

ORIGINAL ARTICLE

Prediction of Procrastination Based on Attachment Styles in Students of University of Tehran: With Shame as a Mediator Variable

Hossein Dehghani¹, Samaneh Salimi^{*2}, Mahdi Karvandi³

1. M.A. Student, Educational Psychology, Faculty of Psychology and Educational Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran.

2. Assistant Prof., Counseling, Faculty of Psychology and Educational Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran.

3. Ph.D. Student, Educational Measurement and Evaluation, Faculty of Psychology and Educational Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran.

Correspondence:

Samaneh Salimi

Email: salimi.samaneh@ut.ac.ir

Received: 19/Mar/2024

Revised: 27/May/2024

Accepted: 30/Jul/2024

How to cite:

Dehghani, H.; Salimi, A.; Karvandi, M. (2024). Prediction of Procrastination Based on Attachment Styles in Students of University of Tehran: With Shame as a Mediator Variable, *Journal of Social Cognition*, 13 (26), 117-130. (DOI: [10.30473/sc.2025.74122.3057](https://doi.org/10.30473/sc.2025.74122.3057))

ABSTRACT

This study investigates the role of attachment styles (secure, avoidant, and ambivalent) in predicting academic procrastination, with shame as a mediating factor. The research employs a descriptive-correlational and Structural Equation Modeling (SEM), with a sample of 200 students from the University of Tehran, selected through random sampling. Data collection was conducted using the Adult Attachment Questionnaire (Hazan & Shaver, 1987), the Shame Scale (Cohen et al., 2018), and the Academic Procrastination Scale (Solomon & Rothblum, 1984). Path analysis using JASP software revealed that ambivalent attachment style had a significant impact on both shame and academic procrastination ($P < 0.01$), while secure and avoidant attachment styles showed no significant relationship with these variables ($P > 0.05$). Additionally, shame directly influenced academic procrastination ($P < 0.05$), but its mediating role between attachment styles and procrastination was not confirmed. This may be due to the limited sample size and reliance on self-report instruments, which might reduce the sensitivity for detecting indirect effects. The proposed model explained 21% of the variance in shame and 23% of the variance in academic procrastination. These findings suggest that individuals with an ambivalent attachment style, due to their heightened sensitivity to social approval, are more prone to experiencing shame and engaging in academic procrastination. In contrast, those with secure and avoidant attachment styles seem less affected by shame in the context of procrastination. The results highlight the importance of considering attachment styles and emotional regulation strategies in interventions aimed at reducing procrastination and improving students' academic performance. Future research should explore the influence of emotional regulation in mitigating the effects of shame on procrastination.

KEYWORDS

Academic procrastination, Avoidant attachment style, Ambivalent attachment style, Secure attachment style, Shame.



Introduction

Academic procrastination is a common and maladaptive behavior that negatively affects students' academic achievement and psychological well-being. Previous studies have highlighted its association with self-regulation deficits, low academic performance, and emotional difficulties. Among the various factors influencing procrastination, attachment styles and shame proneness have drawn considerable attention. Attachment theory, as proposed by Bowlby (1973) and further developed by Hazan and Shaver (1987), suggests that secure, avoidant, and ambivalent attachment patterns can influence emotional regulation and interpersonal functioning. Shame, as a self-conscious emotion, is also believed to play a critical role in avoidance behaviors, including procrastination. However, empirical findings regarding the mediating role of shame in the relationship between attachment styles and academic procrastination remain inconsistent.

The present study aimed to examine the predictive role of attachment styles in academic procrastination, while considering shame as a possible mediating variable, among students of the University of Tehran.

Method

This research employed a descriptive–correlational design and structural equation modeling (SEM). The statistical population consisted of undergraduate students of the University of Tehran during the academic year 2023–2024. From this population, a total of 200 students (121 male and 79 female) were selected through random sampling. Data collection was carried out using three standardized instruments: (1) the Adult Attachment Questionnaire developed by Hazan and Shaver (1987) to assess secure, avoidant, and ambivalent attachment styles; (2) the GASP Shame Scale by Cohen et al. (2018) to evaluate proneness to shame; and (3) the Academic Procrastination Scale by Solomon and Rothblum (1984) to measure procrastination tendencies in academic tasks.

The data were analyzed using JASP software and SEM with maximum likelihood estimation. Indices of model fit, such as CFI, TLI, RMSEA, and SRMR, were examined to evaluate the adequacy of the hypothesized model.

Results

Path analysis revealed that ambivalent attachment style had a significant positive effect on both shame and academic procrastination ($\beta = 0.066$, $p < 0.001$ for shame; $\beta = 0.050$, $p < 0.001$ for procrastination). In contrast, secure and avoidant attachment styles did not show significant direct relationships with either shame or procrastination ($p > 0.05$). Shame was found to significantly predict academic procrastination ($\beta = 0.257$, $p = 0.044$), indicating that students with higher levels of shame were more likely to procrastinate in their academic tasks. However, the mediating role of shame in the relationship between attachment styles and procrastination was not statistically supported.

The final model accounted for 21% of the variance in shame and 23% of the variance in academic procrastination. Fit indices indicated a satisfactory model fit: CFI = 0.985, TLI = 0.971, SRMR = 0.038, and RMSEA = 0.064 (90% CI: 0.017–0.104).

Discussion and Conclusion

The findings highlight the specific role of ambivalent attachment in fostering both shame and procrastination. Students with ambivalent attachment, due to their heightened sensitivity to interpersonal evaluation and social approval, appear more vulnerable to experiencing shame and subsequently engaging in procrastination. Conversely, secure and avoidant attachment styles did not significantly relate to procrastination in this study, suggesting that these styles may offer relative protection against the negative impact of shame in academic contexts. The direct relationship between shame and procrastination emphasizes the importance of emotional

regulation strategies in addressing procrastination. Interventions that target maladaptive shame responses and promote healthier coping mechanisms may reduce academic procrastination among students.

Although the mediating role of shame was not confirmed, this could be attributed to limitations such as the reliance on self-report instruments and the relatively small sample size, which may have constrained the detection of indirect effects. Overall, the study underscores the need to incorporate attachment-based perspectives and emotion-focused interventions in educational counseling and psychological services aimed at decreasing procrastination. Future research is recommended to explore additional mediators such as emotion regulation and self-compassion, and to employ longitudinal or experimental designs to clarify causal relationships.

Keywords

Academic procrastination, Avoidant attachment style, Ambivalent attachment style, Secure attachment style, Shame.

