**Biannual Journal of Applied Counseling (JAC)**
**2025, 15(2), 71-86**
**Received: 15 Jan 2026**
**Accepted: 11 March 2026**
**DOI:10.22055/jac.2026.50498.2116**
**Original Article**

**دوفصلنامه مشاوره کاربردی**
**دانشگاه شهید چمران اهواز**
**۱۴۰۴، ۱۵(۲)، ۷۱-۸۶**
**دریافت: ۱۴۰۴/۱۰/۲۵**
**پذیرش: ۱۴۰۴/۱۲/۲۰**
**نوع مقاله: پژوهشی اصیل**

Open Access
Publish Free

# Psychometric Properties of the Persian Version of the Family Savoring Scale in Adolescents

**Hanieh Kheradmand Borujen[1] Zabihollah Kaveh Farsani[2] Mehrdad Hajhasan[3]**

1. M.A. Department of Counseling, Shahrekord University, Shahrekord, Iran
2. Associate Professor, Department of Counseling, Shahrekord University, Shahrekord, Iran (Corresponding Author)
KavehFarsani@sku.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Counseling, Shahrekord University, Shahrekord, Iran

**Citation:** kheradmand, H. , KavehFarsani, Z. and hajhasan, M. (2026). Psychometric Properties of the Persian Version of the Family Savoring Scale in Adolescents. *Biannual Journal of Applied Counseling, 15*(2), 71-86

## Abstract
Family savoring refers to process of attending to, maintaining, and sharing positive experiences among family members and playing an important role in enhancing positive emotions, family intimacy, and psychological well-being. Despite its importance, no psychometrically validated Persian instrument has been available to assess this construct in the Iranian population. Therefore, the present study aimed to examine the psychometric properties of the Persian version of the Family Savoring Scale. This study employed a descriptive-correlational design. The statistical population consisted of adolescents from Borujen city, who were selected through multistage cluster sampling. In Study 1, 133 male adolescents participated for exploratory factor analysis; in Study 2, 250 female adolescents participated for confirmatory factor analysis; and in Study 3, a total of 383 adolescents (the combined sample from Studies 1 and 2) participated to assess convergent and divergent validity. Participants completed the Family Savoring Scale (Luebbe, 2009), the Positive and Negative Affect Schedule (Watson, 1988), the Family Expressiveness Scale (Halberstadt, 1983), and the Responses to Positive Affect Scale (Feldman et al., 2008). Data were analyzed using SPSS and AMOS. Exploratory and confirmatory factor analyses supported the one-factor structure of the scale, and the indices for convergent and divergent validity were satisfactory. Moreover, Cronbach's alpha (0.948) and McDonald's omega (0.954) indicated excellent internal consistency. Overall, the findings demonstrate that the Persian version of the Family Savoring Scale demonstrates satisfactory validity and reliability among Iranian adolescents and can be used in research and interventions related to family and positive psychology.

**Keywords:** Family Savoring, Positive and Negative Affect, Family Expressiveness, Responses to Positive Affect

## Extended Abstract
### Introduction
Research on psychopathology has traditionally emphasized maladaptive functioning, depression, and anxiety. Over the past two decades, however, growing attention has shifted toward positive human functioning, individual strengths, and psychological flourishing (James & Walters, 2020; Lefdahl-Davis et al., 2020). Positive psychology interventions aim to improve quality of life by promoting positive emotions and adaptive cognitive processes (Waters et al., 2022). Within this perspective, savoring refers to the deliberate appreciation and regulation of positive experiences and has consistently been associated with enhanced well-being and reduced psychological distress (Bryant & Veroff, 2007; Chen et al., 2026).

Within the family context, family savoring refers to the process through which family members recognize, reinforce, and share positive experiences, thereby strengthening emotional closeness and family cohesion (Fredrick, 2017; Wang & Liu, 2025). This construct is conceptually consistent with the Broaden-and-Build Theory, which proposes that positive emotions facilitate the development of enduring psychological resources (Fredrickson, 2001), and the capitalization framework, which suggests that sharing positive experiences amplifies their emotional benefits (Gable & Reis, 2010). Unlike general measures of family functioning or social support, family savoring specifically reflects the active enhancement of positive emotional experiences within the family (Fredrick, 2017).

Although widely used instruments such as the McMaster Family Assessment Device (Epstein et al., 1983) and FACES (Olson, 2011) assess general family functioning, they do not directly measure the positive emotional processes underlying family savoring, and their relatively lengthy format may reduce their practical utility. The Family Savoring Scale (FSS; Luebbe, 2009) was developed as a brief measure for adolescents; however, its psychometric properties have not yet been examined in Iran. Given the influence of cultural values on family relationships and emotional expression (Markus & Kitayama, 1991), validation of a Persian version is warranted. Therefore, the present study aimed to evaluate the psychometric properties of the Persian version of the Family Savoring Scale among Iranian adolescents.

## Methods

This descriptive-correlational psychometric study was conducted to evaluate the psychometric properties of the Persian version of the Family Savoring Scale (FSS). The target population comprised 9,698 adolescents aged 12–18 years enrolled in middle and high schools in Borujen, Iran. Based on Cochran's formula for finite populations (95% confidence level, 5% margin of error), the required sample size was estimated at 370. To compensate for potential attrition, 383 adolescents were recruited using multistage cluster sampling.

The study was conducted in three independent phases. Study 1 included 133 male adolescents and examined the factorial structure of the Persian FSS using exploratory factor analysis (Principal Axis Factoring with Promax rotation). Sampling adequacy was assessed using the Kaiser–Meyer–Olkin index and Bartlett's test of sphericity, and internal consistency was evaluated using Cronbach's alpha and McDonald's omega. Study 2 included an independent sample of 250 female adolescents and tested the resulting 15-item one-factor model using confirmatory factor analysis in AMOS. Model fit was evaluated using $\chi^2$/df, CFI, TLI, IFI, RMSEA, and RMR, and reliability was assessed using Cronbach's alpha and McDonald's omega. Study 3 combined both samples (N = 383) to examine convergent and divergent validity. Participants completed the Family Savoring Scale together with the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS), the Responses to Positive Affect Questionnaire (RPA), and the Family Expressiveness Questionnaire (FEQ). Pearson correlation coefficients were calculated to evaluate convergent and divergent validity.

## Results

Exploratory factor analysis first confirmed the adequacy of the data for factor analysis (KMO = .931; Bartlett's test: $\chi^2(105) = 1172.34$, $p < .001$). The initial analysis of the 16-item version showed that Item 16 had a low communality (.07) and an inadequate factor loading (.27). Moreover, the item was conceptually inconsistent with the construct of family savoring because it referred to sharing positive events with individuals outside the family. Therefore, Item 16 was removed, resulting in a 15-item version. Following its removal, the explained variance increased from 50.86% to 53.81%, and the KMO value improved from .92 to .93.

The subsequent exploratory factor analysis supported a one-factor solution for the remaining 15 items, explaining 53.81% of the total variance. Factor loadings ranged from .635 (Item 15) to .806 (Item 13), with all loadings statistically significant ($p < .001$). Internal consistency was excellent, with a Cronbach's alpha of .938 and a McDonald's omega of .946.

Confirmatory factor analysis in an independent sample supported the one-factor model. The model demonstrated an acceptable fit to the data ($\chi^2 = 224.779$, $p < .001$; $\chi^2$/df = 2.555; CFI = .95; TLI = .94; IFI = .95; RMSEA = .07; RMR = .05). The scale also showed excellent internal consistency, with a Cronbach's alpha of .95 and a McDonald's omega of .95.

Evidence for convergent and divergent validity was obtained in the combined sample ($N = 383$). Family savoring was positively correlated with positive affect ($r = .50$, $p < .001$), positive rumination ($r = .37$, $p < .001$), dominant positive family expressiveness ($r = .50$, $p < .001$), and submissive positive family expressiveness ($r = .39$, $p < .001$). Significant negative correlations were observed with negative affect ($r = -.43$, $p < .001$), dominant negative family expressiveness ($r = -.30$, $p < .001$), and submissive negative family expressiveness ($r = -.17$, $p < .001$). In contrast, the correlation with dampening responses to positive affect was negligible and non-significant ($r = -.01$, $p = .72$). Furthermore, separate analyses for girls and boys showed a comparable pattern of correlations, supporting the stability of the validity evidence across gender.

## Discussion

The present study evaluated the psychometric properties of the Persian version of the Family Savoring Scale among Iranian adolescents. The findings demonstrated that the Persian version has a stable one-factor structure, satisfactory construct validity, and excellent internal consistency, supporting its use as a reliable and valid measure of family savoring. Despite the high Cronbach's alpha coefficient, examination of the inter-item correlation matrix indicated that none of the inter-item correlations exceeded .85, suggesting that the items were not redundant and adequately represented the construct.

One notable finding was the removal of Item 16 because of its low factor loading. The final Persian version therefore consisted of 15 items. This result may reflect cultural differences between the context in which the

original scale was developed and Iranian culture. Item 16 refers to sharing positive family experiences with people outside the family. In Iranian culture, where family relationships are central to emotional support and a sense of belonging, adolescents may not consider sharing positive family events with outsiders as part of family savoring. Moreover, in collectivistic cultures, such behaviors may even be perceived as inconsistent with family privacy (Hofstede, 2001). This interpretation is consistent with previous findings suggesting that emotional sharing is influenced by cultural values and that emotional support in collectivistic cultures is primarily sought within the family (Markus & Kitayama, 1991). Accordingly, the exclusion of this item appears to reflect cultural sensitivity rather than a weakness of the instrument.

The observed correlations also supported the construct validity of the scale. Family savoring was positively associated with positive affect, positive responses to positive emotions, and positive family expressiveness, whereas negative associations were found with negative affect and negative family expressiveness. These findings are consistent with the Broaden-and-Build Theory (Fredrickson, 2001), which proposes that positive emotions promote the development of enduring personal and interpersonal resources. Likewise, the positive association with positive rumination and the negligible association with dampening responses to positive affect are consistent with the capitalization framework (Gable & Reis, 2010), suggesting that sharing positive experiences within the family contributes to the maintenance and enhancement of positive emotions. The moderate magnitude of the correlations further indicates that family savoring is conceptually related to, yet distinct from, emotional expressiveness and responses to positive affect.

The relatively strong negative association between family savoring and negative affect may also suggest a potential protective role of family savoring in emotional functioning. From the perspective of Gross's (2015) process model of emotion regulation, attending to and reinforcing positive family experiences may facilitate adaptive emotion regulation within the family context. Nevertheless, because the present study employed a cross-sectional correlational design, causal inferences cannot be drawn, and longitudinal or experimental studies are needed to further examine this possibility.

Several limitations should be acknowledged. The study relied on self-report measures, test–retest reliability and criterion validity were not examined, and the sample was limited to adolescents from a single city. In addition, confirmatory factor analysis was conducted only among female adolescents, and measurement invariance across gender was not evaluated. Future studies are encouraged to examine the psychometric properties of the Persian Family Savoring Scale in parents and other age groups, evaluate gender invariance using multi-group confirmatory factor analysis, and investigate its criterion validity and temporal stability.

## Conclusion

The findings of the present study indicate that the Persian version of the Family Savoring Scale is a reliable and valid instrument for assessing family savoring among Iranian adolescents. The scale demonstrated a stable one-factor structure, excellent internal consistency, and satisfactory convergent and divergent validity. These findings support its use in research on positive psychology, adolescent mental health, and family relationships, as well as in the evaluation of family-based interventions aimed at promoting positive family interactions. Further research is recommended to validate the scale in parent samples and other populations.

