: 2981-1759

جدول ۱۰

شاخص‌های کیفیت و برازش مدل ساختاری

سازهٔ درون‌زا / شاخص	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل‌شده	ارتباط پیش‌بین	ملاک
دشواری در تنظیم هیجان	۰.۴۸۰	۰.۴۷۳	۰.۳۴۶	R^2 بزرگ‌تر از ۰.۳۳ و Q^2 مثبت
نشانه‌های افسردگی	۰.۸۲۲	۰.۸۱۹	۰.۵۷۲	R^2 بزرگ‌تر از ۰.۶۷ و Q^2 مثبت
شاخص SRMR مدل اشباع‌شده: ۰.۰۳۶ (ملاک: کمتر از ۰.۰۸) — شاخص نیکویی برازش GoF: ۰.۶۲۱ (ملاک برازش قوی: بیشتر از ۰.۳۶)				

در جدول ۱۰ نشان داده شده است که متغیرهای پیش‌بین در مجموع ۴۸.۰ درصد از واریانس دشواری در تنظیم هیجان را تبیین می‌کنند که بر اساس ملاک‌های رایج، قدرت تبیین متوسط تا قوی محسوب می‌شود. مجموعهٔ متغیرهای مدل ۸۲.۲ درصد از واریانس نشانه‌های افسردگی را تبیین کرده است که قدرت تبیین بالایی است، هرچند بخشی از این مقدار ناشی از همپوشانی زیاد دشواری در تنظیم هیجان و نشانه‌های افسردگی است. نزدیکی ضرایب تعیین تعدیل‌شده به ضرایب تعیین نشان می‌دهد که تعداد پیش‌بین‌ها موجب برآورد بیش از حد قدرت تبیین نشده است. مقادیر ارتباط پیش‌بین برای هر دو سازهٔ درون‌زا مثبت و برای نشانه‌های افسردگی بزرگ است که بیانگر توان پیش‌بین مناسب مدل برای داده‌های حذف‌شده در روش چشم‌بندی است. شاخص SRMR برابر ۰.۰۳۶ و کمتر از ملاک ۰.۰۸ است و برازش مطلوب مدل را نشان می‌دهد و شاخص نیکویی برازش ۰.۶۲۱ نیز از ملاک ۰.۳۶ برای برازش قوی بالاتر است. بنابراین مدل ساختاری پژوهش از کیفیت و برازش مناسبی برخوردار است.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف پیش‌بینی نشانه‌های افسردگی بر اساس سبک‌های فرزندپروری، حساسیت به طرد و نشخوار فکری با میانجی‌گری دشواری در تنظیم هیجان در نوجوانان دختر شهر بوشهر انجام شد. نتایج مدل ساختاری نشان داد که سبک‌های سهل‌گیرانه و مستبدانه و نشخوار فکری به‌طور مثبت و سبک مقتدرانه به‌طور منفی دشواری در تنظیم هیجان را پیش‌بینی کردند، در حالی که حساسیت به طرد در حضور سایر متغیرهای مدل نتوانست سهم مستقیم معناداری در پیش‌بینی دشواری در تنظیم هیجان داشته باشد. همچنین دشواری در تنظیم هیجان با ضریب مسیر ۰.۸۷۴ قوی‌ترین پیش‌بین نشانه‌های افسردگی بود. از میان مسیرهای مستقیم متغیرهای پیش‌بین به نشانه‌های افسردگی، تنها اثر مستقیم سبک سهل‌گیرانه معنادار بود و اثرهای مستقیم سبک مستبدانه، سبک مقتدرانه، حساسیت به طرد و نشخوار فکری معنادار نشدند. از سوی دیگر، اثرهای غیرمستقیم سه سبک فرزندپروری و نشخوار فکری بر نشانه‌های افسردگی از طریق دشواری در تنظیم هیجان معنادار بود؛ به‌گونه‌ای که میانجی‌گری برای سبک سهل‌گیرانه از نوع جزئی و برای سبک مستبدانه، سبک مقتدرانه و نشخوار فکری از نوع کامل بود. حساسیت به طرد نیز نه اثر مستقیم و نه اثر غیرمستقیم معناداری در مدل نهایی نشان نداد. در مجموع، مدل توانست ۴۸.۰ درصد از واریانس دشواری در تنظیم هیجان و ۸۲.۲ درصد از واریانس نشانه‌های افسردگی را تبیین کند که نشان‌دهنده قدرت تبیینی قابل توجه مدل است.