«مقاله پژوهشی»

پیش‌بینی اهمال کاری دانشجویان دانشگاه تهران بر اساس سبک‌های دلبستگی: با نقش میانجی شرم

حسین دهقانی^۱، سمانه سلیمی^{۲*}، مهدی کروندی^۳

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی نقش سبک‌های دلبستگی (ایمن، اجتنابی و دوسوگرا) در پیش‌بینی اهمال کاری تحصیلی با میانجی‌گری شرم پرداخته است. این پژوهش توصیف همبستگی و با روش مدل معادلات ساختاری بوده و جامعه آماری آن را ۲۰۰ نفر از دانشجویان دانشگاه تهران شامل ۱۲۱ زن و ۷۹ مرد تشکیل دادند که به روش نمونه‌گیری تصادفی انتخاب شدند. برای جمع‌آوری داده‌ها از پرسشنامه‌های سبک دلبستگی بزرگسالان (هازن و شیور، ۱۹۸۷)، احساس شرم (کوهن و همکاران، ۲۰۱۸) و اهمال کاری تحصیلی (سولومون و راث‌بلوم، ۱۹۸۴) استفاده شد. داده‌ها با بهره‌گیری از مدل معادلات ساختاری (SEM) و با نرم‌افزار JASP تحلیل گردید. نتایج نشان داد که دلبستگی دوسوگرا تأثیر معناداری بر شرم و اهمال کاری تحصیلی دارد ($P < 0.01$)، اما سبک‌های دلبستگی ایمن و اجتنابی ارتباط معناداری با شرم و اهمال کاری نداشتند ($P > 0.05$). همچنین، نتایج نشان داد که شرم رابطه مثبت و معناداری با اهمال کاری تحصیلی دارد ($P < 0.05$)، اما نقش میانجی آن در رابطه بین سبک‌های دلبستگی و اهمال کاری تأیید نشد. این امر می‌تواند ناشی از محدودیت حجم نمونه و استفاده از ابزارهای خودگزارشی باشد که توان شناسایی اثرات غیرمستقیم را کاهش می‌دهند. مدل پژوهش توانست ۲۱ درصد از واریانس شرم و ۲۳ درصد از واریانس اهمال کاری را تبیین کند. این یافته‌ها نشان می‌دهند که افراد با دلبستگی دوسوگرا به دلیل حساسیت بیشتر به تأیید اجتماعی، بیشتر در معرض تجربه شرم و اهمال کاری تحصیلی قرار دارند. این نتایج می‌توانند در طراحی مداخلات روان‌شناختی و آموزشی برای کاهش اهمال کاری دانشجویان و بهبود عملکرد تحصیلی آن‌ها مؤثر باشند.

واژه‌های کلیدی

اهمال کاری تحصیلی، سبک دلبستگی اجتنابی، سبک دلبستگی ایمن، سبک دلبستگی دوسوگرا، شرم.

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد روان‌شناسی تربیتی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
۲. استادیار گروه مشاوره، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
۳. دانشجوی دکتری سنجش و اندازه‌گیری، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

نویسنده مسئول:

سمانه سلیمی

ایمانامه: salimi.samaneh@ut.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۲/۲۹

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۰۷

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۵/۰۹

استناد به این مقاله:

دهقانی، حسین؛ سلیمی، سمانه؛ کروندی، مهدی (۱۴۰۳). پیش‌بینی اهمال کاری دانشجویان دانشگاه تهران بر اساس سبک‌های دلبستگی: با نقش میانجی شرم، *دوفصلنامه شناخت اجتماعی*، ۱۳ (۲۶)، ۱۱۷-۱۳۰.

(DOI: [10.30473/sc.2025.74122.3057](https://doi.org/10.30473/sc.2025.74122.3057))

مقدمه

اهمال‌کاری یکی از پدیده‌های شایع میان افراد است که می‌تواند با عواقب منفی متعددی همراه باشد و از عوامل متنوعی مانند عوامل شناختی، هیجانی و انگیزشی تأثیر پذیرد (عبدالشاهی و سرافراز، ۱۳۹۸). اهمال‌کاری، به تأخیر در شروع یا اتمام وظایف اشاره دارد (لی^۱ و سیلورمن^۲، ۱۹۹۶؛ فراری^۳، ۱۹۹۳). همچنین سیرویس^۴ (۲۰۲۳)، تعویق عمدی و غیرضروری در انجام کارهای مهم را به تعریف اهمال‌کاری، اضافه کرده است. مطالعات تجربی نشان داده‌اند که تقریباً ۷۰ درصد از دانشجویان به صورت مستمر اهمال‌کاری را تجربه می‌کنند (رابین^۵، فاگل^۶ و آپهام^۷، ۲۰۱۱؛ فراری و اوکالاگان و نیوبگین، ۲۰۰۵). بنابراین، اهمال‌کاری رفتاری رایج اما پرهزینه است که شناخت دقیق آن اهمیت زیادی دارد.

اهمال‌کاری تحصیلی علاوه بر ایجاد مشکلات آموزشی، ممکن است به احساساتی مانند شرم، احساس گناه و افسردگی منجر شود و حتی پیامدهای منفی بر مسائل مرتبط با سلامتی، مانند تأخیر در درمان بیماری‌ها داشته باشد (فی^۸ و تانگنی^۹، ۲۰۰۰؛ استرانگمن^{۱۰} و برت^{۱۱}، ۲۰۰۰؛ سیرویس، ملیا گوردون^{۱۲} و پیچیل^{۱۳}، ۲۰۰۳). علاوه بر این، پژوهش‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که شرم و احساس گناه معمولاً همراه با اهمال‌کاری مشاهده می‌شوند و می‌توانند یک چرخه هیجانی پیچیده ایجاد کنند که در این چرخه، اهمال‌کاری می‌تواند هم علت و هم پیامد باشد (فی و تانگنی، ۲۰۰۰). پژوهش‌ها نشان داده‌اند که شرم می‌تواند موجب کناره‌گیری، اجتناب از موقعیت‌ها و حتی بروز نشانه‌های افسردگی شود (فی و تانگنی، ۲۰۰۰؛ اورث^{۱۴}، برکینگ^{۱۵} و برکاردت^{۱۶}، ۲۰۰۶). به دلیل ارتباط قوی شرم با رفتارهای اجتنابی، این باور وجود دارد که شرم، و نه احساس گناه، می‌تواند عامل

بسیار مهمی در به تعویق انداختن کارها و بروز اهمال‌کاری باشد (افلازیان^{۱۷} و بوردرز^{۱۸}، ۲۰۲۳). دو پژوهش روی دانشجویان دانشگاه نشان داده‌اند که شرم به‌طور قابل‌توجهی با اهمال‌کاری مرتبط است، در حالی که احساس گناه ارتباطی با اهمال‌کاری ندارد (فی و تانگنی، ۲۰۰۰؛ مارتینچکوکووا^{۱۹} و انرایت^{۲۰}، ۲۰۱۸).

تعریف واحدی از مفهوم شرم بین پژوهشگران وجود ندارد. براون^{۲۱} (۲۰۰۶) و تانگنی و دیرینگ^{۲۲} (۲۰۰۳)، شرم را به‌عنوان یک احساس خودارزیابانه، تجربه‌ای شدید و دردناک می‌دانند که فرد خود را دارای نقص می‌بیند. این هیجان، با ایجاد احساس بی‌کفایتی، زمینه را برای «نشخوار فکری» - بازگشت مکرر و غیرسازنده به افکار منفی و علل آن‌ها - فراهم می‌کند. نشخوار فکری به نوبه خود با رفتارهای اجتنابی همراه است و این چرخه در نهایت می‌تواند به اهمال‌کاری منجر شود. تجربه تخریب کلی و همه‌جانبه خود نیز در شرم به چشم می‌خورد (افلازیان و بوردرز، ۲۰۲۳). بنابراین، شرم نه تنها یک پیامد هیجانی منفی است، بلکه می‌تواند محرکی قوی برای شروع اهمال‌کاری نیز باشد. اکنون مسئله مهم این است که چه عواملی باعث ایجاد این شرم در افراد می‌شود.