## Ethical Considerations

This study was approved by the Ethics Committee of Shahrekord University (Code: IR.SKU.REC.1401.004). Written informed consent was obtained from all participants and their parents, and confidentiality and voluntary participation were ensured throughout the study.

## Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest for this study.

## Authors' Contribution

The first author was responsible for data collection and primary drafting. The corresponding author supervised the psychometric analyses and critical revisions, and the third author served as the research advisor.

## Acknowledgements

The authors express their sincere gratitude to all the adolescent participants, parents, and school administrators in Borujen for their cooperation and valuable contribution to this study.

دوفصلنامه مشاوره کاربردی
دانشگاه شهید چمران اهواز
۱۴۰۴، ۱۵(۲)، ۷۱-۸۶
دریافت: ۱۴۰۴/۱۰/۲۵
پذیرش: ۱۴۰۴/۱۲/۲۰
نوع مقاله: پژوهشی اصیل

Biannual Journal of Applied Counseling (JAC)
2025, 15(2), 71-86
Received: 15 Jan 2026
Accepted: 11 March 2026
DOI:10.22055/jac.2026.50498.2116
Original Article

Open Access
Publish Free

# بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس لذت‌بری خانواده نوجوانان[۱]

**هانیه خردمند بروجنی[۱]، ذبیح الله کاوه فارسانی[۲]، مهرداد حاجی حسنی[۳]**

۱. کارشناسی ارشد، گروه مشاوره، دانشکده ادبیات وعلوم انسانی، دانشگاه شهرکرد، شهرکرد، ایران
۲. دانشیار، گروه مشاوره، دانشگاه شهرکرد، شهرکرد، ایران KavehFarsani@sku.ac.ir
۳. دانشیار، گروه مشاوره، دانشگاه شهرکرد، شهرکرد، ایران

## چکیده

لذت‌بری خانواده به فرایند توجه، حفظ و اشتراک‌گذاری تجربیات مثبت میان اعضای خانواده اشاره دارد و نقش مهمی در تقویت هیجان‌های مثبت، صمیمیت خانوادگی و بهزیستی روان‌شناختی ایفا می‌کند. با وجود اهمیت این سازه، تاکنون ابزار فارسی دارای شواهد روان‌سنجی برای سنجش آن در جامعه ایرانی در دسترس نبوده است. بنابراین، پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس لذت‌بری خانواده انجام شد. پژوهش حاضر از نوع توصیفی – همبستگی و از مطالعات روان‌سنجی بود. جامعه آماری شامل نوجوانان شهرستان بروجن بود که با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. در مطالعه اول، ۱۳۳ نوجوان پسر برای تحلیل عاملی اکتشافی، در مطالعه دوم، ۲۵۰ نوجوان دختر برای تحلیل عاملی تأییدی و در مطالعه سوم، مجموع ۳۸۳ نوجوان برای بررسی روایی همگرا و واگرا شرکت کردند. شرکت‌کنندگان به مقیاس لذت‌بری خانواده (Luebbe, 2009)، مقیاس عاطفه مثبت و منفی (Watson, 1988)، مقیاس بیانگری خانواده (Halberstadt, 1983) و مقیاس پاسخ به عاطفه مثبت (Feldman, 2008) پاسخ دادند. داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS و AMOS تحلیل شدند. نتایج تحلیل‌های عاملی اکتشافی و تائیدی از ساختار تک عاملی مقیاس حمایت کرد و شاخص‌های روایی همگرا و واگرا نیز مطلوب بود. همچنین، ضرایب آلفای کرونباخ (۰/۹۴۸) و امگای مک‌دونالد (۰/۹۵۴) نشان‌دهنده پایایی درونی مطلوب مقیاس بودند. در مجموع، یافته‌ها نشان داد که نسخه فارسی مقیاس لذت‌بری خانواده از روایی و پایایی مطلوبی در نوجوانان ایرانی برخوردار است و می‌تواند به عنوان ابزاری معتبر و پایا در پژوهش‌ها و مداخلات مرتبط با خانواده و روان‌شناسی مثبت مورد استفاده قرار گیرد.

**واژه‌های کلیدی:** لذت‌بری خانواده، عاطفه مثبت و منفی، بیانگری خانواده، پاسخ به عاطفه مثبت

## مقدمه

در قرن گذشته، تمرکز اصلی حوزه روان‌شناسی بر مطالعه اختلال در عملکرد و پرداختن به موضوعاتی نظیر افسردگی، اضطراب و هیجانات منفی بود. با این حال، در یکی دو دهه اخیر، تقاضای فزاینده‌ای برای بررسی عملکردهای مثبت، مانند تجربیات ذهنی مثبت (positive subjective experiences)، شادی و صفات فردی بهینه (optimal individual traits) ظهور کرده است (Lefdahl-Davis et al., 2020). در این راستا، جنبش روان‌شناسی مثبت (positive psychology) با هدف تغییر مسیر تحقیقات روانشناختی از آسیب‌شناسی و بیماری‌ها به سوی مطالعه نقاط قوت انسانی، تقویت و عملکرد بهینه افراد و گروه‌ها ایجاد شد (James & Walters, 2020). این رویکرد با تاکید بر مثبت‌اندیشی و بهبود کیفیت زندگی از طریق مداخلات آموزشی و درمانی، می‌کوشد عوامل مؤثر بر ارتقای عملکرد مطلوب فردی و گروهی را تقویت کند (Rouhollahi et al., 2016, Waters et al., 2022).

مداخلات روان‌شناسی مثبت، فعالیت‌های طراحی شده‌ای برای افزایش فراوانی احساسات و تجربیات مثبت و همچنین تسهیلگر اعمال و افکاری هستند که به شکوفایی انسان منجر می‌شوند و امروزه به‌طور فزاینده‌ای در سراسر جهان مورد استفاده قرار می‌گیرند (Lambert et al., 2021). یکی از کلیدی‌ترین مداخلات در روان‌شناسی مثبت، لذت‌بری (savoring) است. لذت‌بری، چنان‌که برایانت و وراف (Bryant & Veroff, 2007) تعریف

---

۱. این پژوهش با کد اخلاق به شماره IR.SKU.REC.1401.004 ثبت شده است.

کرده‌اند، شامل آگاهی عمدی و قدردانی از تجارب مثبت است. افراد می‌توانند از گذشته (لذت‌بردن گذشته‌نگر)، حال (لذت‌بردن متمرکز بر حال) یا تجارب آینده‌ی مورد انتظار (لذت‌بردن آینده‌نگر) لذت ببرند (Bryant & Veroff, 2007). این سازه به دلیل ظرفیت بالای خود در افزایش هیجان‌های مثبت و بهزیستی روان‌شناختی و نیز کاهش هیجان‌های منفی، مانند افسردگی و اضطراب، توجه پژوهشگران بسیاری را به خود جلب کرده است (Chen et al., 2026; Sytine et al., 2018). بنابراین، لذت‌بری به عنوان یک ویژگی شخصیتی با ثبات است که پاسخ مستعد به یک تجربه مثبت را برمی‌انگیزد (Bryant & Smith, 2015)، هیجانات مثبت را افزایش می‌دهد و دیدگاه فرد را گسترش می‌بخشد (Fredrickson, 2001; Geiger et al., 2017).

در محیط خانواده، توانایی تنظیم افزایشی هیجانات مثبت (up-regulation of positive emotions)، یعنی استفاده از راهبردهایی برای افزایش شدت، تداوم یا فراوانی تجربه هیجان‌های مثبت و نیز قدردانی از لحظات مثبت ضروری است. برای مثال، هنگامی که والدین به طور فعال به هیجان مثبت فرزندان خود توجه کرده و آن را تقویت می‌کنند، اعضای خانواده مهارت‌های تنظیم هیجان بهتری کسب کرده، ظرفیت بیشتری برای لذت‌بردن از تجارب مثبت نشان می‌دهند و هیجان‌های مثبت کودکان و نوجوانان نیز افزایش می‌یابد (Gentzler & Root, 2019). به طور کلی، لذت‌بردن با بهزیستی بیشتر و خطر کمتر مشکلات سلامت روان در بزرگسالان و کودکان همراه است (Gao et al., 2025; Gentzler & Root, 2019; Sytine, 2019 )

نوعی خاصی از لذت‌بری، که بر دلبستگی، ذهن‌آگاهی و گسترش هیجانات مثبت متمرکز است، لذت‌بری خانواده (family savoring) است، که به فرایند توجه، حفظ و اشتراک‌گذاری تجربیات مثبت میان اعضای خانواده اشاره دارد. این سازه نشان می‌دهد که اعضای خانواده چگونه عواطف مثبت را تجربه، تقویت و با یکدیگر سهیم می‌شوند و از این طریق به ارتقای کیفیت روابط خانوادگی کمک می‌کنند (Fredrick, 2017). در محیط خانواده نیز شیوه پاسخ‌دهی اعضا به رویدادهای مثبت، نقش مهمی در شکل‌گیری احساس تعلق، صمیمیت و انسجام خانوادگی ایفا می‌کند (Wang & Liu, 2025).

یکی از بنیادی‌ترین چارچوب‌های نظری در حوزه هیجان‌های مثبت، نظریه گسترش و ساخت (Broaden-and-Build Theory) فردریکسون (Fredrickson, 2001) است. بر اساس این نظریه، هیجان‌های مثبت، برخلاف هیجان‌های منفی که دامنه توجه و عمل را محدود کرده و دیدی «تونلی» به فرد می‌دهند، گنجینه فکر–عمل (Thought–Action Repertoire) را گسترش داده و فرد را به کشف امکانات جدید، انعطاف‌پذیری بیشتر و رویارویی با موقعیت‌ها با ذهنی بازتر ترغیب می‌کنند. این گسترش لحظه‌ای، در طول زمان به «ساخت» منابع شخصی پایدار، از جمله منابع شناختی، روان‌شناختی و اجتماعی، منجر می‌شود که افراد می‌توانند در مواجهه با موقعیت‌های چالش‌برانگیز از آن‌ها بهره گیرند.

در ادامه این چارچوب نظری، پژوهش‌های گابل و ریس (Gable & Reis, 2010) مفهوم سرمایه‌گذاری روان‌شناختی (Capitalization) را مطرح کرده‌اند که به فرایند به‌اشتراک‌گذاری رویدادهای مثبت با دیگران و بهره‌گیری از پاسخ‌های آنان برای تعمیق و تداوم پیامدهای مثبت اشاره دارد. بر اساس این مدل، صرفِ وقوع یک رویداد مثبت برای ارتقای بهزیستی کافی نیست، بلکه نحوه واکنش فرد به آن رویداد، به‌ویژه از طریق گفت‌وگو با دیگران، و نوع پاسخی که از شنوندگان دریافت می‌کند، تعیین‌کننده پیامدهای نهایی آن است. در این چارچوب نظری، مبنای مفهومی سازه لذت‌بری خانواده را تبیین کرده و نشان می‌دهد کیفیت پاسخ‌های اعضای خانواده به تجربه‌های مثبت نوجوانان، یکی از مؤلفه‌های اساسی این سازه است. از این‌رو، برخورداری از ابزاری معتبر و پایا برای سنجش لذت‌بری خانواده، پیش‌نیازی ضروری برای پژوهش‌های آینده و طراحی و ارزیابی مداخلات مبتنی بر روان‌شناسی مثبت در بافت خانواده محسوب می‌شود.