یافته نخست پژوهش نشان داد سبک سهل‌گیرانه به‌طور مثبت دشواری در تنظیم هیجان را پیش‌بینی می‌کند. این نتیجه را می‌توان بر اساس ماهیت این سبک فرزندپروری تبیین کرد. در سبک سهل‌گیرانه، اگرچه ممکن است گرمی و پذیرش والدینی وجود داشته باشد، اما میزان ساختار، نظارت، تعیین حدود و هدایت رفتاری کاهش می‌یابد. چنین شرایطی می‌تواند فرصت‌های لازم برای یادگیری کنترل تکانه،

تحمل ناکامی، پذیرش محدودیت‌ها و استفاده از راهبردهای منظم تنظیم هیجان را کاهش دهد. نوجوانی که در محیط خانوادگی با قواعد و انتظارات روشن کمتری مواجه است، ممکن است در موقعیت‌های تنش‌زا منابع درونی کمتری برای مدیریت هیجان‌های شدید در اختیار داشته باشد. این یافته با نتایج فراتحلیلی مربوط به ارتباط سبک‌های فرزندپروری با نشانه‌های درونی‌سازی‌شده همسو است؛ به‌گونه‌ای که سبک‌های فرزندپروری ناکارآمد، از جمله سبک سهل‌گیرانه، با مشکلات هیجانی بیشتر در کودکان و نوجوانان همراه شناخته شده‌اند (Pinquart, 2017). همچنین مرور نظام‌مند عوامل والدینی نشان داده است که کیفیت پایین‌تر هدایت، نظارت و تعامل والد-فرزند می‌تواند با افزایش مشکلات افسردگی و اضطراب در جوانان همراه باشد (Yap et al., 2014). بنابراین، تأثیر سبک سهل‌گیرانه بر افسردگی را می‌توان تا حد زیادی ناشی از ناتوانی در فراهم‌کردن بستر مناسب برای رشد خودتنظیمی هیجانی دانست.

یافته دوم نشان داد سبک مستبدانه نیز به‌طور مثبت دشواری در تنظیم هیجان را پیش‌بینی می‌کند. در خانواده‌های با الگوی مستبدانه، کنترل بالا، تأکید بر اطاعت، محدودیت در ابراز نظر و پاسخ‌دهی عاطفی کمتر می‌تواند مانع از آن شود که نوجوان هیجان‌های خود را به شیوه‌ای ایمن تجربه، بیان و پردازش کند. در چنین محیطی ممکن است هیجان‌های منفی نه به‌عنوان تجربه‌هایی قابل فهم و مدیریت، بلکه به‌عنوان رفتارهایی نامطلوب یا قابل سرزنش تلقی شوند. این وضعیت می‌تواند به سرکوب هیجان، کاهش وضوح هیجانی، دشواری در پذیرش احساسات و استفاده کمتر از راهبردهای سازگارانه منجر شود. یافته حاضر با نتایج پژوهش‌های جدید درباره نقش فرزندپروری در انتقال بین‌نسلی دشواری‌های تنظیم هیجان همخوان است. نشان داده شده است که سبک‌های فرزندپروری جنسیت‌محور و به‌ویژه الگوهای مستبدانه می‌توانند در انتقال مشکلات تنظیم هیجان از والدین به نوجوانان نقش داشته باشند (Rong et al., 2025). همچنین تحلیل شبکه‌ای اجتماعی‌سازی هیجان والدین نشان داده است که واکنش‌های غیرحمایتی والدین به تجربه‌های هیجانی نوجوان با ابعاد مختلف دشواری تنظیم هیجان ارتباط دارد (Azevedo et al., 2025). از این رو، رابطه مثبت سبک مستبدانه با دشواری تنظیم هیجان را می‌توان بازتاب محدودیت محیط خانوادگی در آموزش و تمرین مهارت‌های تنظیم هیجان دانست.