مطالعات نشان داده‌اند که تجارب اولیه ناسالم مانند شرمگین‌سازی، سوءاستفاده یا غفلت والدین، می‌تواند به تثبیت احساس شرم و شکل‌گیری سبک‌های دلبستگی ناایمن بینجامد (کلیسون^{۲۳} و سولبرگ^{۲۴}، ۲۰۰۲؛ میلز^{۲۵}، ۲۰۰۵). پژوهش‌های جدید نیز تأیید کرده‌اند که کیفیت مراقبت‌های اولیه با استعداد تجربه‌ی شرم در جوانان رابطه دارد (دراگان^{۲۶}، کمپتنر^{۲۷} و ریگز^{۲۸}، ۲۰۲۱). این یافته‌ها نشان می‌دهد که برای فهم نقش شرم در اهمال‌کاری، لازم است سبک‌های دلبستگی نیز در نظر گرفته شوند.

طبق نظریه دلبستگی (بالبی^{۲۹}، ۱۹۷۳)، داشتن پیوندی امن و پایدار با مراقب اولیه برای بقا و رشد سالم کودک

1. Lay
2. Silverman
3. Ferrari
4. Sirois
5. Rabin
6. Fogel
7. Nutter Upham
8. Fee
9. Tangney
10. Strongman
11. Burt
12. Melia-Gordon
13. Pychyl
14. Orth
15. Berking
16. Burkhardt

17. Oflazian
18. Borders
19. Martinčekova
20. Enright
21. Brown
22. Dearing
23. Claesson
24. Sohlberg
25. Mills
26. Dragan
27. Kamptner
28. Riggs
29. Bowlby

بر این، این احساس شرم به نوبه خود می‌تواند به اهمال کاری منجر شود؛ زیرا فرد برای اجتناب از مواجهه با احساسات منفی و خودارزیابی‌های دردناک، وظایف خود را به تعویق می‌اندازد (فی و تانگنی، ۲۰۰۰). بنابراین، با توجه به نقش و ارتباط شرم با اهمال کاری و همچنین با توجه به ارتباط سبک‌های دلبستگی با شرم، تصور ما این است که شرم در رابطه بین دلبستگی و اهمال کاری می‌تواند نقش میانجی ایفا کند.

در مجموع، پژوهش‌های پیشین بر اهمیت سبک‌های دلبستگی و شرم در تبیین اهمال کاری تأکید کرده‌اند. با این حال، هنوز روشن نیست که آیا شرم در این رابطه نقش میانجی ایفا می‌کند یا خیر. از این رو، پژوهش حاضر با هدف بررسی پیش‌بینی اهمال کاری بر اساس سبک‌های دلبستگی و نقش میانجی شرم انجام شده است. فرضیه‌های پژوهش نیز بدین شرح است:

۱. بین سبک دلبستگی دوسوگرا و شرم رابطه مثبت وجود دارد.
۲. بین سبک دلبستگی دوسوگرا و اهمال کاری رابطه مثبت وجود دارد.
۳. بین سبک دلبستگی ایمن و شرم/اهمال کاری رابطه منفی وجود دارد.
۴. بین سبک دلبستگی اجتنابی و شرم/اهمال کاری رابطه وجود دارد.
۵. بین شرم و اهمال کاری رابطه مثبت وجود دارد.
۶. شرم نقش میانجی در رابطه بین سبک‌های دلبستگی و اهمال کاری ایفا می‌کند.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر توصیف همبستگی از نوع مدل‌سازی معادلات ساختاری است که با هدف بررسی رابطه بین سبک‌های دلبستگی، شرم و اهمال کاری انجام شده است. این مطالعه به‌طور خاص به بررسی نقش میانجی شرم در رابطه بین سبک‌های دلبستگی و اهمال کاری دانشجویان دانشگاه تهران می‌پردازد. پژوهش حاضر با استفاده از مدل معادلات ساختاری (SEM) به بررسی ارتباط بین متغیرهای پژوهش پرداخته است. جامعه آماری پژوهش، شامل دانشجویان مقاطع کارشناسی و کارشناسی ارشد دانشگاه تهران در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۳ بوده است. نمونه‌گیری به شیوه تصادفی ساده انجام شد. به دلیل

اهمیت اساسی دارد. به گفته هالیس^۱ و میلر^۲ (۲۰۰۵)، دلبستگی به معنای ایجاد یک پیوند عاطفی عمیق با افرادی خاص در زندگی است که فرد در تعامل با آن‌ها احساس آرامش و لذت می‌کند. برای انواع سبک‌های دلبستگی، دسته‌بندی‌های مختلفی وجود دارد؛ اما طبق دسته‌بندی شیور^۳ و هازن^۴ (۱۹۸۷)، سبک‌های دلبستگی در بزرگسالان به سه نوع ایمن، اجتنابی و دوسوگرا تقسیم می‌شوند. افراد دارای دلبستگی ایمن به دلیل تجربه روابط مثبت در کودکی، معمولاً خودپنداره‌ی - مجموعه باورها و ارزیابی‌های فرد درباره ارزشمندی و توانمندی خود- مثبت و اعتماد بالایی به دیگران دارند. دلبستگی ایمن زمانی شکل می‌گیرند که مراقب کودک از نظر عاطفی در دسترس باشد، به نیازهای دلبستگی او به درستی پاسخ دهد و بتواند احساسات مثبت و منفی کودک را به خوبی مدیریت کند (سیل^۵، ۲۰۰۷). افراد با دلبستگی اجتنابی، معمولاً از برقراری روابط نزدیک خودداری کرده و در اعتماد به دیگران با دشواری مواجه هستند. نهایتاً افرادی با دلبستگی دوسوگرا که معمولاً به شدت به دیگران وابسته هستند، اغلب تصور می‌کنند که دیگران تمایلی به برقراری رابطه نزدیک با آن‌ها ندارند (میکلسون^۶، کسلر^۷ و شیور، ۱۹۹۷). شواهد نشان می‌دهد که سبک‌های دلبستگی ناایمن با تجربه‌ی بیشتر شرم در ارتباطاند (گراس^۸ و هانسن^۹، ۲۰۰۰، پیس^{۱۰} و زاپولا^{۱۱}، ۲۰۱۱، واردکر^{۱۲} و همکاران، ۲۰۲۰). در نتیجه، بررسی ارتباط میان سبک‌های دلبستگی و شرم می‌تواند توضیح دهد چرا برخی افراد بیشتر دچار اهمال کاری می‌شوند.