اگرچه مفاهیمی مانند انسجام خانواده، حمایت خانوادگی و ابراز هیجان‌های مثبت با لذت‌بری خانواده مرتبط هستند، هر یک از این سازه‌ها جنبه متفاوتی از تعاملات خانوادگی را تبیین می‌کنند. به عنوان مثال لذت‌بری خانواده بر استفاده از نمایش‌های رفتاری عاطفه مثبت و به اشتراک گذاشتن آن با سایر اعضای خانواده تأکید دارد، زیرا این فرایند برای افزایش لذت‌بردن از تجارب مثبت و تقویت شادی در خانواده ضروری است (Fredrick, 2017).

لذت‌بری خانواده بیانگر چگونگی تقویت عاطفه مثبت در خانواده‌ها است (McKee et al., 2015) و با گرمی والدین، ابراز احساسات مثبت خانواده و عاطفه مثبت والدین ارتباط دارد (Fredrick, 2017 ). این سازه به طور خاص بر اشتراک‌گذاری فعال تجربیات مثبت و تداوم هیجان‌های خوشایند در تعاملات خانوادگی تاکید دارد و فراتر از وجود صرف روابط مثبت، فرایند تقویت و گسترش عواطف مثبت در بستر تعاملات خانوادگی را تبیین می‌کند (Fredrick, 2017 ).

با وجود اهمیت این سازه، بررسی ابزارهای موجود در ادبیات پژوهشی نشان می‌دهد که بیشتر پرسشنامه‌های خانواده بر جنبه‌های آسیب‌شناختی، تعارض‌ها یا کارکرد کلی خانواده متمرکز هستند و ابزار محدودی برای سنجش نحوه اشتراک‌گذاری تجربیات مثبت میان اعضای خانواده وجود دارد. برای نمونه، پرسشنامه خانواده‌سنجی مک‌مستر (The McMaster Family Assessment Device) از (Epstein et al., 1983) با ۶۰ گویه، کارکرد خانواده را در ابعادی مانند حل مسئله، ارتباط و نقش‌ها می‌سنجد اما رویکردی آسیب‌شناختی و مشکل‌محور دارد و نحوه اشتراک‌گذاری فعال تجربیات مثبت را در میان اعضای خانواده ارزیابی نمی‌کند؛ پرسشنامه گزارش شخصی خانواده (Self-Report Family Inventory) از ((Beavers et al., 1985 با ۳۶ گویه براساس مدل سیستم‌های بیورز (Beavers Systems Model) طراحی شده، و ابعادی نظیر تعارض، پیوستگی، ابرازگری و غیره را می‌سنجد ولی برنحوه اشتراک‌گذاری فعال تجربیات مثبت میان اعضای خانواده متمرکز نیست و بالاخره مقیاس ارزیابی انسجام و انطباق خانواده اولسون (Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scale) از (Olson, 2011) نیز علی‌رغم سنجش برخی جنبه‌های مثبت مانند ارتباط عاطفی و

همبستگی، نحوه اشتراک‌گذاری تجربیات مثبت را نمی‌سنجد و عمدتاً بر ارزیابی میزان پیوند عاطفی و تعادل آن متمرکز است و مختص خاص گروه نوجوانان نیست. از سوی دیگر، بسیاری از مقیاس‌های به دلیل تعداد سوالات زیاد، با چالش زمان اجرا مواجه هستند. در نتیجه، بر اساس جستجوی صورت گرفته در پایگاه‌های داده، پرسشنامه‌ای که هم تعداد سؤالات پایینی داشته باشد (برای کاهش زمان اجرا) و هم به طور خاص بتواند اشتراک‌گذاری تجربیات مثبت نوجوانان با والدین را بسنجد، در ایران یافت نشد. در این میان، مقیاس لذت‌بری خانواده (Luebbe, 2009) یکی از معدود ابزارهای اختصاصی است که این سازه را با ۱۶ گویه ارزیابی می‌کند و برای نوجوانان و والدین طراحی شده است. با این حال، تاکنون ویژگی‌های روان‌سنجی آن در جامعه ایرانی بررسی نشده است.

ضرورت پژوهش حاضر از دو جنبه ناشی می‌شود. نخست، بسیاری از ابزارهای سنجش روان‌شناختی در بستر فرهنگ‌های غربی تدوین شده‌اند؛ در حالی که پژوهش‌های بین‌فرهنگی نشان داده‌اند هنجارهای فرهنگی، به‌ویژه تفاوت میان فرهنگ‌های فردگرا و جمع‌گرا، می‌توانند بر شیوه ابراز هیجان، تعاملات خانوادگی و تجربه و اشتراک‌گذاری هیجان‌های مثبت تأثیر بگذارند (Markus & Kitayama, 1991; Triandis, 1995) از سوی دیگر، ارزش‌های فرهنگی در ایران به‌طور کلی افراد را به پرهیز از افشای مسائل و مشکلات خصوصی خانواده برای افراد خارج از خانواده ترغیب می‌کنند (Azad Aramaki, 2015). در نتیجه، الگوهای ابراز و اشتراک‌گذاری هیجان‌ها و نیز نحوه پاسخ‌دهی اعضای خانواده به رویدادهای مثبت ممکن است با انتظارات فرهنگی و احساس راحتی افراد همخوانی نباشد. همچنین، هنجارهای فرهنگی ایران معمولاً خویشتن‌داری در ابراز هیجان‌های منفی، به‌ویژه در روابط نزدیک خانوادگی، را تشویق می‌کنند؛ زیرا حفظ هماهنگی بین‌فردی و محافظت از دیگران اغلب بر بیان صریح هیجان‌های منفی اولویت دارد (Novin et al., 2009; Vaziri et al., 2019). از این‌رو، افراد ممکن است هیجانات مثبت و منفی خود را بیش از آنکه به‌طور مستقیم ابراز کنند، آن‌ها را پنهان کرده یا به شیوه‌های غیرمستقیم بیان کنند؛ الگویی که با بسیاری از فرهنگ‌های غربی تفاوت دارد. بنابراین، با توجه به اینکه ارزش‌ها و هنجارهای فرهنگی می‌توانند بر نحوه تجربه، ابراز و اشتراک‌گذاری هیجان‌های مثبت در روابط خانوادگی تأثیر بگذارند، نمی‌توان انتظار داشت ابزارهای تدوین‌شده در فرهنگ‌های غربی بدون بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی، از اعتبار و کارایی یکسانی در جامعه ایرانی برخوردار باشند. از این‌رو، بررسی روایی و پایایی نسخه فارسی مقیاس لذت‌بری خانواده، گامی ضروری برای اطمینان از تناسب فرهنگی، روایی سازه و قابلیت استفاده آن در پژوهش‌ها و مداخلات مبتنی بر روان‌شناسی مثبت در بافت فرهنگی ایران به شمار می‌رود. دوم، در صورت در دسترس بودن یک ابزار معتبر و کوتاه (۱۶ گویه‌ای)، پژوهشگران و درمانگران ایرانی می‌توانند لذت‌بری خانواده را با دقت بیشتری ارزیابی کرده و اثربخشی مداخلات مبتنی بر روان‌شناسی مثبت را در خانواده‌های ایرانی بررسی کنند.

با توجه به آنچه گفته شد، می‌توان گفت با وجود اهمیت لذت‌بری خانواده در تقویت هیجان‌های مثبت، انسجام خانوادگی و بهزیستی روان‌شناختی، تاکنون ابزار معتبری برای سنجش این سازه در جامعه ایرانی هنجاریابی و بررسی نشده است و همانطور که گفته شد بیشتر ابزارهای موجود خانواده، بر آسیب‌شناسی، تعارض‌ها یا کارکرد کلی خانواده تمرکز دارند و توانایی سنجش نحوه اشتراک‌گذاری فعال تجربیات مثبت میان اعضای خانواده را ندارند. افزون بر این، تفاوت‌های فرهنگی میان جامعه ایرانی و جوامع غربی می‌تواند بر شیوه ابراز هیجان‌ها، تعاملات خانوادگی و تجربه عواطف مثبت تأثیر بگذارد؛ بنابراین، بررسی روایی و پایایی نسخه فارسی این مقیاس ضروری به نظر می‌رسد. در صورت برخورداری این ابزار از ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوب، می‌توان از آن در پژوهش‌های مرتبط با روان‌شناسی مثبت، مطالعات خانواده و طراحی مداخلات ارتقادهنده روابط خانوادگی استفاده کرد. بر این اساس، پژوهش حاضر با هدف بررسی ساختار عاملی، روایی و پایایی نسخه فارسی مقیاس لذت‌بری خانواده در نوجوانان ایرانی انجام شد و به طور مشخص، این پژوهش به دنبال بررسی چند هدف است: ۱. بررسی ساختار عاملی پرسشنامه لذت‌بری خانواده؛ ۲. تأیید ساختار عاملی لذت‌بری در خانواده در یک نمونه مستقل؛ ۳. پایایی درونی مقیاس لذت‌بری خانواده و ۴. بررسی شواهد روایی همگرا و واگرای پرسشنامه لذت‌بری خانواده.

## روش

### جامعه، نمونه و روش نمونه‌گیری

روش پژوهش حاضر از نوع توصیفی و همبستگی و با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس لذت‌بری خانواده انجام شد. جامعه آماری شامل کلیه نوجوانان ۱۲ تا ۱۸ سال ساکن شهرستان بروجن که در دبیرستان‌های مقطع اول و دوم مشغول به تحصیل بودند و به تعداد ۹۶۹۸ نفر بود. بر اساس فرمول کوکران برای جامعه محدود (سطح اطمینان ۹۵ درصد و خطای قابل قبول ۵ درصد)، حجم نمونه ۳۷۰ نفر محاسبه گردید. با این حال، به منظور افزایش دقت و جبران ریزش احتمالی، ۳۸۳ نوجوان (شامل ۱۳۳ پسر و ۲۵۰ دختر) به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند .

پژوهش در سه مطالعه مستقل انجام شد. در مطالعه اول، ۱۳۳ نوجوان پسر برای بررسی ساختار عاملی اکتشافی شرکت کردند. در مطالعه دوم، ۲۵۰ نوجوان دختر برای آزمون ساختار عاملی تأییدی شرکت کردند. در مطالعه سوم، از نمونه ترکیبی ۳۸۳ نوجوان برای بررسی روایی همگرا و واگرای مقیاس استفاده شد.

در مطالعه اول، ۱۳۳ نوجوان پسر از میان دبیرستان‌های پسرانه شهر بروجن و براساس نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. میانگین سن شرکت‌کنندگان ۱۵/۰۸ سال (انحراف استاندارد: ۱/۶۷) و دامنه سنی آن‌ها ۱۲ تا ۱۸ سال بود. از بین پاسخ‌دهندگان، ۵۴/۸ درصد وضعیت اقتصادی خود را در سطح متوسط گزارش کردند. بالاترین فراوانی مدرک تحصیلی والدین براساس گزارش شرکت‌کنندگان، برای پدران مدرک لیسانس (۳۶/۶ درصد) و برای مادران مدرک دیپلم (۳۸ درصد) بود. همچنین میانگین مدت زمان ازدواج والدین ۲۳/۷۲ سال و میانگین سن والدین ۴۳/۲۳ سال (دامنه ۳۲ تا ۵۸ سال) گزارش شد. حجم نمونه مطالعه اول بر اساس توصیه‌های رایج در تحلیل عاملی اکتشافی مبنی بر استفاده از حداقل ۵ تا ۱۰ شرکت‌کننده به ازای هر گویه تعیین شد (Worthington & Whittaker, 2006). بنابراین، حجم نمونه ۱۳۳ نفری (حدود ۸/۳ شرکت‌کننده به ازای هر گویه) برای انجام تحلیل عاملی اکتشافی مناسب ارزیابی شد.