در مقابل، یافته سوم نشان داد سبک مقتدرانه به‌طور منفی دشواری در تنظیم هیجان را پیش‌بینی می‌کند. این نتیجه با انتظارات نظری سازگار است، زیرا سبک مقتدرانه ترکیبی از گرمی، حمایت، نظارت منطقی، قواعد روشن و احترام به استقلال نوجوان را فراهم می‌کند. چنین فضایی به نوجوان اجازه می‌دهد هیجان‌های خود را بدون ترس از طرد یا تنبیه بیان کند و همزمان از هدایت والدین برای کنترل رفتار و انتخاب راهبردهای سازگارانه بهره گیرد. والدین مقتدر می‌توانند با نام‌گذاری هیجان‌ها، توضیح علل آن‌ها، پذیرش تجربه عاطفی و کمک به یافتن پاسخ‌های مناسب، الگوی مؤثری برای تنظیم هیجان فراهم کنند. این تبیین با یافته‌هایی که ارتباط حضور و مشارکت پدر را با باورهای هیجانی سازگارانه‌تر، تنظیم هیجان بهتر و کاهش نشانه‌های افسردگی نشان داده‌اند همسو است (Xu et al., 2025). همچنین یافته‌های فراتحلیلی حاکی از آن است که سبک مقتدرانه در مقایسه با سبک‌های مستبدانه و سهل‌گیرانه با مشکلات درونی‌سازی‌شده کمتری همراه است (Pinquart, 2017). پژوهش‌های داخلی درباره نقش ارتباطات خانوادگی نیز نشان داده‌اند که کیفیت مناسب تعامل و گفت‌وگو در خانواده می‌تواند با کاهش افسردگی نوجوانان ارتباط داشته باشد (Rahimi et al., 2018). بنابراین، سبک مقتدرانه را می‌توان عاملی محافظتی دانست که از طریق تقویت ظرفیت تنظیم هیجان، آسیب‌پذیری نوجوان را در برابر افسردگی کاهش می‌دهد.

یافته دیگر پژوهش نشان داد نشخوار فکری با دشواری بیشتر در تنظیم هیجان رابطه مثبت و معناداری دارد. این نتیجه از نظر نظری قابل انتظار است، زیرا نشخوار فکری خود یکی از راهبردهای ناسازگارانه مواجهه با هیجان منفی محسوب می‌شود. فرد نشخوارگر به جای تغییر موقعیت، بازسازی شناختی، حل مسئله یا پذیرش هیجان، توجه خود را به‌صورت تکراری بر علل و پیامدهای تجربه منفی متمرکز می‌کند. این تداوم توجه به محتوای منفی نه‌تنها به کاهش شدت هیجان منجر نمی‌شود، بلکه می‌تواند تجربه عاطفی منفی را طولانی‌تر و شدیدتر کند و

E-ISSN: 2981-1759

احساس ناتوانی در کنترل هیجان را افزایش دهد. فراتحلیل راهبردهای تنظیم هیجان نیز نشان داده است که نشخوار، اجتناب و سرکوب از راهبردهایی هستند که ارتباط قوی‌تری با آسیب‌شناسی روانی دارند (Aldao et al., 2010). علاوه بر این، نشخوار به‌عنوان یک عامل فراتشخیصی در افسردگی و اضطراب معرفی شده است و می‌تواند از طریق تمرکز پایدار بر محتوای منفی، چرخه علائم هیجانی را حفظ کند (McLaughlin & Nolen-Hoeksema, 2011). پژوهش‌های انجام‌شده در نوجوانان نیز نشان داده‌اند که نشخوار هیجان‌محور با نشانه‌های افسردگی ارتباط معناداری دارد (Rood et al., 2009). یافته‌های جدیدتر مبتنی بر تحلیل شبکه نیز جایگاه مرکزی برخی ابعاد نشخوار را در ساختار ارتباطی علائم افسردگی تأیید کرده‌اند (Liu & Cai, 2026). در همین راستا، شواهد داخلی نشان می‌دهد آموزش تنظیم هیجان می‌تواند به کاهش نشخوار فکری در دانش‌آموزان دختر منجر شود (Karami et al., 2019) که به‌طور غیرمستقیم از رابطه دوطرفه و نزدیک این دو سازه حمایت می‌کند.