با توجه به مطالب فوق، می‌توان نتیجه گرفت که سبک‌های دلبستگی نقش مهمی در بروز و شدت احساس شرم دارند. به ویژه سبک دلبستگی اجتنابی به دلیل تمایل به حفظ فاصله عاطفی و اجتناب از صمیمیت، می‌تواند به احساس شرم منجر شود (واردکر و همکاران، ۲۰۲۰). علاوه

1. Hollis
2. Miller
3. Shaver
4. Hazan
5. Sable
6. Mickelson
7. Kessler
8. Gross
9. Hansen
10. Pace
11. Zappulla
12. Wardecker

نمره درصدی مربوط به هر یک محاسبه شود. نمرات درصدی بالاتر در هر خرده‌مقیاس، نشان‌دهنده سبک دلبستگی فرد مورد نظر خواهد بود.

نسخه فارسی این پرسشنامه توسط بشارت (۲۰۱۱) هنجاریابی شده و پایایی آن با آلفای کرونباخ برای سبک‌های ایمن، اجتنابی و دوسوگرا به ترتیب ۰.۹۱، ۰.۸۷ و ۰.۹۰ گزارش شده است. روایی همگرا نیز از طریق همبستگی با پرسشنامه‌های مشابه بررسی شده و مقادیر ۰.۷۱، ۰.۶۹ و ۰.۶۵ برای زیرمقیاس‌ها به دست آمده است (صلواتی و همکاران، ۱۳۹۶).

پرسشنامه احساس شرم کوهن^۱، وولف^۲، پنتر^۳ و اینسکو^۴ (۲۰۱۸)

در این پژوهش برای سنجش احساس شرم، از مقیاس احساس شرم کوهن و همکاران (۲۰۱۸) استفاده شد. این پرسشنامه دارای ۸ گویه است و متشکل از زیرمقیاس‌های خودارزیابی منفی (سوال‌های ۱ تا ۴) و رفتارهای کناره‌جویانه (سوال‌های ۵ تا ۸) است. این مقیاس، شامل سناریوهایی از موقعیت‌های روزمره است که افراد ممکن است با آن‌ها مواجه شوند و همچنین واکنش‌های آن‌ها در چنین موقعیت‌هایی را بررسی می‌کند. شرکت‌کنندگان از طریق تصور خود در این شرایط، باید احتمال واکنش خود را بر اساس یک مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای (۱ = اصلاً تا ۵ = خیلی زیاد) مشخص نمایند. نمره ۲۴ به عنوان نقطه برش پرسشنامه در نظر گرفته شده است؛ نمرات کمتر از ۲۴ بیانگر سطح پایین شرم و نمرات بالاتر از ۲۴ نشان‌دهنده سطح بالای شرم هستند (کوهن و همکاران، ۲۰۱۸).

پایایی نسخه فارسی با آلفای کرونباخ بین ۰.۵۱ تا ۰.۹۵ در مطالعات مختلف ایرانی گزارش شده است (هاشمی و همکاران، ۱۳۹۶؛ پارسا و همکاران، ۱۴۰۲). روایی محتوایی آن نیز ۰.۶۵ بوده و نشان‌دهنده همسانی درونی و روایی مناسب در جمعیت ایرانی است (جوکار و کمالی، ۱۳۹۴). این نتایج نشان‌دهنده همسانی درونی و روایی محتوایی قابل قبول نسخه فارسی این پرسشنامه در جمعیت ایرانی است.

محدودیت‌های اجرایی و زمانی، حجم نمونه به ۲۰۰ نفر شامل ۱۲۱ زن و ۷۹ مرد (۱۳۲ نفر در مقطع کارشناسی و ۶۸ نفر در مقطع کارشناسی ارشد) محدود شد. با توجه به محدودیت‌های موجود، این تعداد به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب شد. در این پژوهش تلاش شد تا نمونه‌ای از دانشجویان با ویژگی‌های مختلف و متنوع از نظر سبک‌های دلبستگی، شرم و اهمال‌کاری انتخاب شود تا به‌طور نسبی نماینده جامعه آماری باشند. داده‌ها به صورت آنلاین و از طریق پرسشنامه‌های دیجیتال جمع‌آوری شدند. لازم به ذکر است که تمامی تحلیل‌های آماری با استفاده از نرم‌افزار JASP نسخه ۰.۱۹.۱ انجام پذیرفت.

پیش از تحلیل SEM، پیش‌فرض‌های لازم بررسی شد: نرمال بودن داده‌ها با آزمون کولموگروف-اسمیرنوف $p > 0.05$ (برای تمامی متغیرها)، استقلال خطاها با آزمون دوربین-واتسون (مقادیر بین ۱.۵ تا ۲.۵)، عدم همخطی چندگانه با شاخص VIF کمتر از ۰.۵ و همگنی واریانس‌ها با آزمون لون ($p > 0.05$). ابزارهایی که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفت عبارتند از:

پرسشنامه سبک دلبستگی بزرگسالان هازن و شیور (۱۹۸۷)

برای سنجش سبک‌های دلبستگی، از «پرسشنامه سبک دلبستگی بزرگسالان» که توسط هازن و شیور (۱۹۸۷) طراحی شده است، استفاده شد. این پرسشنامه شامل ۲۱ آیتم است و سه خرده‌مقیاس دارد که سبک‌های دلبستگی (ایمن، اجتنابی، دوسوگرا) را می‌سنجد. در جدول زیر شماره سوالات مربوط به هر خرده‌مقیاس (سبک دلبستگی) ارائه شده است:

جدول ۱. خرده‌مقیاس‌های پرسشنامه سبک‌های دلبستگی و شماره سوالات مربوطه

خرده‌مقیاس	سبک دلبستگی ایمن	سبک دلبستگی ناایمن اجتنابی	سبک دلبستگی ناایمن دوسوگرا
سوالات مربوطه	۱-۳-۵-۷	۴-۸-۱۳-۱۵	۲-۶-۹-۱۰
	۱۹	۱۸-۲۰	۱۶-۱۷-۲۱

پاسخ‌ها بر مبنای یک مقیاس لیکرت پنج‌نقطه‌ای (از کاملاً مخالف تا کاملاً موافق) درجه‌بندی می‌شوند. برای به دست آوردن امتیاز مربوط به هر خرده‌مقیاس، باید مجموع امتیازات سوالات آن خرده‌مقیاس با هم محاسبه شود. سپس

1. Cohen
2. Wolf
3. Panter
4. Insko

پرسشنامه اهمال کاری تحصیلی سولومون^۱ و راث بلوم^۲ (۱۹۸۴)

این پرسشنامه که توسط سولومون و راث بلوم (۱۹۸۴) ساخته شده است، برای سنجش اهمال کاری تحصیلی در این پژوهش استفاده شد و دهقانی (۱۳۸۷) برای اولین بار در ایران آن را به کار برده است. این مقیاس دارای ۲۷ گویه است که ۳ مولفه و خرده مقیاس را مورد بررسی قرار می‌دهد:

- مولفه اول: «آماده شدن برای امتحانات»؛ شامل ۸ سوال (۱-۲-۳-۴-۵-۶-۷-۸) است.
- مولفه دوم: «آماده شدن برای تکالیف»؛ شامل ۱۱ گویه (۱۹-۱۸-۱۷-۱۶-۱۵-۱۴-۱۳-۱۲-۱۱-۱۰-۹) است.
- مولفه سوم: «آماده شدن برای مقالات پایان‌ترم»؛ شامل ۸ گویه (۲۰-۲۱-۲۲-۲۳-۲۴-۲۵-۲۶-۲۷) می‌باشد.