در مطالعه دوم، ۲۵۰ نوجوان دختر به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای از میان دبیرستان‌های دخترانه شهر بروجن انتخاب شدند. میانگین سنی شرکت‌کنندگان ۱۵ سال (انحراف استاندارد: ۱/۴۴) و دامنه سنی آن‌ها ۱۲ تا ۱۸ سال بود. از میان پاسخ‌دهندگان، ۵۳/۸ درصد وضعیت اقتصادی خود را در سطح متوسط گزارش کردند. بر اساس گزارش شرکت‌کنندگان، بیشترین فراوانی مدرک تحصیلی والدین برای پدران مدرک لیسانس (۳۱/۳ درصد) و برای مادران مدرک لیسانس (۳۲/۹ درصد) بود. همچنین میانگین مدت زمان ازدواج والدین ۲۳ سال و میانگین سن والدین ۴۵/۱۳ سال (دامنه ۳۲ تا ۶۸ سال) گزارش شد. برای تحلیل عاملی تأییدی، حجم نمونه بر اساس توصیه منابع روش‌شناختی که حداقل ۲۰۰ شرکت‌کننده را برای مدل‌های CFA مناسب می‌دانند، تعیین شد (Hoe, 2008). بنابراین حجم نمونه ۲۵۰ نفری برای آزمون مدل اندازه‌گیری کافی در نظر گرفته شد.

در مطالعه سوم، شرکت‌کنندگان از ترکیب نمونه مطالعه اول و نمونه مطالعه دوم تشکیل شدند و در مجموع ۳۸۳ نفر را شامل می‌شدند.

نمونه‌های مطالعه اول و دوم برای انجام تحلیل‌های عاملی به‌صورت جداگانه مورد استفاده قرار گرفتند؛ به‌گونه‌ای که مطالعه اول با ۱۳۳ نوجوان پسر برای تحلیل عاملی اکتشافی و مطالعه دوم با ۲۵۰ نوجوان دختر در یک نمونه مستقل برای تحلیل عاملی تأییدی انجام شد. در مرحله سوم، نمونه‌های دو مطالعه با مجموع ۳۸۳ نفر برای بررسی شواهد روایی همگرا و واگرای مقیاس مورد استفاده قرار گرفتند.

## ابزار اندازه‌گیری

**مقیاس لذت‌بری خانواده** (Family Savoring Scale): در پژوهش حاضر از نسخهٔ ۱۶ گویه‌ای مقیاس لذت‌بری خانواده که نخستین بار توسط لوب (Luebbe, 2009) تدوین شد، استفاده گردید. برای اهداف این پژوهش، گویه‌ها با استفاده از روش ترجمهٔ رفت و برگشتی توسط دو روانشناس دو زبانه به فارسی ترجمه شدند. سپس این نسخه در اختیار سه فرد متخصص خانواده قرار گرفت و پس از اعمال اصلاحات مجدداً به انگلیسی ترجمه و برای تأیید نهایی به سازنده تست قرار گرفت. این مقیاس شامل ۱۶ گویه است که بر اساس طیف لیکرت ۵ درجه‌ای، از ۱ (در مورد خانواده من اصلاً صادق نیست) تا ۵ (در مورد خانواده من بسیار صادق است) نمره‌گذاری می‌شوند. نمره کل از مجموع نمرات گویه‌ها به دست می‌آید و دامنه آن بین ۱۶ تا ۸۰ است. این مقیاس سازه لذت‌بری را به صورت تک عاملی با تاکید بر تجربه و اشتراک‌گذاری هیجانات مثبت میان اعضای خانواده می‌سنجد. اطلاعات مربوط به ویژگی‌های روان‌سنجی اولیه این مقیاس بر اساس گزارش (Fredrick, 2017) ارائه شده است. در آن پژوهش، ضریب آلفای کرونباخ برای مادران ۰/۹۶ و برای نوجوانان ۰/۹۵ گزارش شد.

**مقیاس عاطفه مثبت و منفی** (Positive and Negative Affect Schedule) (PANAS)**:** این مقیاس توسط واتسون و همکاران (Watson et al., 1988) در ۲۰ گویه و در دو خرده مقیاس (عاطفه مثبت و منفی) و در یک طیف لیکرت ۵ درجه‌ای، از ۱ (خیلی کم) تا ۵ (بسیار) طراحی شد. نمره کل مقیاس از طریق جمع نمرات گویه‌ها به دست می‌آید و دامنه نمرات بین ۲۰ تا ۱۰۰ است. واتسون و همکاران ((Watson et al., 1988 آلفای کرونباخ خرده‌مقیاس عاطفه مثبت را بین ۰/۸۶ تا ۰/۹۰ و خرده مقیاس عاطفه منفی را بین ۰/۸۴ تا ۰/۸۷، اعتبار آزمون از راه بازآزمایی با فاصله ۸ هفته‌ای برای خرده مقیاس عاطفه مثبت ۰/۶۸ و برای خرده مقیاس عاطفه منفی ۰/۷۱ گزارش کردند. در ایران و در پژوهش غضنفریان‌پور و چلبیانلو (Ghazanfariyan pour & Chalabianloo, 2021 ) ضریب آلفای کرونباخ برای خرده مقیاس‌های عاطفه مثبت و منفی به ترتیب ۰/۸۲ و ۰/۸۰ گزارش شده است. پایایی به روش آلفای کرونباخ در پژوهش حاضر، برای بعد عاطفه منفی ۰/۸۴ و برای بعد عاطفه مثبت ۰/۸۵گزارش می‌شود.

**مقیاس پاسخ به عاطفه مثبت** (Responses to Positive Affect Questionnaire) (RPA)**:** این مقیاس توسط فیلدمن و همکاران (Feldman et al., 2008) در ۱۷ گویه و بر اساس طیف لیکرت ۴ درجه‌ای از ۱ (هرگز) تا ۴ (همیشه) طراحی شد. نمره کل از مجموع نمرات گویه‌ها به دست می‌آید که حداقل و دامنه آن بین ۱۷ تا ۶۸ است. این مقیاس، سه خرده مقیاس از جمله نشخوار فکری مثبت متمرکز بر هیجان، نشخوار فکری مثبت متمرکز بر خود و کاهش شدت هیجان مثبت را ارزیابی می‌کند. فیلدمن و همکاران (Feldman et al., 2008) برای این سه خرده مقیاس به ترتیب، ضرایب آلفای کرونباخ ۰/۷۶، ۰/۷۹، ۰/۷۳را گزارش کردند. در ایران، عباسی و همکاران (Abasi et al., 2018) به دو عامل نشخوار فکری مثبت و عامل کاهش دهنده شدت دست یافتند و ضرایب آلفای کرونباخ آن‌ها را به ترتیب ۰/۸۱ و ۰/۸۳ گزارش کردند. در پژوهش حاضر نیز ضرایب آلفای کرونباخ برای عامل نشخوار فکری مثبت و عامل کاهش دهنده شدت به ترتیب ۰/۸۱ و ۰/۷۶ به دست آمد.

**مقیاس بیانگری خانواده** (Family Expressiveness Questionnaire) (FEQ)**:** این مقیاس توسط هالبراشتات وهمکاران ( Halberstadt et al., 1995) در ۴۰ سناریوی خانوادگی و در یک طیف لیکرتی ۹ درجه‌ای ۱ (نه به‌طور مکرر) تا ۹ (بسیار مکرر) نمره‌گذاری می‌شود. این مقیاس دارای ۴ خرده مقیاس شامل مثبت غالب، مثبت-تسلیم‌شونده، منفی-غالب و منفی-تسلیم‌شونده می‌باشد. هالبراشتات وهمکاران (Halberstadt et al., 1995) پایایی خرده مقیاس‌ها را به روش آلفای کرونباخ به ترتیب ۰/۸۷، ۰/۸۸، ۰/۸۸ و ۰/۷۵ گزارش کردند. در ایران سپهریان آذر و همکاران ( Sepehrian Azar et al., 2014) آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۸۴ گزارش کردند. همچنین پایایی به روش آلفای کرونباخ در پژوهش حاضر برای خرده مقیاس‌های مثبت غالب، مثبت-تسلیم‌شونده، منفی-غالب و منفی-تسلیم‌شونده به ترتیب، ۰/۷۷، ۰/۷۸، ۰/۷۹و ۰/۷۰ گزارش شد.

## روش اجرا

در مطالعه اول، ۱۳۳ نوجوان پسر بر اساس نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای از میان دبیرستان‌های پسرانه شهر بروجن انتخاب و به پرسش‌نامه‌های پژوهش پاسخ دادند .

در مطالعه دوم، ۲۵۰ نوجوان دختر به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای از میان دبیرستان‌های دخترانه شهر بروجن انتخاب شدند و ابزار پژوهش را تکمیل کردند .

در مطالعه سوم، از ترکیب شرکت‌کنندگان نمونه ۱ و نمونه ۲، در مجموع ۳۸۳ نفر، برای بررسی شواهد روایی همگرا و واگرا استفاده شد. شرکت‌کنندگان نمونه ۱ و نمونه ۲ پرسشنامه لذتبری خانواده را تکمیل کردند.

## تجزیه و تحلیل داده‌ها

در مطالعه اول، برای بررسی ساختار عاملی، تحلیل عاملی اکتشافی با روش استخراج محورهای اصلی (Principal Axis Factoring) انجام شد. کفایت نمونه‌گیری با شاخص KMO و آزمون کرویت بارتلت بررسی شد. پایایی درونی مقیاس به‌دست‌آمده با استفاده از آلفای کرونباخ و امگای مک‌دونالد (محاسبه‌شده از بارهای عاملی) ارزیابی شد .

در مطالعه دوم، برای بررسی ساختار عاملی تأییدی، مدل تک‌عاملی ۱۵ گویه‌ای با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی (CFA) در نرم‌افزار AMOS آزمون شد. برازش مدل بر اساس شاخص برازش تطبیقی(CFI) ، ریشه میانگین مربعات خطای تقریب(RMSEA) ، شاخص تاکر–لوئیس(TLI) ، ریشه میانگین مجذور باقیمانده(RMR) و شاخص برازش افزایشی (IFI) ارزیابی گردید. پایایی درونی مقیاس نیز با استفاده از آلفای کرونباخ و امگای مک‌دونالد محاسبه گردید .

در مطالعه سوم، برای بررسی روایی همگرا و واگرای پرسشنامه لذتبری خانواده، از ضریب همبستگی پیرسون استفاده شد. روایی همگرا از طریق محاسبه همبستگی بین نمره کل لذتبری خانواده با متغیرهایی که از نظر نظری با آن مرتبط هستند، شامل عاطفه مثبت، نشخوار فکری مثبت، کاهش‌دهندگی هیجانات مثبت و خرده‌مقیاس‌های مثبت–غالب و مثبت–تسلیم‌شونده بیانگری خانواده ارزیابی شد. همچنین همبستگی لذتبری خانواده با عاطفه منفی نیز در این بخش لحاظ گردید. روایی واگرا با دو رویکرد بررسی شد: الف) مقایسه الگوی همبستگی لذتبری خانواده و خرده‌مقیاس‌های مثبت و منفی بیانگری خانواده با عاطفه منفی، و ب) بررسی عدم وجود همبستگی بسیار قوی بین لذتبری خانواده با سازه‌های به‌ظاهر مرتبط اما متمایز.

برای بررسی ساختار عاملی، تحلیل عاملی اکتشافی با روش استخراج محورهای اصلی (Principal Axis Factoring) انجام شد. کفایت نمونه‌گیری با شاخص KMO و آزمون کرویت بارتلت بررسی شد. پایایی درونی مقیاس‌های به‌دست‌آمده با استفاده از آلفای کرونباخ و امگای مکدونالد (محاسبه شده از بارهای عاملی) ارزیابی شد.