یکی از مهم‌ترین یافته‌های پژوهش حاضر آن بود که دشواری در تنظیم هیجان قوی‌ترین پیش‌بین نشانه‌های افسردگی بود. این نتیجه نشان می‌دهد که در میان متغیرهای مورد بررسی، مشکل در شناسایی، پذیرش، درک و مدیریت هیجان‌ها بیشترین سهم مستقیم را در تبیین شدت نشانه‌های افسردگی نوجوانان دختر دارد. از منظر روان‌شناختی، فردی که در هنگام تجربه هیجان منفی قادر به حفظ رفتار هدفمند، کنترل تکانه، پذیرش احساسات و دسترسی به راهبردهای مناسب نیست، بیشتر در معرض تداوم حالات عاطفی منفی قرار می‌گیرد. تکرار این فرایند می‌تواند به احساس درماندگی، کاهش انگیزش، اجتناب اجتماعی و در نهایت افزایش نشانه‌های افسردگی منجر شود. این یافته با شواهد فراتحلیلی مربوط به نقش راهبردهای تنظیم هیجان در افسردگی و اضطراب نوجوانان همسو است (Schäfer et al., 2017). همچنین پژوهش‌هایی که دشواری تنظیم هیجان را در مدل‌های مربوط به افسردگی بررسی کرده‌اند، بر نقش مرکزی این متغیر تأکید داشته‌اند (Mellat et al., 2022). از سوی دیگر، یافته‌های مداخله‌ای در نوجوانان افسرده نشان داده‌اند که بهبود فرایندهای مرتبط با تنظیم هیجان می‌تواند با بهبود کارکردهای روان‌شناختی همراه باشد (Nazari Fardoei et al., 2022). بنابراین، ضریب مسیر بالای دشواری در تنظیم هیجان در پژوهش حاضر نشان می‌دهد که این سازه را می‌توان نزدیک‌ترین سازوکار روان‌شناختی به نشانه‌های افسردگی در مدل در نظر گرفت.

نتایج میانجی‌گری نیز نشان داد دشواری در تنظیم هیجان نقش واسطه‌ای معناداری در رابطه سه سبک فرزندپروری و نشخوار فکری با افسردگی دارد. در مورد سبک سهل‌گیرانه، هم اثر مستقیم و هم اثر غیرمستقیم معنادار بود و بنابراین میانجی‌گری به‌صورت جزئی مشاهده شد. این نتیجه بیانگر آن است که سبک سهل‌گیرانه علاوه بر مسیر تنظیم هیجان، احتمالاً از مسیرهای دیگری نیز با نشانه‌های افسردگی مرتبط است؛ برای مثال، نبود ساختار کافی، ضعف در نظارت، کاهش احساس امنیت رفتاری یا دشواری در شکل‌گیری خودکنترلی می‌تواند مستقیماً بر سازگاری روانی نوجوان اثر بگذارد. در مقابل، در سبک‌های مستبدانه و مقتدرانه، اثر مستقیم بر افسردگی پس از ورود دشواری در تنظیم هیجان معنادار نبود و میانجی‌گری کامل مشاهده شد. این الگو نشان می‌دهد که تأثیر این دو سبک بر افسردگی عمدتاً از طریق شکل‌دهی به توانایی‌های تنظیم هیجان منتقل می‌شود. چنین تفسیری با شواهد مربوط به نقش اجتماعی‌سازی هیجان والدین در رشد مشکلات تنظیم هیجان سازگار است (Azevedo et al., 2025) و همچنین با مطالعاتی که نشان داده‌اند فرزندپروری و حضور والد از طریق باورهای هیجانی و تنظیم هیجان بر افسردگی اثر می‌گذارد همخوانی دارد (Rong et al., 2025; Xu et al., 2025).