در این پرسشنامه، پاسخ‌دهندگان میزان موافقت خود را با هر گویه با انتخاب یکی از گزینه‌های «هرگز»، «به ندرت»، «گاهگاهی»، «اکثر اوقات»، و «همیشه» نشان می‌دهند که به صورت طیف لیکرت ۵ درجه‌ای از ۱ (هرگز) تا ۵ (همیشه) نمره‌گذاری می‌شود. همچنین در این مقیاس، گویه‌های «۲-۲۵-۲۳-۲۱-۱۶-۱۵-۱۳-۱۱-۶-۴» به صورت معکوس نمره‌گذاری شده‌اند. نمرات معکوس قبل از محاسبه نمره کلی به درستی تعدیل شده‌اند.

پایایی نسخه فارسی با آلفای کرونباخ بین ۰.۷۳ تا ۰.۹۱ در پژوهش‌های مختلف گزارش شده است (نامیان و حسین‌چاری، ۱۳۹۰؛ روشن‌زاده و همکاران، ۱۴۰۰). این مقیاس در مطالعات ایرانی روایی مناسبی نشان داده و برای سنجش اهمال کاری تحصیلی معتبر است (روشن‌زاده و همکاران، ۱۴۰۰؛ عبدالشاهی و سرافراز، ۱۳۹۸).

یافته‌های پژوهش

در ابتدا داده‌های پژوهش بررسی و از عدم وجود داده‌های پرت، اطمینان حاصل شد. در ادامه، داده‌های توصیفی شامل میانگین، انحراف استاندارد و ضرایب همبستگی (به این دلیل که ضرایب همبستگی، اساس معادلات ساختاری را شکل می‌دهد) گزارش شد. همچنین، شاخص ثبات درونی «بزرگترین کران پایینی^۳» برای هر متغیر محاسبه شد. شاخص بزرگترین کران پایینی در موقعیت‌هایی که پیش‌فرض‌های

سایر شاخص‌های ثبات درونی (برای مثال ضرایب آلفا و امگا) مانند وجود ساختار پیچیده چند بُعدی، رعایت نشده باشد یک گزینه مناسب در نظر گرفته می‌شود. سپس، از مدل‌یابی معادلات ساختاری، با برآوردگر بیشینه درست‌نمایی، برای بررسی مدل پیشنهاد شده (قابل مشاهده در شکل ۱) استفاده شد. همچنین لازم به ذکر است که برای برآورد خطا در مدل از روش بوت استرپ (از نوع صدک سوگیری تصحیح شده^۴) با هزار نمونه استفاده شد.

آزمون نیکویی برازش خی دو، و دیگر شاخص‌های برازش، از جمله ریشه میانگین مربعات خطای تقریب (RMSEA)، شاخص برازش مقایسه‌ای (CFI)، شاخص توکی-لویس (TLI)، و ریشه میانگین مربعات باقیمانده استاندارد شده (SRMR) برای ارزیابی برازش مدل استفاده شد (کلابین^۵، ۲۰۱۶). مقادیر بالاتر از ۰.۰۱ در آزمون معناداری خی دو نشان‌دهنده پشتیبانی اولیه از مدل فرضی است. RMSEA کمتر از ۰.۰۶ و فاصله اطمینان نود درصد بالایی که بیشتر از ۰.۱۰ نیست نشان‌دهنده تناسب کافی مدل است. CFI و TLI بیشتر از ۰.۹۵ نشان‌دهنده تناسب خوب و SRMR کمتر از ۰.۰۸ نشانه‌ای از یک تناسب قابل قبول در نظر گرفته می‌شود (شریبر^۶ و همکاران، ۲۰۰۶).

شاخص‌های توصیفی (شامل میانگین و انحراف استاندارد)، ضرایب همبستگی پیرسون زوجی و همچنین شاخص ثبات درونی در جدول ۱ نمایش داده شده است. ضرایب بزرگترین کران پایینی در همه مقیاس‌ها بالاتر از ۰.۷ بود که نشان‌دهنده ثبات درونی مناسب این مقیاس‌ها است.

با استفاده از شاخص‌های آماری ذکر شده در بالا، برازش مدل کلی بررسی شد. آزمون خی دو معنادار نبود ($X^2(13) = 23.588, P = 0.035$) که نشان‌دهنده برازش کلی مناسب مدل با داده‌ها است (دیگر شاخص‌های برازش در جدول ۲ نمایش داده شده است). سایر شاخص‌های برازش نیز با نتیجه آزمون خی دو همگرا بودند و نشان دادند که مدل از برازش قابل قبولی با داده‌ها برخوردار است. $CFI = 0.985$, $TLI = 0.971$, $SRMR = 0.038$, $RMSEA = 0.064$ [۹۰% CI: ۰.۲ - ۰.۱۰] بر اساس یافته‌های این مطالعه، مدل به ترتیب ۲۱ و ۲۳ درصد از واریانس‌های شرم و اهمال‌کاری را به عنوان متغیرهای درون‌زا در مدل، تبیین کرده است.

4. bias-corrected percentile

5. Kline

6. Schreiber

1. Solomon

2. Rothblum

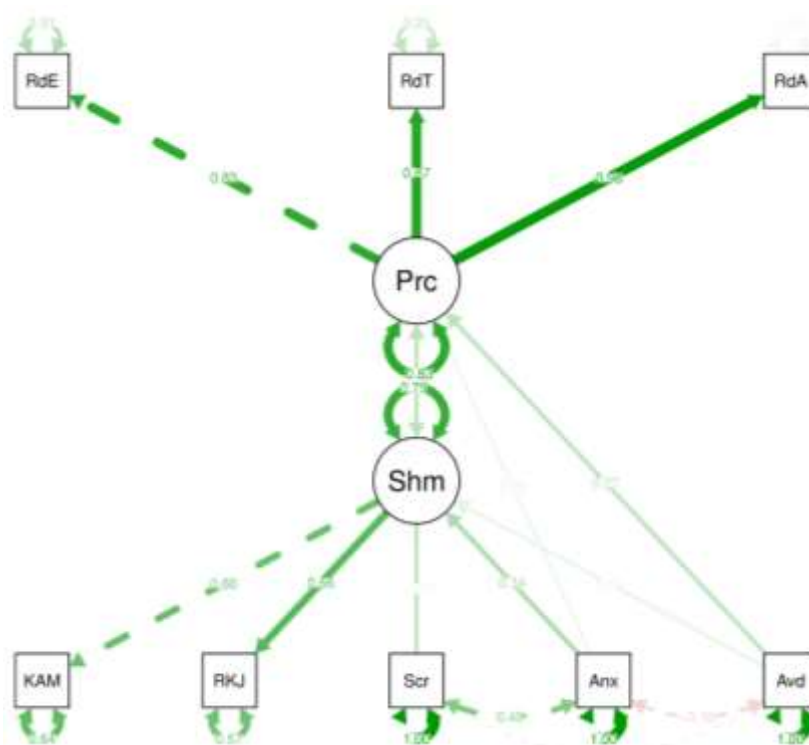
3. greatest lower bound

جدول ۱. ماتریس همبستگی و آماره‌های توصیفی

متغیر	میانگین	انحراف استاندارد	بزرگترین کران پایینی	۱	۲	۳	۴	۵
۱. دلبستگی ایمن	۲۲.۶۹	۴.۰۵	۰.۷۴	—	همبستگی پیرسون			
				—	سطح معناداری			
۲. دلبستگی اجتنابی	۱۶.۶۳	۳.۶۵	۰.۷۴	-۰.۵۵۷	همبستگی پیرسون			
				< .۰۰۱	سطح معناداری			
۳. دلبستگی دوسوگرا	۱۹.۵۱	۴.۷۹	۰.۸۵	۰.۲۱۳	همبستگی پیرسون	۰.۱۹۹		
				۰.۰۰۲	سطح معناداری	۰.۰۰۵		
۴. شرم	۲۶.۷۳	۵.۲	۰.۸	۰.۰۲۶	همبستگی پیرسون	۰.۳۴۶	—	
				۰.۷۱۷	سطح معناداری	< .۰۰۱	—	
۵. اهمال کاری	۸۷.۱۳	۱۵.۱۴	۰.۹۷	۰.۰۳۳	همبستگی پیرسون	۰.۱۹۹	۰.۲۹۰	—
				۰.۶۴۵	سطح معناداری	< .۰۰۱	< .۰۰۱	—

جدول ۲. شاخص‌های برازش مدل معادلات ساختاری

ارزش	شاخص
۰.۹۸۵	Comparative Fit Index (CFI)
۰.۹۴۷	T-size CFI
۰.۹۷۱	Tucker-Lewis Index (TLI)
۰.۹۷۱	Bentler-Bonett Non-normed Fit Index (NNFI)
۰.۹۶۸	Bentler-Bonett Normed Fit Index (NFI)
۰.۵۰۳	Parsimony Normed Fit Index (PNFI)
۰.۹۳۸	Bollen's Relative Fit Index (RFI)
۰.۹۸۵	Bollen's Incremental Fit Index (IFI)
۰.۹۸۵	Relative Noncentrality Index (RNI)
۰.۰۶۴	Root mean square error of approximation (RMSEA)
۰.۰۱۷	RMSEA ۹۰% CI lower bound
۰.۱۰۴	RMSEA ۹۰% CI upper bound
۰.۲۵۹	RMSEA p-value
۰.۱۰۴	T-size RMSEA
۰.۰۳۸	Standardized root mean square residual (SRMR)
۱۹۰.۶۰۱	Hoelter's critical N ($\alpha = .۰۵$)
۲۳۵.۷۶۱	Hoelter's critical N ($\alpha = .۰۱$)
۰.۹۵۷	Goodness of fit index (GFI)
۰.۹۷۴	McDonald fit index (MFI)
۰.۲۸۸	Expected cross validation index (ECVI)



شکل ۱. دیاگرام مدل معادلات ساختاری آزمون شده در این پژوهش

شاخص‌های برازش محلی، شامل ضرایب رگرسیون استاندارد شده (مستقیم و غیر مستقیم) و بارهای عاملی استاندارد شده، به ترتیب در جداول ۳ و ۴ نشان داده شده است. همچنین دیاگرام مربوط به مدل در شکل ۱ نمایش داده شده است.

از بین متغیرهای به کار رفته برای پیش‌بینی شرم در مدل، تنها اثر مربوط به دل‌بستگی دوسوگرا معنادار بود ($B = 0.066, P < 0.001$). همچنین، متغیرهای دل‌بستگی دوسوگرا ($B = 0.050, P < 0.001$) و شرم ($B = 0.257, P = 0.044$) به صورت معنادار در پیش‌بینی اهمال‌کاری به صورت مستقیم سهمیم بودند. با این حال، هیچ‌یک از روابط غیر مستقیم از مسیر دل‌بستگی‌های ایمن ($B = -0.005, P = 0.356$)، دوسوگرا ($B = -0.004, P = 0.055$) و اجتنابی ($B = 0.017, P = 0.484$) به شرم و در نهایت اهمال‌کاری معنادار نبود. تحلیل بوت‌استرپ نشان داد که فاصله اطمینان ۹۵٪ برای اثرات غیرمستقیم شامل صفر است، که عدم میانجی‌گری شرم در رابطه بین سبک‌های دل‌بستگی و اهمال‌کاری را تأیید می‌کند.

جدول ۳. ضرایب رگرسیونی مستقیم، غیر مستقیم و کل در مدل

دامنه اطمینان ۹۵٪		p	z	خطای استاندارد	تخمین ضریب					
حد بالا	حد پایین									
ضرایب مستقیم										
۰.۴۴.۰	۰.۲۱.۰-	۴۷۲.۰	۷۲۰.۰	۰.۱۷.۰	۰.۱۳.۰				←	اهمال‌کاری
۰.۷۷.۰	۰.۱۸.۰	۰.۰۱<	۲۹۹.۳	۰.۱۵.۰	۰.۵۰.۰				←	اهمال‌کاری
۰.۷۰.۰	۰.۰۸.۰-	۰.۶۷.۰	۸۳۳.۱	۰.۱۹.۰	۰.۳۵.۰				←	اهمال‌کاری
۰.۶۵۹.۰	۰.۶۳.۰-	۰.۴۴.۰	۰.۱۴.۲	۱۲۷.۰	۲۵۷.۰				←	اهمال‌کاری
۰.۱۹.۰	۰.۷۱.۰-	۳۰۶.۰	۰.۲۳.۱-	۰.۱۸.۰	۰.۱۸.۰-				←	شرم
۱.۰۳.۰	۰.۲۳.۰	۰.۰۱<	۳۹۲.۴	۰.۱۵.۰	۰.۶۶.۰				←	شرم
۰.۳۰.۰	۰.۷۷.۰-	۴۵۹.۰	۷۴۰.۰-	۰.۲۰.۰	۰.۱۵.۰-				←	شرم

دامنه اطمینان ۹۵٪	p	z	خطای استاندارد	تخمین ضریب									حد بالا		
													حد پایین	حد بالا	
															ضرایب غیر مستقیم
															دلبستگی ایمن ← شرم ← اهمال کاری
															دلبستگی دوسوگرا ← شرم ← اهمال کاری
															دلبستگی اجتنابی ← شرم ← اهمال کاری
															ضرایب کلی
															دلبستگی ایمن ← اهمال کاری
															دلبستگی دوسوگرا ← اهمال کاری
															دلبستگی اجتنابی ← اهمال کاری