## یافته‌ها

### هدف اول: بررسی ساختار عاملی پرسشنامه لذت‌بری خانواده

برای بررسی و اکتشاف وجود عامل یا عامل‌های مختلف در مقیاس از تحلیل عاملی اکتشافی استفاده می‌شود. در ابتدا آزمون کفایت نمونه برداری انجام شد. برای ارزیابی کفایت حجم نمونه برای تحلیل عاملی، از شاخص KMO و آزمون بارتلت استفاده شد. مقدار KMO بین ۰ تا ۱ است و مقادیر نزدیک به ۱ و بالاتر از ۰/۶ نشان‌دهنده مناسب بودن داده‌هاست. آزمون بارتلت نیز فرض ناهمبسته بودن متغیرها را می‌آزماید که رد این فرض (سطح معنی‌داری زیر ۰/۰۵) شرط لازم برای تحلیل عاملی است. همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، مقدار KMO درنمونه ۱۳۳ نفری برابر ۰/۹۳۱ و سطح معنی‌داری آزمون بارتلت کوچک‌تر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین داده‌های پژوهش برای تحلیل عاملی مناسب می‌باشند. لازم به ذکر است ابتدا تحلیل عاملی اکتشافی با روش استخراج تحلیل عامل اصلی بدون چرخش روی ۱۶ گویه انجام شد. نتایج نشان داد «اشتراک گویه

۱۶ برابر ۰/۰۷ و بار عاملی آن ۰/۲۷ بود که هر دو پایین‌تر از معیارهای پذیرفته شده (به ترتیب ۰/۲ و ۰/۴) قرار داشتند. پس از حذف این گویه، درصد واریانس تبیین شده از ۵۰/۸۶٪ به ۵۳/۸۱٪ افزایش یافت و KMO از ۰/۹۲۳ به ۰/۹۳۱ بهبود پیدا کرد. همچنین از نظر محتوایی، گویه ۱۶ به اشتراک‌گذاری رویدادهای مثبت با افراد خارج از خانواده اشاره داشت که با مفهوم لذت‌بری در خانواده، که بر تعاملات درون خانوادگی متمرکز است، همخوانی نظری کافی نداشت. از این‌رو، این گویه از نسخه نهایی مقیاس حذف شد و تحلیل عاملی روی ۱۵ گویه باقی‌مانده تکرار گردید. نتایج تحلیل را در جدول شماره ۱ ببینید.

جدول شماره ۱

شاخص‌های تحلیل عاملی و پایایی مقیاس لذت‌بری خانواده در نمونه ۱۳۳

| نمونه۱۳۳ | |
|---|---|
| KMO | ۰/۹۳۱ |
| آزمون بارتلت | $\chi^2$=۱۱۷۲/۳۴(۱۰۵)<br>p<۰/۰۰۱ |
| تعداد عامل | ۱ |
| واریانس تبیین شده | ۵۳/۸۱ |
| دامنه بارهای عاملی | از ۰/۶۳ (سوال ۱۵) تا ۰/۸۰(سوال ۱۳) |
| آلفای کرونباخ | ۰/۹۳۸ |
| امگای مک‌دونالد | ۰/۹۴۶ |

نتایج آزمون بر روی نمونه ۱۳۳نفری، یک عامل استخراج شد که به ترتیب ۵۳/۸۱٪ از واریانس کل را تبیین کرد. دامنه بارهای عاملی بین از ۰/۶۳ (سوال ۱۵) تا ۰/۸۰ (سوال ۱۳) متغیر بود. همچنین آلفای کرونباخ برابر با ۰/۹۳۸ و ضریب امگای مک‌دونالد برای ۰/۹۴۶ به دست آمد که هر دو حاکی از همسانی درونی مطلوب مقیاس بود. در ادامه، میانگین، انحراف استاندارد و بارهای عاملی گویه‌های مقیاس لذت‌بری خانواده در نمونه ۱۳۳ نفری در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول شماره ۲

میانگین، انحراف استاندارد و بارهای عاملی لذت‌بری خانواده

| آیتم | نمونه | بارهای عاملی | میانگین | انحراف استاندارد |
|---|---|---|---|---|
| وقتی اتفاق خوبی در خانواده من می‌افتد، ما می‌توانیم از آن نهایت لذت را ببریم. | ۱۳۳ | ۰/۶۹ | ۴/۰۸ | ۱/۰۵ |
| وقتی اتفاق خوبی در خانواده من می‌افتد، سعی می‌کنیم این احساسات مثبت را برای مدت طولانی حفظ کنیم. | ۱۳۳ | ۰/۷۸ | ۳/۶۹ | ۱/۰۸ |
| اگر فردی در خانواده من کار خوبی انجام دهد، ما برای یادآوری آن کار خوب، چیزهایی (مثلاً جوایز یا تصاویر) را در خانه می‌گذاریم. | ۱۳۳ | ۰/۷۲ | ۳/۲۰ | ۱/۲۰ |
| در خانواده من، برای موفقیت‌های یکدیگر به هم تبریک می‌گوییم. | ۱۳۳ | ۰/۶۹ | ۴/۱۳ | ۱/۱۲ |
| خانواده من در مورد اتفاقات مثبتی که در شرف وقوع هستند، هیجان‌زده می‌شوند. | ۱۳۳ | ۰/۶۹ | ۳/۵۶ | ۱/۱۵ |
| خانواده من می‌دانند چگونه از یک زمان خوب نهایت استفاده را ببرند. | ۱۳۳ | ۰/۷۳ | ۳/۴۴ | ۱/۰۴ |
| خانواده من دوست دارند وقایع مثبت را با صحبت کردن درباره آن‌ها برجسته کنند. | ۱۳۳ | ۰/۷۶ | ۳/۴۳ | ۱/۲۰ |
| اگر کار خوبی انجام دهم، سایر اعضای خانواده متوجه آن خواهند شد. | ۱۳۳ | ۰/۷۳ | ۳/۸۱ | ۱/۲۳ |
| خانواده من اغلب درباره اتفاق‌های مثبت صحبت می‌کنند | ۱۳۳ | ۰/۷۱ | ۳/۵۰ | ۱/۱۷ |
| در خانواده من، صحبت درباره چیزهای مثبت آسان است. | ۱۳۳ | ۰/۷۷ | ۳/۴۵ | ۱/۲۰ |
| ما خیلی تلاش می‌کنیم تا احساس خوب در خانواده برای مدت بیشتری دوام داشته باشد. | ۱۳۳ | ۰/۷۳ | ۳/۶۱ | ۱/۱۹ |
| ما در خانواده‌مان به دنبال راه‌هایی برای تشویق یکدیگر هستیم. | ۱۳۳ | ۰/۷۰ | ۳/۴۷ | ۱/۲۱ |
| وقتی احساس خوبی دارم، خانواده من به من کمک می‌کنند تا این احساس خوب را حفظ کنم. | ۱۳۳ | ۰/۸۰ | ۳/۵۸ | ۱/۲۶ |
| وقتی احساس خوبی دارم، خانواده‌ام به من کمک می‌کنند تا این احساس خوب حتی بیشتر شود. | ۱۳۳ | ۰/۷۸ | ۳/۴۷ | ۱/۲۵ |
| خانواده من دوست دارند موفقیت‌های گذشته را مطرح کنند و درباره آن‌ها بحث کنند. | ۱۳۳ | ۰/۶۳ | ۳/۳۷ | ۱/۳۱ |

برای بررسی ساختار عاملی تائیدی، مدل تک‌عاملی ۱۵ گویه‌ای با استفاده از تحلیل عاملی تائیدی (CFA) در نرم‌افزار AMOS آزمون شد. برازش مدل بر اساس شاخص برازش تطبیقی (CFI) ، شاخص تاکر–لوئیس (TLI)، ریشهٔ میانگین مربعات خطای تقریب (RMSEA) و ریشهٔ میانگین مجذور باقیمانده (RMR) ارزیابی گردید. براساس معیارهای رایج، مقادیر قابل قبول برای این شاخص‌ها به صورت CFI ≥۰/۹۰ ، ۰/۹۰ ≤ TLI، ۰/۰۸ ≤ RMSEA و۰/۰۸≤ RMR تعریف شد. پایایی درونی مقیاس نیز با استفاده از آلفای کرونباخ و امگای مکدونالد محاسبه گردید.

## هدف دوم: تأیید ساختار عاملی لذت‌بری در خانواده در یک نمونه مستقل

همان‌گونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، شاخص مجذور خی مدل یک‌عاملی برابر $\chi^2$ =۲۲۴/۷۷۹ (۰۰۱/ ۰ p ) معنادار است. نسبت مجذور خی به درجه آزادی ۲/۵۵۵= ($\chi^2$/df) کمتر از مقدار قراردادی ۳ است. شاخص برازش تطبیقی (CFI) برابر ۰/۹۵؛ شاخص تاکر–لوئیس (TLI) برابر ۰/۹۴و شاخص برازش افزایشی (IFI) برابر ۰/۹۵ می‌باشد که همه بالاتر از ۰/۹۰ هستند. همچنین ریشه میانگین مجذور خطای تقریب (RMSEA) برابر ۰/۰۷ و ریشه میانگین مجذور باقیمانده‌ها (RMR) برابر ۰/۰۵ است که در محدوده قابل قبول (کمتر از ۰/۸) قرار دارند. در مجموع، این شاخص‌ها نشان می‌دهند که مدل یک‌عاملی، برازش مطلوبی با داده‌ها دارد.

جدول ۳

شاخص های نیکویی برازش مدل برای بررسی روایی متغیرها نمونه ۲

| RMSEA | RMR | CFI | TLI | IFI | ($\chi^2$/df) | P | Df | $\chi^2$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ۰/۰۷ | ۰/۰۵ | ۰/۹۵ | ۰/۹۴ | ۰/۹۵ | ۲/۵۵۵ | ۰/۰۰۱ | ۸۸ | ۲۲۴/۷۷۹ |

## هدف سوم: پایایی درونی مقیاس لذت‌بری خانواده

پایایی درونی مقیاس لذت‌بری خانواده در نمونه مطالعه شماره ۲ بررسی شد. نتایج حاکی از آلفای کرونباخ ۰،۹۵۲ و امگای مکدونالد ۰،۹۵۸ بود. این مقادیر نشان‌دهنده پایایی درونی خوب برای این مقیاس است که با یافته‌های مطالعه شماره ۱ همسو می‌باشد.

## مطالعه شماره ۳

**شرکت‌کنندگان و روش اجرا:** مطالعه سوم از ترکیب شرکت‌کنندگان نمونهٔ ۱ و نمونهٔ ۲ تشکیل شد و در مجموع (N= ۳۸۳) را شامل می‌شد. با توجه به طبقه‌بندی Lee & Comrey (2013)، این حجم نمونه در سطح «Good» قرار می‌گیرد و از کفایت آماری برای بررسی شواهد روایی همگرا و واگرا از لازم برخوردار است.

## روش تحلیل داده‌ها

برای بررسی روایی همگرا و واگرای پرسشنامه لذت‌بری خانواده، از ضریب همبستگی پیرسون استفاده شد. روایی همگرا از طریق محاسبه همبستگی بین نمره کل لذت‌بری خانواده با متغیرهایی که از نظر نظری با آن مرتبط هستند، شامل: عاطفه مثبت، نشخوار فکری مثبت (به عنوان یکی از ابعاد پاسخ به عاطفه مثبت)، کاهش‌دهندگی هیجانات مثبت (بعد دیگر پاسخ به عاطفه مثبت)، و خرده‌مقیاس‌های مثبت-غالب و مثبت-تسلیم‌شونده بیانگری خانواده ارزیابی شد. همچنین همبستگی لذت‌بری خانواده با عاطفه منفی (به عنوان همبستگی معکوس مورد انتظار) نیز در این بخش لحاظ گردید.