در مورد نشخوار فکری نیز میانجی‌گری کامل مشاهده شد؛ به این معنا که پس از در نظر گرفتن دشواری در تنظیم هیجان، اثر مستقیم نشخوار بر افسردگی معنادار نبود، اما اثر غیرمستقیم آن از مسیر دشواری تنظیم هیجان معنادار باقی ماند. این یافته نشان می‌دهد که نشخوار ممکن است در درجه نخست با تضعیف توانایی فرد در مدیریت هیجان‌های منفی به افزایش علائم افسردگی منجر شود. در واقع، تکرار افکار منفی می‌تواند انعطاف‌پذیری شناختی و هیجانی را کاهش دهد، توجه را به محرک‌های منفی محدود کند و استفاده از راهبردهای سازگارانه

را مختل سازد. این تبیین با دیدگاه فراتشخیصی نشخوار سازگار است که نشخوار را فرایندی مشترک در تداوم افسردگی و اضطراب می‌داند (McLaughlin & Nolen-Hoeksema, 2011). همچنین با شواهد فراتحلیلی درباره رابطه نشخوار و افسردگی در جوانان (Rood et al., 2009) و نتایج مربوط به نقش راهبردهای ناسازگارانه تنظیم هیجان در آسیب‌شناسی روانی (Aldao et al., 2010) همخوان است. تحلیل‌های جدید نیز نشان داده‌اند که نشخوار و علائم افسردگی در سطح شبکه‌ای ارتباط نزدیکی دارند (Liu & Cai, 2026).

در مقابل، حساسیت به طرد در مدل چندمتغیره نه اثر مستقیم معناداری بر دشواری در تنظیم هیجان و افسردگی داشت و نه اثر غیرمستقیم آن معنادار بود. این نتیجه در نگاه نخست ممکن است با یافته‌های فراتحلیلی که حساسیت به طرد را با پیامدهای سلامت روان مرتبط دانسته‌اند متفاوت به نظر برسد (Gao et al., 2017)، اما می‌توان آن را با توجه به هم‌زمانی سایر پیش‌بین‌های نیرومند در مدل تفسیر کرد. احتمال دارد حساسیت به طرد در سطح همبستگی ساده با افسردگی مرتبط باشد، اما هنگامی که نقش سبک‌های فرزندپروری، نشخوار فکری و به‌ویژه دشواری در تنظیم هیجان به‌طور هم‌زمان کنترل می‌شود، سهم منحصربه‌فرد آن کاهش یابد. شواهد طولی نشان داده‌اند که حساسیت به طرد خود تا حدی تحت تأثیر تجارب خانوادگی مانند فرزندپروری طردکننده و محدودکننده استقلال شکل می‌گیرد (Rowe et al., 2015). بنابراین، بخشی از واریانس آن ممکن است با عوامل خانوادگی مشترک باشد. همچنین یافته‌های آزمایشی جدید نشان داده‌اند که اگرچه طرد اجتماعی می‌تواند عاطفه منفی ایجاد کند، حساسیت به طرد لزوماً شدت واکنش عاطفی پس از طرد را به‌طور مستقل پیش‌بینی نمی‌کند (Engelskirchen et al., 2025). در مطالعات داخلی نیز حساسیت به طرد بیشتر در ارتباط با فشار اجتماعی و مشکلات ارتباطی بررسی شده است (Palangi et al., 2016) و ممکن است سهم آن در افسردگی وابسته به بافت، نوع روابط بین‌فردی و حضور سایر متغیرهای شناختی و هیجانی باشد.