جدول ۴. بارهای عاملی مدل

مکنون	شاخص	ضریب	خطای استاندارد	Z	p	سطح اطمینان ۹۵٪			ضرایب استاندارد شده	
						حد بالا	حد پایین	همه	متغیرهای مکنون	متغیرهای درون‌زا
اهمال کاری	آماده شدن برای امتحان	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰			۱.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۸۲۸	۰.۸۲۶	۰.۸۲۸
	آماده شدن برای تکالیف	۱.۰۴۸	۰.۰۶۷	۱۵.۶۹۹	< .۰۰۱	۱.۲۰۹	۰.۹۲۵	۰.۸۶۸	۰.۸۶۶	۰.۸۶۸
	آماده شدن برای مقاله	۱.۱۸۶	۰.۰۶۷	۱۷.۸۲۰	< .۰۰۱	۱.۳۴۶	۱.۰۴۶	۰.۹۸۳	۰.۹۸۰	۰.۹۸۳
شرم	خودارزیابی منفی	۱.۰۰۰	۰.۰۰۰			۱.۰۰۰	۱.۰۰۰	۰.۶۵۵	۰.۶۵۳	۰.۶۵۵
	رفتار کناره‌جویانه	۱.۰۵۱	۰.۲۳۸	۴.۴۱۱	< .۰۰۱	۳.۸۲۸	۰.۳۳۳	۰.۶۸۸	۰.۶۸۷	۰.۶۸۸

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این پژوهش نشان داد که دلبستگی دوسوگرا به‌طور معناداری با شرم و اهمال کاری تحصیلی مرتبط است. شرم نیز رابطه مستقیمی با اهمال کاری دارد، اما نقش میانجی آن در رابطه بین سبک‌های دلبستگی و اهمال کاری تأیید نشد. دلبستگی ایمن و اجتنابی با شرم و اهمال کاری رابطه معناداری نداشتند. این یافته‌ها نشان می‌دهند که افراد با دلبستگی دوسوگرا، به دلیل حساسیت بالا به تأیید اجتماعی و خودپنداره منفی، بیشتر در معرض شرم و رفتارهای اجتنابی مانند اهمال کاری قرار دارند (گراس و هانسن، ۲۰۰۰).

شفقت به خود به‌عنوان یک متغیر تعدیل‌گر می‌تواند اثرات منفی شرم را کاهش دهد. عبدالشاهی و سرافراز (۱۳۹۸) نشان دادند که شفقت به خود با کاهش خودارزیابی منفی، رفتارهای اجتنابی را کم کرده و اهمال کاری را تعدیل می‌کند. این امر می‌تواند از طریق تقویت پذیرش خود و کاهش نشخوار فکری عمل کند. در مقابل، شرم در برخی موارد می‌تواند انگیزه‌های

برای تلاش بیشتر باشد، به‌ویژه در افرادی با مهارت‌های تنظیم هیجان بالا، که با نظریه جبران آدلر (۱۹۲۷) همخوانی دارد (رضایی شریف و نازی‌نژاد، ۱۴۰۳).

برخلاف انتظار، دلبستگی اجتنابی با شرم و اهمال کاری رابطه معناداری نداشت. این یافته ممکن است به دلیل سرکوب هیجانی در افراد اجتنابی باشد که مانع ابراز یا شناسایی شرم می‌شود (واردکر و همکاران، ۲۰۲۰). با این حال، برخی مطالعات (مانند پیس و زاپولا، ۲۰۱۱) نشان داده‌اند که دلبستگی اجتنابی می‌تواند با رفتارهای اجتنابی مرتبط باشد، که در این پژوهش مشاهده نشد. این تناقض احتمالاً به ویژگی‌های نمونه (دانشجویان دانشگاه تهران در محیط رقابتی) یا محدودیت‌های ابزارهای خودگزارشی مربوط است. دلبستگی ایمن نیز به دلیل خودپنداره مثبت و تنظیم هیجانی مؤثر، اثرات منفی شرم را خنثی می‌کند (گراس و هانسن، ۲۰۰۰).

تأثیرات فرهنگی نیز در این رابطه نقش دارند. در فرهنگ

ترکیبی (کمی و کیفی) توصیه می‌شود تا ابعاد پیچیده‌تر رابطه بین دل‌بستگی، شرم، و اهمال‌کاری بررسی شود. همچنین، بررسی نقش متغیرهای تعدیل‌گر مانند تنظیم هیجان و شفقت به خود با ابزارهای دقیق‌تر می‌تواند به درک بهتر این روابط کمک کند.

تعارض منافع

هیچ گونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

جمع‌گرای ایرانی، حمایت اجتماعی می‌تواند اثرات شرم را تعدیل کند (هاشمی و همکاران، ۱۳۹۶). این موضوع با یافته‌های افلازیان و بوردرز (۲۰۲۳) همخوانی دارد که نشان دادند زمینه‌های فرهنگی بر شدت تجربه شرم و رفتارهای مرتبط تأثیر می‌گذارند.

نظر به محدودیت‌های پژوهش مبنی بر جامعه آماری دانشگاه تهران و همچنین ابزارهای خودگزارشی، برای مطالعات آینده، استفاده از نمونه‌های بزرگ‌تر و روش‌های

منابع

- Abdolshahi, H. R., & Mehdi Reza, S. (2019). The relationship between self-compassion and procrastination: The mediating role of shame and guilt. *Fundamentals of Mental Health, 21*(4), 233–239. <https://doi.org/10.22038/jfmh.2019.14398>
- Besharat, M. A. (2011). Development and validation of adult attachment inventory. *Procedia – Social and Behavioral Sciences, 30*, 475–479. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.10.093>
- Bowlby, J. (1973). Attachment and loss: Volume II: Separation, anxiety and anger. In *Attachment and loss: Volume II: Separation, anxiety and anger* (pp. 1 - 429). London: The Hogarth press and the institute of psycho-analysis.
- Brown, B. (2006). Shame Resilience Theory: A Grounded Theory Study on Women and Shame. *Families in Society, 87*(1), 43–52. <https://doi.org/10.1606/1044-3894.3483>
- Claesson, K. and Sohlberg, S. (2002), Internalized shame and early interactions characterized by indifference, abandonment and rejection: replicated findings. *Clin. Psychol. Psychother., 9*: 277-284. <https://doi.org/10.1002/cpp.331>
- Cohen, Taya; Wolf, Scott T.; Panter, A. T.; Insko, Chester A. (2018). Introducing the GASP Scale: A New Measure of Guilt and Shame Proneness. Carnegie Mellon University. Journal contribution. <https://doi.org/10.1184/R1/6706226.v1>
- Dragan, N., Kamptner, L. & Riggs, M. (2021). The Impact of the Early Caregiving Environment on Self-Compassion: the Mediating Effects of Emotion Regulation and Shame. *Mindfulness, 12*, 1708–1718. <https://doi.org/10.1007/s12671-021-01634-4>
- Fee, R. L., & Tangney, J. P. (2000). Procrastination: A means of avoiding shame or guilt? *Journal of Social Behavior & Personality, 15*(5), 167–184.
- Ferrari, J. R. (1993). Christmas and procrastination: Explaining lack of diligence at a “real-world” task deadline. *Personality and Individual Differences, 14*, 25–33.
- Ferrari, J. R., O’Callaghan, J., & Newbegin, I. (2005). Prevalence of procrastination in the United States, United Kingdom, and Australia: Arousal and avoidance delays among adults. *North American Journal of Psychology, 7*(1), 1–6.
- Gross, C. A., & Hansen, N. E. (2000). Clarifying the experience of shame: The role of attachment style, gender, and investment in relatedness. *Personality and Individual Differences, 28*(5), 897–907. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(99\)00148-8](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(99)00148-8)
- Hashemi, S., Dortaj, F., Sadipour, E., & Asadzadeh, H. (2017). Structural model of shame and guilt feelings based on parenting styles: The mediating role of attachment styles. *Applied Psychology, 11*(1), 475–493.
- haver, Phillip & Hazan, Cindy. (1987). Being lonely, falling in love: Perspectives from attachment theory. *Journal of Social Behavior & Personality, 2*. 1973, 1980) is seen as a useful