**روایی واگرا با دو رویکرد بررسی شد**:

الف) مقایسه الگوی همبستگی لذت‌بری خانواده و خرده‌مقیاس‌های مثبت و منفی بیانگری خانواده با عاطفه منفی.

ب) بررسی عدم وجود همبستگی بسیار قوی بین لذت‌بری خانواده با سازه‌های به‌ظاهر مرتبط اما متمایز (نشخوار فکری مثبت، کاهش‌دهندگی هیجانات مثبت، و خرده‌مقیاس‌های بیانگری خانواده).

## هدف چهارم: بررسی شواهد روایی همگرا و واگرای پرسشنامه لذت‌بری خانواده

**روایی همگرا:** روایی همگرای پرسشنامه لذت‌بری خانواده با بررسی همبستگی‌های پیرسون بین نمره کل لذت‌بری خانواده و سازه‌های مرتبط نظری (عاطفه مثبت، عاطفه منفی، ابعاد پاسخ به عاطفه مثبت و خرده مقیاس‌های بیانگری خانواده) ارزیابی شد. همانطور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود:

جدول ۴

ماتریس همبستگی سنجش روایی واگرا وهمگرا

| | لذت‌بری خانواده | عاطفه مثبت | عاطفه منفی | نشخوار فکری مثبت | کاهش دهندگی هیجانات مثبت | مثبت غالب | مثبت تسلیم شونده | منفی غالب | منفی تسلیم شونده |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| لذت‌بری خانواده | ۱ | | | | | | | | |
| عاطفه مثبت | ۰/۵۰** | ۱ | | | | | | | |
| عاطفه منفی | −۰/۴۳** | −۰/۲۶** | ۱ | | | | | | |
| نشخوار فکری مثبت | ۰/۳۷** | ۰/۴۴** | −۰/۲۴** | ۱ | | | | | |
| کاهش دهندگی هیجانات مثبت | −۰/۰۱۸ | −۰/۰۱۲ | ۰/۲۲** | ۰/۳۶** | | | | | |
| مثبت غالب | ۰/۵۰** | ۰/۴۵** | −۰/۱۹** | ۰/۳۵** | ۰/۱۲* | ۱ | | | |
| مثبت تسلیم شونده | ۰/۳۹** | ۰/۴۰** | −۰/۱۵** | ۰/۲۹** | ۰/۱۰* | ۰/۷۶** | ۱ | | |
| منفی غالب | −۰/۳۰** | −۰/۱۲* | ۰/۴۳** | −۰/۱۰ | ۰/۲۶** | −۰/۰۲۵ | ۰/۰۵۶ | ۱ | |
| منفی تسلیم شونده | −۰/۱۷** | −۰/۰۷ | ۰/۴۴** | −۰/۱۹ | ۰/۳۰** | −۰/۲۸** | −۰/۳۱** | ۰/۶۱** | ۱ |

** P<۰/۰۰۱ * P<۰/۰۵

لذت‌بری خانواده با عاطفه مثبت همبستگی مثبت و نسبتاً قوی (r = ۰/۵۰، p< ۰/۰۱) و با عاطفه منفی همبستگی منفی و متوسط (r = −۰/۴۳، p< ۰/۰۱) دارد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که سطوح بالاتر لذت‌بری بالاتر با تجربه عواطف مثبت و تجربه کمتر عواطف منفی همراه است. همچنین لذت‌بری خانواده با نشخوار فکری مثبت (از پرسشنامه پاسخ به عاطفه مثبت) همبستگی مثبت و معنادار (r = ۰/۳۷، p< ۰/۰۱) نشان داد، در حالی که همبستگی آن با کاهش‌دهندگی هیجانات مثبت بسیار ضعیف و از نظر آماری غیر معنادار بود (r = −۰/۰۱، P> ۰/۰۵) دارد. این الگو بیانگر آن است که لذت‌بری خانواده با شیوه‌های سازگارانه پاسخ به هیجانات مثبت همسو است، اما با راهبرد کاهش‌دهندگی هیجان‌های مثبت ارتباط معناداری ندارد. علاوه بر این، لذت‌بری خانواده با خرده مقیاس‌های مثبت بیانگری خانواده (به‌عنوان یک سازه مرتبط نظری)، یعنی ابعاد مثبت-غالب (r = ۰/۵۰، p< ۰/۰۱) و مثبت-تسلیم‌شونده (r = ۰/۳۹، p< ۰/۰۱) همبستگی مثبت و معنادار و با خرده مقیاس‌های منفی غالب (r = −۰/۳۰، p< ۰/۰۱) و منفی- تسلیم‌شونده (r = − ۰/۱۷، p< ۰/۰۱) همبستگی منفی و معنادار داشت. در مجموع، همبستگی مثبت با سازه‌های مرتبط نظری و همبستگی منفی با سازه‌های متضاد شواهد مناسبی از روایی همگرای مقیاس لذت‌بری خانواده فراهم می‌کند.

**روایی واگرا:** روایی واگرا مقیاس لذت‌بری خانواده از دو جنبه بررسی شد: (الف) مقایسه الگوی همبستگی لذت‌بری خانواده با عاطفه منفی با الگوی همبستگی خرده مقیاس‌های بیانگری خانواده:

نتایج نشان داد لذت‌بری خانواده با عاطفه منفی همبستگی منفی متوسط (۰/۴۳-) دارد، در حالی که خرده مقیاس‌های مثبت-غالب (r = − ۰/۱۹، p< ۰/۰۱) و مثبت-تسلیم‌شونده (r = − ۰/۱۵، p< ۰/۰۱) با عاطفه منفی همبستگی های منفی ضعیف تری نشان دادند. در مقابل خرده‌مقیاس‌های منفی-غالب (r = ۰/۴۳، p< ۰/۰۱) و منفی-تسلیم‌شونده (r = ۰/۴۴، p< ۰/۰۱) با عاطفه منفی همبستگی مثبت و در حد متوسط داشتند. این الگوی متفاوت همبستگی‌ها نشان دهندهٔ تمایز نسبی سازه لذت‌بری خانواده از ابعاد مختلف بیانگری خانواده است. ب) همبستگی مقیاس لذت‌بری خانواده با سازه‌های مرتبط اما متمایز:

نتایج نشان داد همبستگی این مقیاس با کاهش‌دهندگی هیجانات مثبت بسیار ضعیف و غیر معنادار (r = − ۰/۰۱۸)؛ با نشخوار فکری مثبت (r = ۰/۳۷)؛ با مثبت-تسلیم‌شونده (r = ۰/۳۹)؛ با منفی-غالب (r = − ۰/۳۰) متوسط و با منفی-تسلیم شونده ضعیف (r = − ۰/۱۷) است. هیچ یک از ضرایب همبستگی به مقادیر بسیار بالا که نشان دهنده همپوشانی قابل توجه سازه‌ها باشد، نرسید. بنابراین یافته‌ها حاکی از آن است که پرسشنامه لذت بری خانواده، ضمن برخورداری از ارتباط مورد انتظار با سازه‌های مرتبط، از تمایز کافی نسبت به سازه‌های مشابه نیز برخوردار است. افزون بر این، همبستگی خرده‌مقیاس‌های مثبت-غالب (r = − ۰/۱۹) و مثبت-تسلیم‌شونده (r = − ۰/۱۵) با عاطفه منفی در مقایسه با همبستگی لذت‌بری خانواده با عاطفه منفی (r = − ۰/۴۳) از شدت کمتری برخودار است. این الگوی متفاوت همبستگی‌ها، بدون دلالت بر تفاوت آماری بین ضرایب، از تمایز نسبی سازه لذت‌بری خانواده نسبت به ابعاد بیانگری خانواده حمایت می‌کند.

همچنین، به‌منظور بررسی احتمال تأثیر جنسیت بر شواهد روایی، تحلیل همبستگی‌ها به‌طور جداگانه برای دختران و پسران انجام شد. نتایج نشان داد الگوی کلی روابط بین نمره لذت‌بری خانواده و متغیرهای ملاک در هر دو گروه مشابه است؛ به‌گونه‌ای که همبستگی لذت‌بری خانواده با

عاطفه مثبت در دختران و پسران به‌ترتیب ۰/۵۳ و ۰/۴۲، با عاطفه منفی به‌ترتیب ۰/۴۶- و ۰/۳۸-، با نشخوار فکری مثبت به‌ترتیب ۰/۳۶ و ۰/۳۹ و با بیانگری مثبت غالب به‌ترتیب ۵۴ /۰و ۰/۴۲ ( P۰/۰۰۱) معنادار بود. اگرچه شدت برخی ضرایب همبستگی بین دو گروه اندکی متفاوت بود و برخی روابط تنها در یکی از دو گروه از نظر آماری معنادار بودند، الگوی کلی روابط بین متغیرها در دختران و پسران مشابه بود. این یافته‌ها نشان می‌دهد که شواهد روایی همگرا و واگرای پرسشنامه لذت‌بری خانواده در هر دو جنس از ثبات و انسجام مناسبی برخوردار است.

## بحث

هدف پژوهش حاضر، بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس لذت‌بری خانواده در میان نوجوانان شهرستان بروجن بود. یافته‌ها نشان دادند که نسخه فارسی این ابزار از ساختار عاملی و تائیدی مناسب، روایی همگرا و واگرای مطلوب و پایایی درونی بسیار خوب برخوردار است و می‌تواند به‌عنوان ابزاری معتبر برای سنجش لذت‌بری خانواده در نوجوانان ایرانی مورد استفاده قرار گیرد. با وجود بالا بودن ضریب آلفای کرونباخ، بررسی ماتریس همبستگی بین‌گویه‌ای نشان داد هیچ‌یک از ضرایب همبستگی بین گویه‌ها از ۰/۸۵ فراتر نرفت؛ بنابراین، شواهدی مبنی بر افزونگی شدید یا همپوشانی قابل‌توجه محتوایی گویه‌ها مشاهده نشد.