قدرت تبیینی بالای مدل نیز یافته مهم دیگری بود. تبیین ۴۸.۰ درصد از واریانس دشواری در تنظیم هیجان و ۸۲.۲ درصد از واریانس نشانه‌های افسردگی نشان می‌دهد که ترکیب عوامل خانوادگی و شناختی با یک سازوکار هیجانی می‌تواند چارچوب نسبتاً جامعی برای فهم افسردگی در نوجوانان دختر فراهم کند. این نتیجه از دیدگاهی حمایت می‌کند که افسردگی را حاصل عملکرد مستقل یک عامل واحد نمی‌داند، بلکه آن را پیامد تعامل فرایندهای خانوادگی، شناختی و هیجانی تلقی می‌کند. مطالعات پیشین نیز هر یک بخشی از این چارچوب را تأیید کرده‌اند؛ برای مثال، نقش عوامل خانوادگی در افسردگی نوجوانان (Madmoli et al., 2016; Rahimi et al., 2018)، ارتباط فرزندپروری با مشکلات درونی‌سازی‌شده (Pinquart, 2017; Yap et al., 2014)، نقش تنظیم هیجان در علائم افسردگی (Mellat et al., 2022; Schäfer et al., 2017) و اهمیت نشخوار در افسردگی (Liu & Cai, 2026; Rood et al., 2009) در مطالعات مستقل گزارش شده است. در مجموع، یافته‌های حاضر این شواهد پراکنده را در قالب یک مدل منسجم گرد هم می‌آورد و نشان می‌دهد دشواری در تنظیم هیجان می‌تواند نقطه همگرایی بخش مهمی از مسیرهای خانوادگی و شناختی منتهی به افسردگی باشد. همچنین ارزیابی هم‌زمان سازه‌های مدل و تفکیک آن‌ها در چارچوب مدل‌یابی معادلات ساختاری امکان بررسی سهم منحصربه‌فرد هر متغیر را فراهم کرد؛ رویکردی که با توصیه‌های مربوط به سنجش اعتبار تمایزی در مدل‌های مبتنی بر واریانس همخوانی دارد (Henseler et al., 2015).

این پژوهش با چند محدودیت همراه بود. نخست، طرح پژوهش از نوع توصیفی-همبستگی و مقطعی بود و بنابراین، با وجود استفاده از مدل‌یابی معادلات ساختاری، نمی‌توان روابط مشاهده‌شده را به‌صورت قطعی علی تفسیر کرد. دوم، نمونه پژوهش تنها شامل دانش‌آموزان دختر شهر بوشهر بود و در نتیجه تعمیم یافته‌ها به پسران، نوجوانان سایر مناطق جغرافیایی یا نوجوانان خارج از محیط مدرسه باید با احتیاط انجام شود. سوم، همه متغیرهای پژوهش با ابزارهای خودگزارشی اندازه‌گیری شدند و احتمال اثر سوگیری پاسخ، مطلوبیت اجتماعی و محدودیت در خودآگاهی پاسخ‌دهندگان وجود دارد. چهارم، سبک‌های فرزندپروری بر اساس ادراک نوجوانان سنجیده شد و دیدگاه والدین یا مشاهده

E-ISSN: 2981-1759

مستقیم تعامل والد-فرزند وارد پژوهش نشد. پنجم، عوامل دیگری مانند وضعیت اقتصادی-اجتماعی خانواده، تعارض والدین، تجربه رویدادهای تنش‌زا، حمایت همسالان، کیفیت خواب و ویژگی‌های شخصیتی که ممکن است در افسردگی نوجوانان نقش داشته باشند، در مدل کنترل نشدند.

پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آینده از طرح‌های طولی استفاده کنند تا ترتیب زمانی روابط میان سبک‌های فرزندپروری، نشخوار فکری، تنظیم هیجان و افسردگی با دقت بیشتری مشخص شود. همچنین تکرار مدل در نمونه‌های پسران و انجام مقایسه‌های چندگروهی بر اساس جنسیت، سن و مقطع تحصیلی می‌تواند به روشن‌شدن تفاوت‌های تحولی کمک کند. استفاده هم‌زمان از گزارش نوجوان، والد و معلم و نیز مشاهده تعاملات خانواده می‌تواند اعتبار اندازه‌گیری متغیرهای خانوادگی را افزایش دهد. بررسی مدل در گروه‌های بالینی، نوجوانان دارای نشانه‌های شدید افسردگی و مناطق فرهنگی متفاوت نیز پیشنهاد می‌شود. افزون بر این، می‌توان متغیرهای دیگری مانند خودشفقتی، انعطاف‌پذیری شناختی، حمایت اجتماعی، سبک دلبستگی، استرس تحصیلی و کیفیت رابطه با همسالان را به مدل افزود و نقش تعدیل‌کنندگی عواملی مانند جنسیت والد، سن نوجوان و ساختار خانواده را بررسی کرد.