- framework for integrating research findings concerning both loneliness (especially chronic or trait loneliness) and romantic love.
- Hollist, Cody & Miller, Richard. (2005). Perceptions of Attachment Style and Marital Quality in Midlife Marriage*. *Family Relations*, 54, 46 - 57. 10.1111/j.01976664.2005.00005.x.
- Jokar, B., & Kamali, F. (2015). Relation between spirituality and the feeling of shame and sin. *Culture in Islamic University*, 5(14), 3–20.
- Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. New York: Guilford Press; 2016.
- Lay, C. and Silverman, S. (1996) Trait Procrastination, Anxiety, and Dilatory Behavior. *Personality and Individual Differences*, 21, 61-67. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(96\)00038-4](https://doi.org/10.1016/0191-8869(96)00038-4).
- Martinčekova, L., & Enright, R. D. (2018). The effects of self-forgiveness and shame-proneness on procrastination: Exploring the mediating role of affect. *Current Psychology: A Journal for Diverse Perspectives on Diverse Psychological Issues*. <https://doi.org/10.1007/s12144-018-9926-3>.
- Mickelson KD, Kessler RC, Shaver PR. (1997). Adult attachment in a nationally representative sample. *J Pers Soc Psychol*;73(5):1092–106.
- Mills, Rosemary. (2004). Taking stock of the developmental literature on shame. *Developmental Review*, 25, 26-63. 10.1016/j.dr.2004.08.001.
- Namiyan, S., & Hossein Chari, M. (2012). Explaining students' academic procrastination based on religious beliefs and locus of control. *Journal of Educational Psychology Studies*, 8(14), 99–128. <https://doi.org/10.22111/jeps.2012.705>
- Oflazian, J.S., Borders, A. (2023). Does Rumination Mediate the Unique Effects of Shame and Guilt on Procrastination? *J Rat-Emo Cognitive-Behave Ther* 41, 237–246. <https://doi.org/10.1007/s10942-022-00466-y>
- Orth, U., Berking, M., & Burkhardt, S. (2006). Self-conscious emotions and depression: Rumination explains why shame but not guilt is maladaptive. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 32(12), 1608–1619. <https://doi.org/10.1177/0146167206292958>
- Pace, U., Zappulla, C. Problem Behaviors in Adolescence: The Opposite Role Played by Insecure Attachment and Commitment Strength. *J Child Fam Stud* 20, 854–862 (2011). <https://doi.org/10.1007/s10826-011-9453-4>
- Parsa, B., Ariapooran, S., Haghayegh, A., & Ghorbani, M. (2023). The effectiveness of emotion regulation therapy on improvement of shame and guilt emotion and co-rumination in adolescents with self-harm. *Rooyesh*, 12(5), 149–160. <http://frooyesh.ir/article-1-4575-fa.html>
- Rabin, Laura & Fogel, Joshua & Eskine, Kate. (2010). Academic procrastination in college students: The role of self-reported executive function. *Journal of clinical and experimental neuropsychology*, 33, 344-57. 10.1080/13803395.2010.518597.
- Rezaeisharif, A., & Nazinejad, K. (2024). The mediating role of academic procrastination in relationship between internalized shame and fear of negative evaluation with tendency to cheat at school in secondary school students. *Rooyesh*, 13(6), 31–40. <http://frooyesh.ir/article-1-5003-fa.html>
- Roshanzadeh, M., Tajabadi, A., Mazhari Dehkordi, B., & Mohammadi, S. (2021). Correlations of self-esteem and relationship with parents with academic procrastination in students: An analytical, cross-sectional study. *Iranian Journal of Nursing*, 34(131), 31–43. <http://ijn.iiums.ac.ir/article-1-3464-fa.html>
- Sable P. What is Adult Attachment? *Clin Soc Work J* 2007 361 [Internet]. 2007 Aug 24 [cited 2021 Aug 10];36(1):21–30. <https://doi.org/10.1007/s10615-007-0110-8>.
- Salavati, S., Motabi, F., & Sadeghi, M. S. (2017). Validity and reliability of the relationship scales questionnaire in

- Iranian culture. International Conference on Culture, Psychopathology and Education. Scientific Information Database (SID). <https://sid.ir/paper/890019/fa>
- Schreiber JB, Nora A, Stage FK, Barlow EA, King J. (2006). Reporting Structural Equation Modeling and Confirmatory Factor Analysis Results: A Review. *J Educ Res*; 99(6):323–38. <https://doi.org/10.3200/joer.99.6.323-338>.
- Sirois, F. M., Melia-Gordon, M. L., & Pychyl, T. A. (2003). "I'll look after my health, later": An investigation of procrastination and health. *Personality and Individual Differences*, 35(5), 1167–1184. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(02\)00326-4](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(02)00326-4)
- Sirois, F. M. (2023). Procrastination and Stress: A Conceptual Review of Why Context Matters. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20(6), 5031. <https://doi.org/10.3390/ijerph20065031>.
- Solomon, L. J., & Rothblum, E. D. (1984). Academic procrastination: Frequency and cognitive-behavioral correlates. *Journal of Counseling Psychology*, 31(4), 503–509. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.31.4.503>
- Strongman, K. T., & Burt, C. D. (2000). Taking breaks from work: an exploratory inquiry. *The Journal of psychology*, 134(3), 229–242. <https://doi.org/10.1080/00223980009600864>
- Tangney, J. P., & Dearing, R. L. (2003). *Shame and guilt*. Guilford press.
- Wardecker, B.M., Chopik, W.J., Moors, A.C., Edelstein, R.S. (2020). Avoidant Attachment Style. In: Zeigler-Hill, V., Shackelford, T.K. (eds) *Encyclopedia of Personality and Individual Differences*. Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-319-24612-3_2015