یکی از یافته‌های مهم پژوهش حاضر حذف گویه ۱۶ از نسخه فارسی لذت‌بری خانواده به دلیل بار عاملی پایین بود. در نتیجه، نسخه نهایی در جامعه ایرانی از۱۶ گویه به ۱۵ گویه کاهش یافت. این یافته را می‌توان در چارچوب فرهنگی بین جامعه غربی (که مقیاس اصلی در آن ساخته شده) و جامعه ایرانی تبیین کرد. گویه حذف شده چنین بود: (وقتی اتفاق خوبی برای یکی از اعضای خانواده من رخ می‌دهد، آن را به افراد خارج از خانواده می‌گویم). همان‌طور که مشاهده می‌شود، این گویه بیشتر بر اشتراک‌گذاری تجربیات مثبت با افراد خارج از خانواده (مانند دوستان، همکلاسی‌ها یا همکاران) تأکید دارد، در حالی‌که در فرهنگ ایرانی، خانواده نقش محوری در تنظیم هیجان‌ها، حمایت عاطفی و تجربه تعلق به‌ویژه در دوره نوجوانی که تجربه‌های هیجانی مثبت عمدتاً در بستر روابط درون‌خانوادگی معنا پیدا می‌کنند، ایفا می‌کند. بنابراین نوجوانان ممکن است اشتراک‌گذاری تجربه‌های مثبت با افراد بیرون از خانواده را بخشی از مفهوم «لذت‌بری خانواده» تلقی نکنند. در فرهنگ ایرانی که فرهنگی جمع‌گرا (collectivist)با تأکید بر پیوندهای خانوادگی قلمداد می‌شود (Markus & Kitayama, 1991) ، نوجوانان ممکن است اشتراک‌گذاری رویدادهای مثبت خانوادگی با افراد بیرون از خانواده را نه تنها جزء لذت‌بری خانواده، بلکه حتی گاه نقض حریم خصوصی خانواده تلقی کنند. برعکس، در فرهنگ‌های فردگرای غربی، به اشتراک‌گذاری دستاوردها و تجربیات مثبت با دوستان و همسالان ارزش بیشتری داده می‌شود. بنابراین، حذف این گویه در نمونه ایرانی نه نشانه ضعف ابزار، بلکه نشانه حساسیت فرهنگی سازه لذت‌بری خانواده و لزوم باز تعریف مرزهای آن در جوامع جمع‌گرا است. این یافته با پژوهش‌های پیشین در حوزه تفاوت‌های فرهنگی در تنظیم هیجان و اشتراک‌گذاری هیجانی همسو است. برای مثال، پژوهش‌ها نشان داده‌اند که در فرهنگ‌های جمع‌گرا، حمایت عاطفی عمدتاً از درون خانواده تأمین می‌شود و افشای هیجانات مثبت به افراد خارج از خانواده ممکن است با ارزش‌هایی مانند فروتنی و محافظت از آبروی خانواده در تعارض باشد (Markus & Kitayama, 1991). از این رو حذف این گویه می‌تواند نشان‌دهنده حساسیت فرهنگی سازه باشد، نه ضعف ابزار. بنابراین، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، نسخه ۱۵ گویه‌ای مقیاس لذت‌بری خانواده در نمونه‌های دیگر ایرانی (مانند والدین) مورد بررسی مجدد قرار گیرد.

نتایج مربوط به روایی همگرا نشان داد که لذت‌بری خانواده با عاطفه مثبت، پاسخ به عاطفه مثبت و ابعاد مثبت بیانگری خانواده رابطه مثبت و معنادار و با عاطفه منفی و ابعاد منفی بیانگری خانواده رابطه منفی و معنادار دارد. این یافته‌ها با مبانی روان‌شناسی مثبت همسو هستند؛ زیرا لذت‌بری خانواده فرایندی است که طی آن اعضای خانواده تجربه‌های مثبت را به‌طور فعال حفظ، بازآفرینی و تقویت می‌کنند. بر اساس نظریه گسترش و ساخت (broaden-and-build theory) از فردریکسون (Fredrickson, 2001)، هیجان‌های مثبت حاصل از این فرایند موجب گسترش دامنه توجه، افزایش انعطاف‌پذیری شناختی و تقویت منابع فردی و بین‌فردی می‌شود؛ از این‌رو، خانواده‌هایی که رویدادهای مثبت را مورد توجه قرار داده و با بازخوردهای هیجانی مثبت به اشتراک می‌گذارند، به احتمال بیشتری سطوح بالاتری از عاطفه مثبت و سطوح پایین‌تری از عاطفه منفی را تجربه می‌کنند. همچنین، رابطه مثبت لذت‌بری خانواده با نشخوار فکری مثبت ( r =۰/۳۷) و رابطه منفی آن با کاهش‌دهندگی هیجان‌های مثبت ( r = ۰/۱۸-) را می‌توان در چارچوب نظریه بهره‌گیری از رویدادهای مثبت (capitalization) تبیین کرد؛ بر اساس این نظریه، اشتراک‌گذاری و بازگویی رویدادهای مثبت با دیگران موجب تقویت و تداوم هیجان‌های مثبت می‌شود (Gable & Reis, 2010). بر اساس این دیدگاه، زمانی که فرد تجربه مثبتی را با دیگران به اشتراک می‌گذارد و پاسخ فعال ـ سازنده دریافت می‌کند، شدت و دوام هیجان مثبت افزایش می‌یابد. در محیط خانواده، پاسخ‌های حمایتگرانه، همدلانه و مشتاقانه والدین یا سایر اعضا می‌تواند تجربه هیجان مثبت نوجوان را تقویت کرده و به تدریج الگوهای سازگارانه تنظیم هیجان مثبت را در او شکل دهد. بنابراین، همبستگی مشاهده شده میان لذت‌بری خانواده و پاسخ به عاطفه مثبت نشان می‌دهد که این سازه

بخشی از فرایند اجتماعی‌سازی هیجان مثبت در خانواده را منعکس می‌کند. این یافته با دیدگاه (Gross, 2015) نیز همخوان است که تنظیم هیجان را فرایندی تعاملی و وابسته به زمینه اجتماعی می‌داند. در واقع خانواده می‌تواند بستری برای یادگیری شیوه‌های سازگارانه پاسخ‌دهی به هیجان‌های مثبت فراهم کند.

یافته‌های مربوط به روایی واگرا نیز اهمیت ویژه‌ای دارند. اگرچه لذت‌بری خانواده با خرده مقیاس‌های مثبت بیانگری خانواده (مثبت-غالب با ضریب ۰/۵۰ و مثبت-تسلیم‌شونده با ضریب ۰/۳۹ و با نشخوار فکری مثبت ۰/۳۷) همبستگی مثبت و معنادار داشت، اما شدت این همبستگی‌ها در حد متوسط باقی ماند و به سطح همپوشانی کامل (مثلاً ۰/۷۰ و بالاتر) نرسید. به ویژه همبستگی لذت‌بری خانواده با کاهش‌دهندگی هیجانات مثبت ۰/۰۱۸ است که مقدار آن عملاً برابر با صفر محسوب می‌شود و این دو سازه هیچ رابطه خطی معناداری با یکدیگر ندارند. همچنین ضرایب همبستگی لذت‌بری خانواده با خرده مقیاس‌های منفی بیانگری خانواده (منفی-غالب : ۰/۳۰ -و منفی-تسلیم‌شونده: ۰/۱۷-) در دامنه ضعیف تا متوسط قرار دارند که حاکی از تمایز مفهومی مطلوب است.

این الگو نشان می‌دهد که لذت‌بری خانواده صرفاً معادل «بیان هیجان» یا «پاسخ به هیجان مثبت» نیست، بلکه سازه‌ای متمایز است که بر فرایند فعال توجه، اشتراک‌گذاری و تقویت تجربه‌های مثبت در تعاملات خانوادگی تأکید دارد. به بیان دیگر، ممکن است خانواده‌ای از نظر بیانگری هیجانی مثبت فعال باشد (مثلاً اعضای خانواده احساسات خود را به راحتی ابراز کنند)، اما الزاماً در تقویت و تداوم تجربه‌های مثبت اعضا موفق عمل نکند. همچنین فرد ممکن است توانایی پاسخ‌دهی به هیجان مثبت (مانند نشخوار فکری مثبت) را داشته باشد، اما این توانایی لزوماً در بستر روابط خانوادگی به اشتراک‌گذاری مؤثر تجربه‌های مثبت منجر نشود (مثلاً مهارت پاسخ‌دهی در روابط دوستانه به کار رود اما در خانواده تعمیم نیابد). از سوی دیگر، همبستگی عملاً صفر لذت‌بری خانواده با کاهش‌دهندگی هیجانات مثبت، گویای آن است که لذت‌بری خانواده ارتباط معناداری با گرایش به کاهش یا تضعیف هیجان‌های مثبت ندارد. این خود به‌وضوح تمایز سازه را نشان می‌دهد. بنابراین الگوی همبستگی‌های مشاهده شده نشان می‌دهد که لذت‌بری خانواده اگرچه با سازه‌های هیجانی و ارتباطی مرتبط است، اما از مرز مفهومی مستقلی برخوردار است و سازه‌ای افزوده در حوزه تعاملات مثبت خانوادگی محسوب می‌شود.

از سوی دیگر، همبستگی منفی نسبتاً قوی لذت‌بری خانواده با عاطفه منفی ($r = -۰/۴۳$) می‌تواند نشان دهنده نقش محافظتی احتمالی این سازه در برابر تجربه هیجان‌های منفی باشد. بر اساس مدل فرایندی تنظیم هیجان گراس (Gross, 2015)، لذت‌بری خانواده را می‌توان یک راهبرد تنظیم هیجان پیش‌فعل (antecedent-focused) در نظر گرفت؛ به این معنا که توجه به تجربه‌ها و تقویت هیجانات مثبت در بستر خانواده، ممکن است زمینه‌ای برای کاهش شدت واکنش‌های هیجانی منفی در مواجه با موقعیت‌های استرس‌زا فراهم کند. همچنین به نظر می‌رسد خانواده‌هایی که در آن‌ها تجربه‌های مثبت بیشتر مورد توجه، بازگویی و تقویت قرار می‌گیرند، فضای هیجانی امن‌تر و حمایت‌گرانه‌تری ایجاد می‌کنند که این الگو با سطوح پایین‌تر تجربه خلق منفی، احساس تنهایی و پریشانی هیجانی همسو است. با این حال، با توجه به ماهیت همبستگی–مقطعی پژوهش حاضر، این یافته‌ها بیانگر رابطه علّی نیستند و تأیید نقش محافظتی لذت‌بری خانواده مستلزم انجام پژوهش‌های طولی و تجربی است.

در مجموع، یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که نسخه فارسی سیاهه لذت‌بری خانواده ابزاری معتبر و پایا برای ارزیابی کیفیت اشتراک‌گذاری تجربه‌های مثبت در خانواده‌های ایرانی است. این ابزار می‌تواند در پژوهش‌های حوزه روان‌شناسی مثبت، روابط والد ـ فرزند، سلامت روان نوجوانان و مداخلات خانواده‌محور مورد استفاده قرار گیرد .

با وجود این، پژوهش حاضر دارای محدودیت‌هایی بود؛ از جمله استفاده از داده‌های خودگزارشی، عدم بررسی پایایی بازآزمایی، محدود بودن نمونه به نوجوانان یک شهرستان، بررسی نشدن هم‌ارزی اندازه‌گیری مقیاس بین دختران و پسران و ارزیابی نشدن روایی ملاکی. همچنین، تحلیل عاملی اکتشافی صرفاً در نمونه‌ای از نوجوانان پسر و تحلیل عاملی تأییدی در نمونه‌ای از نوجوانان دختر انجام شد. ازاین‌رو، اگرچه ساختار عاملی مقیاس در دو جنس بررسی شد، به دلیل اجرای دو نوع تحلیل عاملی در نمونه‌های متفاوت، مقایسه مستقیم و آزمون ناوردایی جنسیتی ساختار عاملی امکان‌پذیر نبود. بنابراین، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده، ساختار عاملی مقیاس در نمونه‌های مستقل از دختران و پسران با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی بررسی و با اجرای تحلیل عاملی تأییدی چندگروه (Multi-group Confirmatory Factor Analysis)، ناوردایی جنسیتی ساختار مقیاس آزمون شود. همچنین، با توجه به اینکه پژوهش حاضر تنها در نمونه‌ای از نوجوانان انجام شده است، پیشنهاد می‌شود ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی این مقیاس در نمونه والدین نیز به‌طور مستقل بررسی و اعتباریابی شود. افزون بر این، بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی این ابزار در گروه‌های سنی و فرهنگی مختلف و مطالعه نقش متغیرهایی مانند سبک فرزندپروری، دلبستگی و ویژگی‌های شخصیتی در لذت‌بری خانواده می‌تواند به گسترش شواهد اعتبار این مقیاس کمک کند.