بر اساس یافته‌های پژوهش، برنامه‌های پیشگیرانه مدارس می‌توانند آموزش تنظیم هیجان را به‌عنوان یکی از محورهای اصلی ارتقای سلامت روان دختران نوجوان در نظر گیرند. آموزش شناسایی و نام‌گذاری هیجان‌ها، پذیرش هیجان منفی، کنترل تکانه، حل مسئله، بازسازی شناختی و کاهش نشخوار فکری می‌تواند در قالب کارگاه‌های مدرسه‌محور اجرا شود. همچنین پیشنهاد می‌شود والدین در برنامه‌های آموزش فرزندپروری با پیامدهای سبک‌های مستبدانه و سهل‌گیرانه و مزایای سبک مقتدرانه آشنا شوند و مهارت‌هایی مانند گفت‌وگوی هیجانی، تعیین حدود روشن، حمایت از استقلال و پاسخ‌دهی همدلانه را تمرین کنند. مشاوران مدارس نیز می‌توانند نوجوانانی را که سطوح بالایی از نشخوار فکری یا مشکلات تنظیم هیجان دارند زودتر شناسایی کرده و برای مداخلات هدفمند ارجاع دهند. طراحی برنامه‌های مشترک والد-نوجوان نیز می‌تواند به تقویت فضای هیجانی خانواده و کاهش عوامل خطر مرتبط با افسردگی کمک کند.

تشکر و قدردانی

از تمامی کسانی که در این پژوهش ما را یاری نمودند تشکر و قدردانی به عمل می‌آید.

تعارض منافع

در انجام مطالعه حاضر، هیچ‌گونه تضاد منافعی وجود ندارد.

مشارکت نویسندگان

در نگارش این مقاله تمامی نویسندگان نقش یکسانی ایفا کردند.

موازین اخلاقی

در انجام این پژوهش تمامی موازین و اصول اخلاقی رعایت گردیده است.

شفافیت داده‌ها

داده‌ها و مآخذ پژوهش حاضر در صورت درخواست از نویسنده مسئول و ضمن رعایت اصول کپی رایت ارسال خواهد شد.

حامی مالی

این پژوهش حامی مالی نداشته است.

References

Aldao, A., Nolen-Hoeksema, S., & Schweizer, S. (2010). Emotion-regulation strategies across psychopathology: A meta-analytic review. *Clinical psychology review*, *30*(2), 217-237. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.11.004

Azevedo, M. S., Meira, L., Câmara, D. P., Ferreira, T. B., & Martins, E. C. (2025). Parental emotion socialization and difficulties in emotion regulation in adolescents: A network analysis. *Journal of youth and adolescence*, *54*, 2778-2793. https://doi.org/10.1007/s10964-025-02222-8

Engelskirchen, L., Asbrand, J., & Tuschen-Caffier, B. (2025). Investigating social exclusion, affect and emotion regulation in young people using the ostracism online paradigm. *Scientific reports*, *15*, 24110. https://doi.org/10.1038/s41598-025-09565-z

Gao, S., Assink, M., Cipriani, A., & Lin, K. (2017). Associations between rejection sensitivity and mental health outcomes: A meta-analytic review. *Clinical psychology review*, *57*, 59-74. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2017.08.007

Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, *43*(1), 115-135. https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8

Karami, R., Sharifi, T., Nikkhah, M., & Ghazanfari, A. (2019). Effectiveness of Emotion Regulation Training Based on Gross's Model in Reducing Rumination and Social Anxiety among Female Students with a 60-Day Follow-Up. *Health Education and Health Promotion*, *7*(1), 1-9.

Liu, S., & Cai, B. (2026). A study on the symptomatic association between depressive symptoms and rumination in college students-based on latent profile analysis and network analysis. *Frontiers in psychology*, *17*, 1875520. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2026.1875520

Madmoli, Y., Madmoli, M., Ghashghaeinejad, N., & Basak, S. (2016). Prevalence of Depression and Its Associated Factors among Adolescents in Masjed Soleyman. *Journal of Pediatric and Neonatal Nursing*, *2*(4), 22-27.

McLaughlin, K. A., & Nolen-Hoeksema, S. (2011). Rumination as a transdiagnostic factor in depression and anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, *49*(3), 186-193. https://doi.org/10.1016/j.brat.2010.12.006

Mellat, N., Ebrahimighavam, S., Gholamali Lavasani, M., & Saadipour, E. (2022). The Effects of Stress and Egocentrism on Depression and Aggression in Adults: The Mediating Role of Difficulties in Emotion Regulation. *Knowledge and research in applied psychology*, *23*(3), 64-77.

Nazari Fardoei, Z., Forouzandeh, E., & Banitaba, S. M. (2022). Effectiveness of Autobiographical Memory Specificity Training on Cognitive Abilities, Emotion Regulation, and Alexithymia in Depressed Adolescent Girls. *Shefa Neuroscience Research Center Journal*, *10*(4), 62-70.

Palangi, A., Habibi, Y., & Ghaseminejad, M. A. (2016). Comparison of Social Pressure and Rejection Sensitivity in Students with and without Stuttering. *School and Educational Psychology*, *5*(3), 24-38.

Pinquart, M. (2017). Associations of parenting dimensions and styles with internalizing symptoms in children and adolescents: A meta-analysis. *Marriage & Family Review*, *53*(7), 613-640. https://doi.org/10.1080/01494929.2016.1247761

Rahimi, M., Meratian, N., & Zarei Mahmoudabadi, H. (2018). The Role of Family Communication Dimensions in Adolescent Depression: The Mediating Role of Cognitive Flexibility. *Principles of Mental Health*, *20*(5), 339-348.

Rong, L., Nie, Q., Teng, Z., Blain, S. D., & Wang, X. (2025). The effects of gender-specific parenting styles in the intergenerational transmission of emotional regulation difficulties to adolescents. *Journal of youth and adolescence*, *54*(11), 2909-2922. https://doi.org/10.1007/s10964-025-02261-1

Rood, L., Roelofs, J., Bögels, S. M., Nolen-Hoeksema, S., & Schouten, E. (2009). The influence of emotion-focused rumination and distraction on depressive symptoms in non-clinical youth: A meta-analytic review. *Clinical psychology review*, *29*(7), 607-616. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.07.001

Rowe, S. L., Zimmer-Gembeck, M. J., Rudolph, J., & Nesdale, D. (2015). A longitudinal study of rejecting and autonomy-restrictive parenting, rejection sensitivity, and socioemotional symptoms in early adolescents. *Journal of abnormal child psychology*, *43*(6), 1107-1118. https://doi.org/10.1007/s10802-014-9966-6

E-ISSN: 2981-1759

Schäfer, J. Ö., Naumann, E., Holmes, E. A., Tuschen-Caffier, B., & Samson, A. C. (2017). Emotion regulation strategies in depressive and anxiety symptoms in youth: A meta-analytic review. *Journal of youth and adolescence*, *46*(2), 261-276. https://doi.org/10.1007/s10964-016-0585-0

Xu, D., Peng, H., Zhou, Z., & Wang, J. (2025). The longitudinal impact of father presence on adolescent depressive symptoms: The mediating role of emotion beliefs and emotion regulation. *Behavioral Sciences*, *16*(1), 47. https://doi.org/10.3390/bs16010047

Yap, M. B. H., Pilkington, P. D., Ryan, S. M., & Jorm, A. F. (2014). Parental factors associated with depression and anxiety in young people: A systematic review and meta-analysis. *Journal of affective disorders*, *156*, 8-23. https://doi.org/10.1016/j.jad.2013.11.007