## نتیجه‌گیری

یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد که نسخه فارسی مقیاس لذت‌بری خانواده از ساختار عاملی مناسب، همسانی درونی مطلوب و شواهد قابل قبول روایی همگرا و واگرا در میان نوجوانان ایرانی برخوردار است. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی از ساختار تک‌عاملی مقیاس حمایت کرد و حذف گویه ۱۶ نیز بیانگر حساسیت فرهنگی این سازه در جامعه ایرانی بود. روابط مثبت مقیاس با عاطفه مثبت، پاسخ به عاطفه مثبت و ابعاد مثبت بیانگری خانواده نشان داد که لذت‌بری خانواده با فرایندهای مثبت هیجانی و تعاملات سازگارانه خانوادگی ارتباط نزدیکی دارد. در مقابل، رابطه منفی آن با عاطفه منفی و ابعاد منفی بیانگری خانواده حاکی از نقش محافظتی این سازه در برابر تجربه هیجان‌های منفی بود. همچنین شدت پایین تا متوسط همبستگی‌ها با سازه‌های مرتبط نشان داد که لذت‌بری خانواده، علیرغم ارتباط با متغیرهای هیجانی و ارتباطی، از مرز مفهومی مستقلی برخوردار است و صرفاً بازتابی از بیانگری هیجانی یا پاسخ به هیجان مثبت نیست. در مجموع، این یافته‌ها از این دیدگاه حمایت می‌کنند که لذت‌بری خانواده نوعی فرایند تنظیم هیجان بین‌فردی است که از طریق توجه، اشتراک‌گذاری و تقویت تجربه‌های مثبت در بستر خانواده عمل می‌کند. بنابراین، نسخه فارسی این ابزار می‌تواند در پژوهش‌های حوزه روان‌شناسی مثبت، سلامت روان نوجوانان و نیز در ارزیابی لذت‌بری خانواده در میان نوجوانان ایرانی مورد استفاده قرار گیرد. همچنین می‌تواند در طراحی و ارزیابی مداخلات خانواده محور با هدف ارتقای تعاملات مثبت خانوادگی و بهزیستی روان‌شناختی نوجوانان به کار رود. با این حال کاربرد این ابزار برای والدین مستلزم بررسی و اعتبار یابی نسخه فارسی آن در نمونه‌های والدین در پژوهش‌های آینده است.

## ملاحظات اخلاقی پژوهش

این مقاله برگرفته شده از رساله کارشناسی ارشد نویسنده اول در رشته مشاوره خانواده در دانشگاه شهرکرد و دارای کد اخلاق به شماره IR.SKU.REC.1401.004 است. لازم به ذکر است که در تمامی مراحل اجرای پژوهش تمامی اصول اخلاقی مرتبط از جمله محرمانه بودن اطلاعات افراد شرکت‌کننده و اطلاعات پرسشنامه‌ها، بیان هدف پژوهش به شرکت‌کنندگان در پژوهش، دریافت رضایت آگاهانه شرکت کنندگان در پژوهش و اختیار خروج از پژوهش رعایت شده است.

## حمایت مالی

این مقاله تحت حمایت مالی–معنوی ارگان یا نهادی نبوده و با هزینه شخصی نویسندگان انجام شده است.

## تعارض منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ تضاد منافعی در این پژوهش وجود ندارد

## سهم نویسندگان

نویسنده اول اقدامات اجرایی و جمع آوری داده‌های این پژوهش را بر عهده داشته، راهبردی پژوهش توسط نویسنده مسئول صورت گرفته و نویسنده سوم در بازبینی مقاله پژوهش نقش داشتند.

## سپاسگزاری

نویسندگان مقاله از کلیه شرکت کنندگان در پژوهش که با شرکت خود در پژوهش، به روند اجرای پژوهش کمک کردند، نهایت سپاس را دارند.

## Reference

Abasi, I., Feldman, G., Farazmand, S., Pourshahbaz, A., & Sarichloo, M. E. (2018). A psychometric evaluation of Iranian version of the Responses to Positive Affect (RPA) Questionnaire. *Iranian Journal of Psychiatry and Behavioral Sciences, 12*(4), e11923. https://doi.org/10.5812/ijpbs.11923

Azad Aramaki, T. (2015). *Sociology of the Iranian family*. SAMAT. (Persian)

Beavers, W. R., Hampson, R. B., & Hulgus, Y. F. (1985). *Self-report family inventory*. Southwest Family Institute.

Bryant, F. B., & Smith, J. L. (2015). Appreciating life in the midst of adversity: Savoring in relation to mindfulness, reappraisal, and meaning. *Psychological Inquiry, 26*(4), 315–321. https://doi.org/10.1080/1047840X.2015.1075351

Bryant, F. B., & Veroff, J. (2007). *Savoring: A new model of positive experience*. Psychology Press.

Chen, P. H., Tung, H. H., Wu, Y. C., & Sie, J. (2026). Effectiveness of savoring interventions: A systematic review and meta-analysis of randomized controlled trials. *Applied Psychology: Health and Well-Being, 18*(2), e70134. https://doi.org/10.1111/aphw.70134

Comrey, A. L., & Lee, H. B. (2013). *A first course in factor analysis*. Psychology Press.

Epstein, N. B., Baldwin, L. M., & Bishop, D. S. (1983). The McMaster family assessment device. *Journal of Marital and Family Therapy, 9*(2), 171–180. https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.1983.tb01497.x

Feldman, G. C., Joormann, J., & Johnson, S. L. (2008). Responses to positive affect: A self-report measure of rumination and dampening. *Cognitive Therapy and Research, 32*, 507–525. https://doi.org/10.1007/s10608-006-9083-0

Fredrick, J. W. (2017). *Examining the association between family savoring and adolescent depression* [Doctoral dissertation, Miami University].

Fredrickson, B. L. (2001). The role of positive emotions in positive psychology: The broaden-and-build theory of positive emotions. *American Psychologist, 56*(3), 218–226. https://doi.org/10.1037//0003-066X.56.3.218

Gable, S. L., & Reis, H. T. (2010). Good news! Capitalizing on positive events in an interpersonal context. In M. P. Zanna (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (Vol. 42, pp. 195–257). Elsevier. https://doi.org/10.1016/S0065-2601(10)42004-3

Gao, M., Hashim, I. H. M., & Ostovar, S. (2025). Profiles of savoring beliefs and their associations with savoring strategies and subjective well-being: A latent profile analysis. Personality and Individual Differences, 246, 113373. https://doi.org/10.1016/j.paid.2025.113373

Geiger, P. J., Morey, J. N., & Segerstrom, S. C. (2017). Beliefs about savoring in older adulthood: Aging and perceived health affect temporal components of perceived savoring ability. *Personality and Individual Differences, 105*, 164–169. https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.09.049

Gentzler, A. L., & Root, A. E. (2019). Positive affect regulation in youth: Taking stock and moving forward. *Social Development, 28*(2), 323–332. https://doi.org/10.1111/sode.12362

Ghazanfariyan Pour, S., & Chalabianloo, G. (2021). The effectiveness of a short-time self-compassion intervention program on positive and negative affect and life satisfaction. *Rooyesh-e-Ravanshenasi Journal, 10*(3), 121–134. (Persian)

Gross, J. J. (2015). The extended process model of emotion regulation: Elaborations, applications, and future directions. *Psychological Inquiry, 26*(1), 130–137. https://doi.org/10.1080/1047840X.2015.989751

Halberstadt, A. G., Cassidy, J., Stifter, C. A., Parke, R. D., & Fox, N. A. (1995). Self-expressiveness within the family context: Psychometric support for a new measure. *Psychological Assessment, 7*(1), 93–103. https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.1.93

Hoe, S. L. (2008). Issues and procedures in adopting structural equation modeling technique. *Journal of Applied Quantitative Methods, 3*(1), 76–83.

Hofstede, G. (2001). *Culture's consequences: Comparing values, behaviors, institutions, and organizations across nations* (2nd ed.). Sage Publications.

James, T., & Walters, V. (2020). How positive is positive psychology in an enabling program?: Investigating the transformative power of positive psychology for enabling students. *Australian Journal of Adult Learning, 60*(2), 170–189.

Lambert, L., Warren, M. A., Schwam, A., & Warren, M. T. (2021). Positive psychology interventions in the United Arab Emirates: Boosting wellbeing–and changing culture? *Current Psychology*, 1–14. https://doi.org/10.1007/s12144-021-02080-0

Lefdahl-Davis, E. M., Stefan, D., Huffman, L., & Alayan, A. (2020). Positive psychology during a pandemic: REFRAME for well-being. *European Journal of Applied Positive Psychology, 4*(18), 1–15. https://www.nationalwellbeingservice.org/volumes/volume-4-2020/volume-4-article-18/

Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review, 98*(2), 224–253. https://doi.org/10.1037/0033-295X.98.2.224

McKee, L. G., Faro, A. L., O'Leary, J. L., Spratt, K. H., & Jones, D. J. (2015). Socializing positive emotion: A qualitative study of African American single mothers and their adolescent youth. *Family Relations, 64*(5), 635–650. https://doi.org/10.1111/fare.12160

Novin, S., Banerjee, R., Dadkhah, A., & Rieffe, C. (2009). Self-reported use of emotional display rules in the Netherlands and Iran: Evidence for sociocultural influence. *Social Development, 18*(2), 397–412. https://doi.org/10.1111/j.1467-9507.2008.00485.x

Olson, D. (2011). FACES IV and the circumplex model: Validation study. *Journal of Marital and Family Therapy, 37*(1), 64–80. https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.2009.00175.x

Rouhollahi, M., Khodabakhshi, A., & Taghvaee, D. (2016). Effects of positive psychology on irrational beliefs and quality of life in depressed patients. *Indian Journal of Positive Psychology, 7*(2), 209–211.

Sepehrian Azar, F., Asadi Majreh, S., Asadnia, S., & Farnoodi, L. (2014). The relationship between attachment and coping styles with emotion dysregulation in adolescence. *Studies in Medical Sciences, 25*(10), 922–930. http://umj.umsu.ac.ir/article-1-2548-en.html. (Persian)

Sytine, A. I. (2019). *The role of savoring positive experiences when faced with challenge and hindrance demands: A longitudinal study* [Doctoral dissertation, Clemson University].

Sytine, A. I., Britt, T. W., Pury, C. L., & Rosopa, P. J. (2018). Savouring as a moderator of the combat exposure–mental health symptoms relationship. *Stress and Health, 34*(4), 582–588. https://doi.org/10.1002/smi.2822

Triandis, H. C. (1995). *Individualism and collectivism*. Westview Press.

Vaziri, A., Esmaeilinasab, M., Hamdieh, M., & Farahani, H. (2019). Cultural obstacles in emotion expression among patients with somatic symptom disorder in an Iranian sample: A qualitative study. *International Journal of Behavioral Sciences, 13*, 8–13.

Wang, H., & Liu, X. (2025). The relation between family intimacy and preschoolers' social–emotional competence: The mediating role of psychological resilience and the moderating role of family–preschool interaction. *Behavioral Sciences, 15*(11), 1564. https://doi.org/10.3390/bs15111564

Waters, L., Algoe, S. B., Dutton, J., Emmons, R., Fredrickson, B. L., Heaphy, E., Moskowitz, J. T., Neff, K., Niemiec, R., & Pury, C. (2022). Positive psychology in a pandemic: Buffering, bolstering, and building mental health. *The Journal of Positive Psychology, 17*(3), 303–323. https://doi.org/10.1080/17439760.2021.1871945

Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology, 54*(6), 1063–1070. https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063

Worthington, R. L., & Whittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist, 34*(6), 806–838. https://doi.org/10.1177/0011000006288127

© 2025 The Author(s). Published by Shahid Chamran University of Ahvaz. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited