



quarterly Journal Of Gender And Family Studies

The Moderating Role of Religiosity and Resilience in the Relationship between Life Traps and Emotional Divorce

Hossein Rezaeiyan Bilondi, Assistant Professor, Family Department,
Research Institute of Hawzeh and University, Qom, Iran.

Mohammad Taghi Abedi, Department of Psychology, Imam Khomeini
Educational and Research Institute, Qom, Iran

Akram Habibi Khaveh, Instructor, Master's Student in Family Counseling,
Psychology, University of Science and Research, Tehran, Iran

Article Info

Extended Abstract

Date received: 20/01/1404

Date confirmed: 25/01/1405

Introduction

Emotional divorce is one of the most covert yet damaging forms of marital breakdown, with serious consequences for the psychological well-being of couples, children, and the family structure (Ghadimi et al., 1400). In this type of divorce, although the formal marital relationship persists, the emotional bond, affective connection, and effective communication between spouses are severely weakened (Al-Shahrani & Hammad, 2023; VandenBos, 2013). Psychological research identifies early maladaptive schemas (EMS) or life traps as a significant cause of this phenomenon; cognitive-emotional patterns rooted in childhood that manifest in adult relationships, particularly marital relationships, through perceptual distortions and cognitive biases (Young & Klosko, 2003; De Rozario & Pilkington, 2021). Conversely, certain protective factors may play a neutralizing or moderating role in this context. Among the most important of these are resilience and religiosity. Resilience refers to an individual's capacity to adapt to life stressors and pressures and plays a significant role in maintaining relationship stability (Hamkins, 2019). Similarly, religiosity as a spiritual and normative resource can

**Emotional Divorce,
Early Maladaptive Schemas,
Religiosity, Resilience.**

provide a supportive framework for coping with marital challenges (Vermullen, 2023). However, in the domestic research literature, the simultaneous moderating role of these two variables in the relationship between EMS and emotional divorce has rarely been examined. Therefore, the aim of this study is to analyze the moderating role of religiosity and resilience in this relationship among married educators in the city of Qom.

Method

This study is descriptive-correlational in nature and applied in purpose. The statistical population consisted of married educators in Qom during the 1402-1403 academic year. A sample of 200 individuals was selected through convenience sampling, and data were collected using four validated psychometric instruments: the Young and Klosko (1994) Life Traps Questionnaire, the Pourhossein and Bidast (1393) Emotional Divorce Questionnaire, the Connor and Davidson (2003) Resilience Scale, and the Khodayari et al. (1397) Religiosity Assessment Questionnaire. After controlling for outliers and incomplete data, the data were analyzed using Pearson's correlation coefficient and hierarchical regression. Statistical indices included the coefficient of determination, beta coefficients, and the t-test to examine the significance of moderating effects in the Baron and Kenny model. Statistical analyses were conducted using SPSS 26, with a significance level set at 0.01.

Findings

The findings indicated that EMS had a positive and significant relationship with emotional divorce, meaning that as the severity of early maladaptive schemas increased, the level of emotional divorce also increased. On the other hand, resilience had a negative and significant relationship with emotional divorce and was able to independently predict a portion of the variance in the criterion variable. In the hierarchical regression analysis, in the first step, the inclusion of EMS in the model explained approximately 19% of the variance in emotional divorce. In the second step, with the addition of resilience, the model's coefficient of determination increased to 26%. In the third step, with the inclusion of the interaction term (EMS $\times$ Resilience), the coefficient of determination reached 36%, indicating the moderating effect of resilience. The effect size for this change, based on Cohen's suggested index, was small to moderate and statistically significant.

Regarding religiosity, although a negative and significant relationship was observed between this variable and emotional divorce, religiosity alone was not a strong predictor of emotional divorce. However, in the third step of the analysis, the interaction effect of religiosity $\times$ EMS was added to the model, resulting in a significant increase in the coefficient of determination (from 20% to approximately 23%). This finding indicates that religiosity, as a moderating variable, was able to reduce the effect of EMS on emotional divorce.

Conclusion

The findings suggest that EMS, by creating cognitive distortions, predispose individuals to enter the cycle of emotional divorce. Conversely, resilience as a cultivable psychological resource and religiosity as an internalized spiritual capital can curb this dysfunctional cycle and reconstruct the path of marital relationships. These findings have important implications for psychotherapists, family counselors, educational policymakers, and cultural institutions. Interventions focusing on enhancing resilience and strengthening deeper components of religiosity can serve as effective tools for preventing emotional family breakdown. Given the cultural

context of Iran and the specificity of the study sample (married educators in Qom), it is recommended that this model be validated in other social groups and with mixed methods to pave the way for broader interventions.

نقش تعدیل‌کننده دین‌داری و تاب‌آوری در رابطه تله‌های زندگی و طلاق عاطفی

حسین رضائیان بیلندی

استادیار گروه خانواده، پژوهشگاه حوزه و دانشگاه، قم، ایران (نویسنده مسئول)

<https://orcid.org/0000-0003-3358-1422> hrbilondi@rihu.ac.ir

محمد تقی عابدی

گروه روانشناسی، موسسه آموزشی و پژوهشی امام خمینی (ره)، قم، ایران

<https://orcid.org/0009-0006-1550-5900> m.ermia0014@gmail.com

اکرم حبیبی خاوه

دانشجوی ارشد رشته مشاوره خانواده؛ گروه روانشناسی، علوم و تحقیقات تهران، تهران، ایران

akram.habibi.kh@gmail.com

چکیده	اطلاعات مقاله
پژوهش حاضر به منظور بررسی نقش تعدیلگر دین‌داری و تاب‌آوری در رابطه بین تله‌های زندگی و طلاق عاطفی انجام شده است. این مطالعه از نوع توصیفی - هم‌بستگی است و جامعه آماری آن شامل فرهنگیان متأهل شهر قم در سال‌های ۱۴۰۲-۱۴۰۳ است. نمونه پژوهشی شامل ۲۰۰ نفر بود که به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. برای جمع‌آوری داده‌ها از پرسش‌نامه‌های طلاق عاطفی پورحسین و بیدست (۱۳۹۳)، تله‌های زندگی یانگ و کلوسکو (۱۹۹۴ م). دین‌داری خدایاری و همکاران (۱۳۹۷) و تاب‌آوری کانر و دیویدسون (۲۰۰۳ م) استفاده شد. داده‌ها با استفاده از ضریب هم‌بستگی پیرسون و رگرسیون چندگانه در SPSS26 تجزیه و تحلیل گردید و سطح معناداری ۰/۰۱ در نظر گرفته شد. نتایج نشان داد تله‌های زندگی رابطه مثبت و معناداری با طلاق عاطفی دارند. همچنین تاب‌آوری پیش‌بینی‌کننده معناداری برای طلاق عاطفی بود. افزون بر این دین‌داری و تاب‌آوری به عنوان متغیرهای تعدیلگر در رابطه بین تله‌های زندگی و طلاق عاطفی عمل می‌کنند؛ به‌طوری‌که اثرات منفی تله‌های زندگی بر	تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۱/۲۰ تاریخ تأیید: ۱۴۰۵/۰۱/۲۵ طلاق عاطفی، تله‌های زندگی، دین‌داری، تاب‌آوری.

طلاق عاطفی را کاهش می‌دهند. این یافته‌ها نشان می‌دهد دین‌داری و تاب‌آوری نقش کلیدی در کاهش آسیب‌های عاطفی و پیشگیری از طلاق عاطفی دارند و می‌توانند به عنوان عوامل محافظت‌کننده در مداخلات روان‌شناختی و مشاوره‌ای مورد توجه قرار گیرند.

مقدمه

خانواده سالم نقش مهمی در پیش‌بینی سلامت جسمی و روانی اعضا ایفا می‌کند (لو و همکاران،^۱ ۲۰۲۴م: ۲۴) و به طور گسترده‌ای به موفقیت یا شکست افراد در دوره‌های گوناگون زندگی مرتبط می‌شود (استیونسون^۲ و همکاران، ۲۰۲۱م: ۱۰۰۷). برای بسیاری از بزرگسالان، خانواده نزدیک‌ترین و صمیمانه‌ترین روابط زندگی‌شان قلمداد می‌شود؛ روابطی که منبع اصلی عاطفه و حمایت برای زوجین است (مونته‌سی و همکاران، ۲۰۱۳م: ۲۰۵). در چنین اوضاعی، با وجود تلاش‌های زن و مرد برای انجام وظایف خود، عشق و علاقه میان آنها به تدریج کم‌رنگ می‌شود و گاه به طور کامل از بین می‌رود؛ در نتیجه زوجین بدون هیچ‌گونه احساس و عاطفه‌ای به یکدیگر، عملاً زندگی جداگانه‌ای را در زیر یک سقف تجربه می‌کنند (آتان و بولوس،^۴ ۲۰۱۹م: ۲۲۶). این وضع که به آن «طلاق عاطفی» گفته می‌شود، نوعی جدایی روانی است که طی آن - به دلیل کاهش شدید ارتباط و صمیمیت - زوجین از یکدیگر فاصله می‌گیرند (الشهرانی و حماد،^۵ ۲۰۲۳م: ۵۰) و عملاً در کنار هم زندگی می‌کنند؛ اما رابطه‌ای عاطفی و تعامل عادی میان آنها وجود ندارد (وندن‌بوس،^۶ ۲۰۱۳م: ۵).

هرچند طلاق عاطفی نمود عینی ندارد (قدیمی و همکاران، ۱۴۰۰: ۱۷۰)، به وضعی اطلاق می‌شود که در آن، زوجین از لحاظ عاطفی از یکدیگر جدا می‌شوند و ارتباط مؤثر و صمیمیت میان آنها کاهش می‌یابد؛ اما همچنان به دلایل گوناگون از جمله فرزندان، مسائل مالی یا ترس از طلاق رسمی، در کنار یکدیگر زندگی می‌کنند (اماتو و پرویتی،^۷ ۲۰۰۳م: ۶۰۲). این نوع طلاق می‌تواند به بروز مشکلات روانی مانند افسردگی، اضطراب و کاهش رضایت از زندگی منجر شود (امبرسون

1. Lo, C. K. M.
2. Stevenson, C.
3. Montesi, J. L.
4. Atan, A. & Buluş, M.
5. AL-shahrani, H. F. & Hammad M. A.
6. VandenBos, G. R.
7. Amato, P. R. & Previti, D.

و همکاران،^۱ ۲۰۰۵م: ۱۳۳۲). همچنین طلاق عاطفی اغلب پیامدهای منفی بر فرزندان خانواده دارد؛ از جمله احساس ناامنی، کاهش اعتماد به نفس و مشکلات تحصیلی که در نهایت به تضعیف بهزیستی روانی و اجتماعی کودکان می‌انجامد (هترینگتون،^۲ ۲۰۰۳م: ۱۸۴۹). بررسی پدیدارشناختی آسایش و همکاران طلاق عاطفی در چهار مضمون پیامدهای ارتباطی والد - فرزندی، پیامدهای ارتباطی خویشاوندی، تأثیر بر عملکرد فرزندان و پیامدهای شغلی را در بر می‌گیرد (آسایش و همکاران، ۱۴۰۳: ۴۲).

افزون بر عوامل اجتماعی، اقتصادی و حقوقی، بررسی علل فردی و روان‌شناختی در طلاق عاطفی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. طرح‌واره‌ها یا تله‌های زندگی^۳ به عنوان یکی از عوامل روان‌شناختی، نقشی کلیدی در این زمینه ایفا می‌کنند (کوپر،^۴ ۲۰۱۱م: ۳۳۵). تله‌ها به سوگیری‌ها در آسیب‌شناسی روانی میان افراد (زوجین) منجر می‌شوند که این سوء تفاهم‌ها، نگرش‌های تحریف‌شده، گمان‌های نادرست، هدف‌ها و دیدگاه‌های غیر واقعی به خود را نشان می‌دهند (آنتوان^۵ و همکاران، ۲۰۰۸م: ۱۱۷۵). یانگ و کلوسکو (۱۹۹۴م) یازده تله زندگی شامل رهاشدگی،^۶ بی‌اعتمادی،^۷ آسیب‌پذیری،^۸ وابستگی،^۹ محرومیت هیجانی،^{۱۰} طرد اجتماعی،^{۱۱} نقص و شرم،^{۱۲} شکست،^{۱۳} اطاعت،^{۱۴} معیار سخت‌گیرانه^{۱۵} و استحقاق^{۱۶} را ذکر می‌کنند.

زوجین مبتلا به تله رهاشدگی، به دلیل ترس از ترک شدن، اغلب روابط ناپایدار و وابسته‌ای دارند که این امر به کاهش صمیمیت و افزایش فاصله عاطفی بین آنها منجر می‌شود (میخائیلوف،^{۱۷}

-
1. Umberson, D.
 2. Hetherington, E. M.
 3. Life Traps, Schemas.
 4. Cooper, C. C.
 5. Antoine, P.
 6. Abandonment.
 7. Distrust.
 8. Vulnerability.
 9. Dependency.
 10. Emotional Deprivation.
 11. Social Exclusion
 12. Defect & Sshame.
 13. Break.
 14. Obedience.
 15. Strict criteria.
 16. Entitlement.
 17. Mihailov, A. M.

۲۰۲۳م: ۱۱). این طرح‌واره که معمولاً در تجربیات ناخوشایند دوران کودکی مانند ترک والدین ریشه دارد، به شکل اضطراب از ترک شدن و وابستگی شدید به شریک زندگی ظاهر می‌شود. این وابستگی می‌تواند باعث بی‌ثباتی در رابطه و کاهش اعتماد میان زوجین شود؛ زیرا افراد مبتلا به این طرح‌واره همواره نگران پایداری رابطه و احتمال قطع حمایت عاطفی هستند. به واسطه این نگرانی‌ها، فاصله عاطفی میان آنها شکل می‌گیرد و ممکن است به طلاق عاطفی منجر شود. مطالعات نشان داده‌اند افراد دارای این طرح‌واره بیشتر در معرض روابط اجتنابی یا اضطرابی قرار دارند که احتمال جدایی عاطفی را افزایش می‌دهد (دی. روزاریو و پیلکینگتون، ۲۰۲۱م: ۶۶۴).

تله محرومیت هیجانی همچنین می‌تواند به بروز طلاق عاطفی منجر شود. این طرح‌واره که شامل احساس دریافت نکردن حمایت عاطفی و هیجانی است، باعث می‌شود فرد به تدریج احساس ناامنی کند و از همسر خود فاصله بگیرد. در نتیجه فرد به طلاق عاطفی تمایل می‌یابد (صفری و علی‌پناه، ۱۴۰۲: ۳۹۵). کمالیان^۲ و همکاران (۲۰۲۱م) نیز در پژوهشی نشان داده‌اند افراد مبتلا به این طرح‌واره به کاهش صمیمیت و درگیری عاطفی تمایل دارند. در نهایت طرح‌واره نقص و شرم نیز عامل دیگری است که به دوری عاطفی در روابط زناشویی دامن می‌زند. در این طرح‌واره، فرد احساس بی‌ارزشی و شرم را به رابطه زناشویی منتقل می‌کند که به کاهش صمیمیت و بروز طلاق عاطفی منجر می‌شود. تحقیقات نشان داده‌اند افراد دارای این طرح‌واره - به دلیل احساس ناکافی بودن - به دوری عاطفی از همسر خود گرایش دارند (فاسبندر^۳ و همکاران، ۲۰۱۶م: ۱).

یک بررسی فراتحلیل نشان داد طرح‌واره‌ها به شکل معناداری بر مشکلات ارتباطی تأثیر می‌گذارند (جانوفسکی^۴، و همکاران، ۲۰۲۰م: ۱). در تحقیقات دیگری نیز مشاهده شد تله‌های زندگی تأثیرات چشمگیری بر طلاق عاطفی دارند (اوکانر^۵ و همکاران، ۲۰۱۸م: ۵۱۰). همچنین یافته‌های پژوهشی دیگر نشان داد بین نمره کل طرح‌واره‌ها و طلاق عاطفی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد (لعل‌زاده و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۰۲)؛ به‌ویژه طرح‌واره‌های شکست در پیشرفت و محرومیت هیجانی، قابلیت پیش‌بینی طلاق عاطفی را دارند.

1. D'Rozario, A. B. & Pilkington, P. D.
2. Kamalian.
3. Fassbinder, E.
4. Janovsky T.
5. O'Connor, P.

اگرچه طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه می‌توانند زمینه‌ساز بروز طلاق عاطفی باشند، یافته‌های متعددی نشان می‌دهند باورهای مذهبی ممکن است به صورت معکوس بر روابط زناشویی اثرگذار باشند و به‌ویژه در موقعیت‌های تنش‌زا نقش حفاظتی ایفا کنند (هونلر و گنجوز،^۱ ۲۰۰۵م: ۱۲۳). دین به عنوان منبعی معنوی و روانی می‌تواند در مواجهه با فشارهای مزمن رابطه‌ای همچون طلاق عاطفی به زوجین کمک کند (سیمونیچ و کلوبوچار،^۲ ۲۰۱۷م: ۱۶۴۴). در اوضاع بحرانی مانند طلاق عاطفی، دین‌داری از طریق عرضه شبکه‌های حمایتی و معنوی به افراد می‌تواند به بهبود سازگاری عاطفی آنها کمک کند. درنهایت پابندی دینی به هنجارهای مشترک می‌تواند به عنوان یک سپر فرهنگی در کاهش تعارض‌های زناشویی و پیشگیری از طلاق عاطفی عمل کند (ورمولن و وان در ورفورست،^۳ ۲۰۲۳م: ۱). بااین حال مرور انتقادی ادبیات نشان می‌دهد اغلب این مطالعات دین‌داری را یک عامل مستقیم و مستقل در نظر گرفته‌اند و کمتر به نقش تعاملی یا تعدیلگر آن در زمینه تأثیر سایر عوامل آسیب‌زای روان‌شناختی مانند طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه یا تله‌های زندگی توجه شده است. برای نمونه یافته‌های فراترکیب نیازی و همکاران هرچند بر رابطه مثبت دین‌داری با کاهش طلاق عاطفی دلالت دارند ($r = 0.316$)، به سازوکارهای روان‌شناختی یا تعاملات بین‌متغیری نپرداخته‌اند (نیازی و همکاران، ۱۳۹۹: ۱۸۰)؛ به بیان دیگر اینکه دین‌داری چگونه می‌تواند اثر متغیرهای پرخطر مانند تله‌های زندگی را کاهش دهد، همچنان نیازمند تبیین تجربی و نظری است.

افزون بر دین‌داری، یک عامل دیگر که ممکن است نقش پیش‌بینی‌کننده‌ای در طلاق عاطفی داشته باشد، تاب‌آوری^۴ است. تاب‌آوری به معنای فرایند و نتیجه سازگاری موفقیت‌آمیز با تجربه‌های دشوار یا چالش‌برانگیز زندگی است و این سازگاری معمولاً از طریق انعطاف‌پذیری و تنظیم روانی، احساسی و رفتاری در رویارویی با نیازها و فشارهای داخلی و خارجی اتفاق می‌افتد (وندن بوس،^۵ ۲۰۱۳م: ۵۰). این ویژگی با پیامدهای سلامتی جسمی روانی بهتر (کانر و دیویدسون،^۶ ۲۰۰۳م: ۷۶) و رفتارهای سازگارانه مثبت‌تر با رویدادهای منفی زندگی ارتباط دارد (آسپینال و مک‌نامارا،^۷ ۲۰۰۵م: ۲۵۴۹).

1. Hüner, O. S. & Gençöz, T. İ.
2. Simonič, B. & Rijavec Klobučar, N.
3. Vermeulen, F. & Van der Werfhorst, H. G.
4. Resilience.
5. VandenBos, G. R.
6. Connor, K. M. & Davidson, J. R. T.
7. Aspinwall, L. G. & MacNamara, A.

سطح پایین تاب‌آوری در زنان به شکل معناداری، احتمال طلاق عاطفی را افزایش می‌دهد. پژوهشگران این مطالعه نشان داده‌اند افرادی که تاب‌آوری کمتری دارند، توانایی پایین‌تری در مقابله با فشارها و استرس‌های زندگی زناشویی دارند و این مسئله می‌تواند به افزایش احتمال طلاق عاطفی منجر شود (غنی‌آبادی^۱ و همکاران، ۲۰۲۴م: ۶۳).

تحلیل آماری داده‌ها ارتباط معکوس و معناداری را بین سطح تاب‌آوری افراد و احتمال وقوع طلاق نشان داد (اسکندرپور، ۱۳۹۵: ۱). این یافته نشان می‌دهد تاب‌آوری به عنوان یک عامل محافظتی، از ویژگی‌ها و خصوصیات شخصیتی افراد تأثیر می‌پذیرد. هامکینز^۲ بر این باور است که تاب‌آوری باعث می‌شود افراد بتوانند سختی‌ها و کشمکش‌ها را راحت‌تر تحمل کنند (هامکینز، ۲۰۱۹م: ۲۹۵)؛ این عوامل در نهایت سازگاری زناشویی را افزایش می‌دهند و موجب می‌شوند زوجین از رضایت زناشویی بالایی برخوردار شوند. این امر به عملکرد صحیح نهاد خانواده کمک می‌کند و به شکل‌گیری جامعه‌ای بانشاط و پویا منجر می‌شود.

اگرچه مطالعات گوناگونی در زمینه سبب‌شناسی طلاق عاطفی انجام شده و رابطه متغیرهایی مانند دین‌داری، تاب‌آوری و طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه با طلاق عاطفی از نظر آماری معنادار گزارش شده است، کمتر پژوهشی به نقش تعاملی یا تعدیلگرانه این متغیرها در روابط علی میان مؤلفه‌های روان‌شناختی و طلاق عاطفی توجه کرده است. درواقع تمرکز اصلی این مطالعات بر رابطه مستقیم بوده و نقش دین‌داری و تاب‌آوری به عنوان متغیرهای تعدیلگر غالباً نادیده گرفته شده است. بااین حال برخی پژوهش‌ها به طور محدود به این بعد اشاره کرده‌اند؛ برای نمونه مهداد و همکاران به نقش تعدیلگر دین‌داری در رابطه استرس و سلامت روان اشاره داشته‌اند (مهداد و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۵) و برخی مطالعات بین‌المللی نیز نقش محافظتی دین‌داری را در زمینه فشارهای روانی و خودکشی با توجه به زمینه دینی تأیید کرده‌اند (اواد^۳ و همکاران، ۲۰۲۳م: ۵۰؛ هی^۴ و همکاران، ۲۰۱۹م: ۵۰). همچنین پژوهش‌هایی به بررسی نقش تعدیلگر تاب‌آوری در پیوند بین استرس‌های محیطی و سلامت روان پرداخته‌اند (دبیری، ۱۴۰۲: ۱؛ هاشمی‌پور پتکویی، ۱۴۰۳: ۶۱). با این پیش‌زمینه، نوآوری پژوهش حاضر در این است که برای نخستین بار نقش هم‌زمان دو متغیر دین‌داری و تاب‌آوری را در قالب تعدیل‌کننده‌های روان‌شناختی در رابطه میان

-
1. Ghani Abadi, S.
 2. Hamkins, S.
 3. Awad, E.
 4. He, Z.

تله‌های زندگی و طلاق عاطفی بررسی می‌کند؛ مدلی که در ادبیات پژوهشی - به‌ویژه در بستر فرهنگی ایران - کمتر تحلیل شده یا مغفول مانده است. این نوآوری را می‌توان در دو بُعد نظری و کاربردی بررسی کرد. از بعد نظری، این پژوهش می‌تواند روشن کند که آیا دین‌داری و تاب‌آوری قادرند شدت اثر آسیب‌زا و تهدیدکننده تله‌های زندگی را بر طلاق عاطفی کاهش دهند یا خیر. از نظر کاربردی، یافته‌های این تحقیق می‌تواند به مشاوران، روان‌شناسان و برنامه‌ریزان خانواده‌محور در طراحی مداخلات مبتنی بر منابع معنوی و روانی برای کاهش آمار طلاق عاطفی و بهبود روابط زناشویی کمک کند.

پرسش اصلی این پژوهش این است که «نقش تعدیل‌کننده دین‌داری و تاب‌آوری در رابطه میان تله‌های زندگی و طلاق عاطفی چگونه است؟». پرسش‌های فرعی مورد مطالعه در این پژوهش عبارت‌اند از:

۱. تاب‌آوری چگونه رابطه بین تله‌های زندگی و طلاق عاطفی را تعدیل می‌کند؟
۲. دین‌داری چگونه رابطه بین تله‌های زندگی و طلاق عاطفی را تعدیل می‌کند؟

روش پژوهش

پژوهش حاضر در شمار تحقیقات توصیفی و از نوع هم‌بستگی است. جامعه آماری مطالعه حاضر شامل فرهنگیان متأهل شهر قم در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۳ بود که ۲۰۰ نفر از آنان به صورت در دسترس به عنوان نمونه انتخاب شدند. برای برآورد حجم نمونه در مدل‌های رگرسیون چندگانه، نسبت‌های گوناگونی پیشنهاد شده است. کرلینجر و پدهازور (۱۳۹۵) استدلال می‌کنند که نسبت ۳۰ به ۱ (تعداد نمونه به هر متغیر مستقل) در مقایسه با نسبت‌های کوچک‌تر و بزرگ‌تر به کاهش معنادار افت ضریب تعیین^۱ منجر می‌شود و افزایش حجم از این نسبت، تأثیر چشمگیری در افت ضریب تعیین ندارد. بر همین اساس و با توجه به تعداد متغیرهای پژوهش، حداقل حجم نمونه مورد نیاز ۱۲۰ نفر برآورد شد. با هدف افزایش اطمینان در تعمیم‌پذیری، تعداد بیشتری داده گردآوری شد. در مجموع ۳۱۰ نسخه چاپی دفترچه پرسش‌نامه میان نمونه‌های در دسترس توزیع شد و لینک نسخه آنلاین نیز در بسترهای مجازی انتشار یافت. پس از جمع‌آوری، داده‌ها از نظر میزان کامل بودن پاسخ‌ها، یک‌نواختی غیرطبیعی در پاسخ‌گویی و مقادیر پرت بررسی شدند. پرسش‌نامه‌های ناقص، پاسخ‌های نامعتبر و داده‌های پرت حذف شدند. در نهایت داده‌های ۲۰۰ نفر وارد تحلیل آماری شد. همه شرکت‌کنندگان به صورت داوطلبانه و با آگاهی از اهداف مطالعه

1. R^2 .

در پژوهش مشارکت داشتند. رضایت آگاهانه از آنها گرفته شد و محرمانه بودن داده‌ها تضمین گردید. اصول اخلاق پژوهش نیز در تمامی مراحل رعایت شد. گردآوری داده‌های مورد نیاز در این پژوهش به کمک چهار پرسش‌نامه ذیل انجام شد.

۱. پرسش‌نامه تله‌های زندگی

این پرسش‌نامه را یانگ و کلوسکو (۱۹۹۴م) با هدف کسب اطلاعات عمیق‌تر درباره‌ی طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه و نحوه‌ی تأثیر آنها بر روابط بین‌فردی - به‌ویژه در زمینه‌ی انتخاب همسر - طراحی و تدوین کرده‌اند. این پرسش‌نامه ابزاری تشخیصی - تحلیلی قلمداد می‌شود که به شناسایی الگوهای پایدار و منفی شناختی - هیجانی کمک می‌کند و مشخص می‌کند افراد در کدام‌یک از تله‌های زندگی گرفتار هستند. پرسش‌نامه‌ی یادشده از ۲۲ گویه تشکیل شده است و پاسخ‌دهندگان موظف‌اند هر آیت‌م را در دو بُعد زمانی جداگانه (دوران کودکی و اوضاع کنونی) بر مبنای یک طیف شش درجه‌ای لیکرت ارزیابی کنند. مقیاس پاسخ‌دهی به گونه‌ای تنظیم شده که عدد ۱ بیانگر «کاملاً نادرست درباره‌ی من» و عدد ۶ نشان‌دهنده‌ی «کاملاً درست درباره‌ی من» است. افزایش نمره کلی در این پرسش‌نامه بیانگر شدت بالاتر گرفتاری در دام‌های شناختی (تله‌های زندگی) شمرده می‌شود. نسخه‌ی فارسی این ابزار را فتی و همکاران (۱۳۸۸) ترجمه و بومی‌سازی کرده است و اعتبارسنجی روان‌سنجی آن نیز در نمونه‌ای متشکل از ۳۵۰ نفر ارزیابی شده است. تحلیل پایایی با بهره‌گیری از ضریب آلفای کرونباخ برای کل پرسش‌نامه، مقدار ۰/۹۲۸ را نشان داده که بیانگر همسانی درونی بسیار مطلوب سازه است. افزون بر این ضریب آلفای کرونباخ برای بخش مرتبط با دوران کودکی برابر با ۰/۹۲۱ و برای بخش مربوط به زمان حال معادل ۰/۸۱۵ محاسبه شده است؛ مقادیری که مؤید ثبات و قابلیت اعتماد مطلوب این ابزار در دو سطح زمانی جداگانه هستند. در پژوهش حاضر نیز پایایی این ابزار از طریق آلفای کرونباخ برابر با ۰/۹۳۱ به دست آمد که نشان‌دهنده‌ی همسانی درونی بسیار مطلوب مقیاس است.

۲. پرسش‌نامه تاب‌آوری

برای ارزیابی مؤلفه‌های روان‌شناختی تاب‌آوری از پرسش‌نامه‌ی تاب‌آوری کانر و دیویدسون^۱ (CD-RISC، ۲۰۰۳م) بهره گرفته شد؛ ابزاری استاندارد و مبتنی بر شواهد که به عنوان یکی از معتبرترین مقیاس‌های سنجش سازگاری روانی در اوضاع دشوار شناخته می‌شود. این پرسش‌نامه شامل ۲۵ گویه

1. Connor, K. M. & Davidson, J. R. T.

است که به منظور پوشش پنج مؤلفه کلیدی تاب‌آوری طراحی شده‌اند: شایستگی فردی (آیتم‌های ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۶، ۱۷، ۲۳، ۲۴ و ۲۵)، اعتماد به شهود، کارآمدی بین‌فردی و تحمل هیجان منفی (آیتم‌های ۶، ۷، ۱۴، ۱۵، ۱۸، ۲۰)، پذیرش مثبت تغییر و توانمندی در ایجاد روابط ایمن (آیتم‌های ۱، ۲، ۴، ۵ و ۸)، حس کنترل در مواجهه با شرایط (آیتم‌های ۱۳، ۲۱ و ۲۲) و سرسختی مبتنی بر معنویت و باورهای مذهبی (آیتم‌های ۳ و ۹). پاسخ‌دهی به هر آیتم بر اساس طیف لیکرت پنج‌درجه‌ای، از صفر (کاملاً نادرست) تا چهار (کاملاً درست) صورت می‌گیرد. کانر و دیویدسون در تحلیل روان‌سنجی اولیه این ابزار، میزان پایایی درونی را با بهره‌گیری از ضریب آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۹ و ضریب بازآزمایی با فاصله چهار هفته‌ای را برابر با ۰/۸۷ گزارش کرده‌اند که هردو بیانگر ثبات و همسانی مطلوب مقیاس در ارزیابی سازه تاب‌آوری هستند. در زمینه هنجاریابی و بومی‌سازی این ابزار در جامعه ایرانی، محمدی (۱۳۸۴) فرایند اعتبارسنجی مقیاس را آغاز کرد. برای بررسی روایی سازه، نخست هم‌بستگی هر آیتم با نمره کل محاسبه شد. نتایج نشان دادند به‌جز آیتم شماره ۳، تمامی آیتم‌ها دارای هم‌بستگی مطلوب با نمره کل مقیاس بوده‌اند (بین ۰/۴۱ تا ۰/۶۴). در ادامه برای بررسی ساختار عاملی ابزار از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) استفاده شد که شواهدی تجربی مبنی بر هم‌راستایی ساختار عاملی ابزار با ابعاد نظری آن فراهم کرد. افزون بر آن ضریب پایایی محاسبه‌شده از طریق آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۹ به دست آمد (ر.ک: تورانی و همکاران، ۱۳۹۱) که مؤید قابلیت اعتماد بالای ابزار در زمینه‌های پژوهشی و بالینی در بستر فرهنگی ایران است. پایایی پرسش‌نامه در پژوهش حاضر با بهره‌گیری از آلفای کرونباخ محاسبه شد که مقدار ۰/۹۴۶ به دست آمد و نشان‌دهنده انسجام درونی بسیار قوی ابزار است.

۳. پرسش‌نامه طلاق عاطفی

برای سنجش میزان طلاق عاطفی میان زوجین از پرسش‌نامه طلاق عاطفی پورحسین و بیدست (۱۳۹۳) استفاده شد. این پرسش‌نامه شامل ۳۲ گویه است که به بررسی وضع روابط عاطفی میان همسران می‌پردازد. پاسخ‌دهندگان می‌بایست میزان انطباق هر گزاره را با وضع خود در قالب مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای از «خیلی کم» تا «خیلی زیاد» مشخص کنند. نمره‌گذاری گویه‌ها به صورت عددی از ۱ (خیلی کم) تا ۵ (خیلی زیاد) انجام شده و مجموع نمرات فرد بازه‌ای از ۳۲ تا ۱۶۰ را در بر می‌گیرد؛ نمرات بالاتر بیانگر شدت بیشتر طلاق عاطفی است. روایی محتوایی و صوری این ابزار را پنج نفر از استادان متخصص در حوزه روان‌شناسی و خانواده‌بررسی و تأیید کرده‌اند. در فرایند ارزیابی صوری، نسخه اولیه پرسش‌نامه مشتمل بر ۶۳ گویه، طراحی و به خبرگان عرضه شد. از ایشان خواسته شد میزان ارزیابی‌کنندگی هر گویه نسبت به سازه طلاق عاطفی را در مقیاسی از ۱ (بی‌ارتباط) تا ۵ (بسیار مرتبط) مشخص کنند. بر اساس نتایج حاصل از این مرحله و تحلیل

نظریات متخصصان، نسخه نهایی پرسش نامه با ۳۲ گویه تنظیم شد. برای بررسی پایایی ابزار از ضریب آلفای کرونباخ به منظور سنجش همسانی درونی استفاده شد. مقدار آلفا برای کل مقیاس برابر با ۰/۸۸۴ به دست آمد که نشان دهنده هم بستگی درونی بالا و انسجام مناسب گویه ها در ارزیابی مفهوم طلاق عاطفی است. همچنین شاخص روایی محتوایی کمی با میانگین نمره ۰/۷۰ تأیید کننده کفایت محتوایی گویه ها در پوشش ابعاد سازه بوده است. براین اساس این ابزار از اعتبار و پایایی مناسب برای استفاده در پژوهش های علمی مرتبط با حوزه خانواده و زوج درمانی برخوردار است. تحلیل پایایی برای مقیاس طلاق عاطفی نیز انجام گرفت و مقدار آلفای کرونباخ ۰/۹۷۶ به دست آمد که بیانگر قابلیت اعتماد بسیار بالا و سازگاری درونی مطلوب گویه هاست.

۴. پرسش نامه سنجش دین داری

برای ارزیابی میزان دین داری مشارکت کنندگان از نسخه کوتاه مقیاس سنجش دین داری خدایاری فرد و همکاران (۱۳۸۹) استفاده شد. این نسخه بر مبنای فرم بلند ۱۰۲ سؤالی این ابزار که با هدف سنجش ابعاد گوناگون دین داری شامل مؤلفه های شناختی، عاطفی، رفتاری و بر پایه چهار رابطه بنیادین «انسان با خدا، خود، دیگران و جهان هستی» طراحی شده بود، تهیه شده است. نسخه کوتاه شامل ۴۰ گویه است و پاسخ گویی به آیتم ها در قالب طیف لیکرت شش درجه ای از «۰ = هرگز» تا «۵ = همیشه» صورت می گیرد. دامنه نمرات این مقیاس بین ۰ تا ۲۰۰ متغیر است؛ به طوری که نمرات بالاتر در هر خرده مقیاس نشان دهنده سطح بالاتری از گرایش های دینی است. ساختار عاملی این نسخه با بهره گیری از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی در سه مؤلفه اصلی، شناسایی و تأیید شده است: باور دینی (دانش اصول دین و آگاهی از فروغ)؛ عواطف دینی (احساسات مثبت و منفی مرتبط با دین داری)؛ رفتار دینی (میزان عمل به تکالیف و شعائر دینی). همچنین چهار گویه با شماره های ۱۰، ۲۰، ۳۰ و ۴۰ به عنوان شاخص های وانمود اجتماعی به ابزار افزوده شده اند که در تحلیل نهایی، لحاظ نمی شوند و صرفاً به منظور شناسایی پرسش نامه های مشکوک به بی اعتباری پاسخ دهی به کار می روند. نتایج تحلیل روان سنجی نشان داده اند این ابزار از شاخص های مطلوبی در زمینه پایایی و روایی برخوردار است. ضرایب آلفای کرونباخ برای مؤلفه های باور دینی، عواطف دینی و رفتار دینی به ترتیب برابر با ۰/۹۲، ۰/۸۱ و ۰/۹۱ و برای کل مقیاس برابر با ۰/۹۱ گزارش شده است. همچنین ضرایب هم بستگی بین آیتم ها و نمره کل زیر مقیاس ها نشان دهنده همسانی درونی مناسب در نسخه کوتاه پرسش نامه است. افزون بر آن خدایاری فرد و همکاران (۱۳۹۷) در دو مطالعه جداگانه، پایایی این مقیاس را به روش باز آزمایی برابر با ۰/۹۱، به روش دو نیمه کردن اسپیرمن - براون برابر با ۰/۸۲ و به روش گاتمن برابر با ۰/۸۰

گزارش کرده‌اند. شاخص روایی کل ابزار نیز در این مطالعات به ترتیب برابر با ۰/۹۶ و ۰/۹۴ برآورد شده است. این نتایج مؤید اعتبار مطلوب و قابلیت اعتماد بالای این ابزار در سنجش سازه دین‌داری در جمعیت دانشجویی و عمومی است. ضریب آلفای کرونباخ در این پژوهش برابر با ۰/۹۳۳ محاسبه شد که نشان‌دهنده میزان پایایی مطلوب و انسجام مفهومی گویه‌هاست.

یافته‌ها

نمونه مورد مطالعه شامل ۲۰۰ نفر (۹۰ مرد و ۱۱۰ زن) آزمودنی بود که میانگین سنی آنها ۳۹/۸۵ با انحراف معیار ۹/۲۱ به دست آمد. به صورت میانگین از زمان ازدواج شرکت‌کنندگان ۱۵/۷۷ سال گذشته بود. از نظر تحصیلات، ۱۲ نفر (۶ درصد) از آزمودنی‌ها دارای مدرک دیپلم، ۱۰۰ نفر (۵۰ درصد) لیسانس، ۷۲ نفر (۳۶ درصد) فوق‌لیسانس و ۱۶ نفر (۸ درصد) دکتری بودند. نتایج مربوط به میانگین، انحراف استاندارد و هم‌بستگی بین متغیرهای پژوهش در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱: میانگین، انحراف استاندارد و ماتریس هم‌بستگی بین متغیرهای پژوهش

	۱	۲	۳	۴
۱- طلاق عاطفی				
۲- تاب‌آوری	-۰.۵۰**			
۳- دین‌داری	-۰.۲۱**	۰.۴۴**		
۴- تله‌های زندگی	۰.۴۴**	-۰.۶۵**	-۰.۲۷**	
M	۴۶.۶۵۵	۷۹.۱۸۰	۱۷۰.۵۶۰	۴۸.۶۰۷
SD	۱۸.۲۹۲	۱۳.۰۹۰	۱۳.۱۲۳	۱۶.۵۱۵

** $p < 0.01$

طبق ماتریس هم‌بستگی در جدول ۱ بین تاب‌آوری و دین‌داری با طلاق عاطفی، ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. همچنین ارتباط بین تله‌های زندگی و طلاق عاطفی، ارتباط مثبت و معنادار برابر با ۰/۴۴ به دست آمد. از میان متغیرهای پیش‌بین، بیشترین ضریب هم‌بستگی مربوط به تاب‌آوری برابر با ۰/۵۰ - است.

پیش از اجرای تحلیل رگرسیون، مفروضه‌های لازم بررسی شد. نتایج آزمون شاپیرو-ویلک نشان داد توزیع نمرات متغیرهای تاب‌آوری ($p = 0.000$)، دین‌داری ($p = 0.000$)، طلاق عاطفی ($p = 0.000$) و تله‌های زندگی ($p = 0.000$) به شکل معناداری از توزیع نرمال انحراف دارند.

باین حال با توجه به حجم نمونه ($n = 200$) و مقاومت نسبی آزمون‌های پارامتری در برابر نقض نرمال بودن، استفاده از تحلیل رگرسیون توجیه‌پذیر است. همچنین برای بررسی هم‌خطی چندگانه میان متغیرهای پیش‌بین، شاخص‌های تحمل هم‌خطی^۱ و تورم واریانس^۲ محاسبه شدند. مقدار تحمل هم‌خطی برای متغیرهای تاب‌آوری ($0/498$)، دین‌داری ($0/804$) و تله‌های زندگی ($0/573$) بالاتر از حد آستانه بحرانی $0/1$ و مقدار تورم واریانس نیز کمتر از 10 (به ترتیب $2/010$ ، $1/243$ و $1/746$) بود؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت در مدل پیشنهادی، مشکلی از بابت هم‌خطی چندگانه وجود ندارد. برای مطالعه اثر متغیر تعدیل‌کننده بر استحکام رابطه میان متغیرهای ملاک و پیش‌بین، بر اساس مدل بارون و کنی^۳، تحلیل رگرسیون سلسله‌مراتبی، روش آماری مناسب است (بارون و کنی،^۴ ۱۹۸۶م: ۱۱۷۳). در این مدل، اثر اصلی متغیر پیش‌بین و تعدیل‌کننده بر متغیر ملاک و همچنین اثر تعاملی پیش‌بین $\times$ تعدیل‌کننده روی متغیر ملاک بررسی می‌شود (فریزیر، تیکس و بارون،^۵ ۲۰۰۴م: ۱۱۵).

از آنجاکه در پژوهش حاضر، دو متغیر تاب‌آوری و دین‌داری به عنوان تعدیل‌کننده در نظر گرفته شده‌اند، اثر هرکدام از آنها بر رابطه میان تله‌های زندگی و طلاق عاطفی به صورت جداگانه بررسی شد. نتایج حاصل از اجرای آزمون رگرسیون سلسله‌مراتبی تعدیلی که در آن، متغیر تاب‌آوری به عنوان تعدیل‌کننده در رابطه میان تله‌های زندگی و طلاق عاطفی بود، در جدول‌های ۲ و ۳ نشان داده شده است.

جدول ۲: نتایج کلی تحلیل رگرسیون سلسله‌مراتبی برای بررسی نقش تعدیل‌کننده تاب‌آوری در رابطه میان تله‌های زندگی و طلاق عاطفی

شاخص مدل	مجموع مجذورات	Df	میانگین مجذورات	F	P	R^2 تعدیل شده	R^2 تغییر	F تغییر
۱ رگرسیون باقیمانده	۸۴۵.۱۳۴۴۳	۱	۸۴۵.۱۳۴۴۳	۵۰.۰۸۵	۰.۰۰۰۱	۰.۱۹۸	-	۵۰.۰۸۵
۲ رگرسیون باقیمانده	۳۴۶.۱۸۳۸۷	۲	۶۷۳.۹۱۹۳	۳۷.۵۷۳	۰.۰۰۰۱	۰.۲۶۹	۰.۰۷۴	۲۰.۲۰۳
۳ رگرسیون باقیمانده	۲۳۷.۲۴۷۰۹	۳	۴۱۲.۸۱۲۳۶	۳۸.۵۴۵	۰.۰۰۰۱	۰.۳۶۱	۰.۰۹۵	۲۹.۵۸۵

1. Tolerance.
2. VIF.
3. Baron & Kenny.
4. Baron & Kenny.
5. Frazier, Tix & Barron

طبق جدول ۲ در مدل و گام اول، متغیر تله‌های زندگی با ورود به معادله پیش‌بینی، به‌تنهایی ۱۹ درصد از واریانس متغیر طلاق عاطفی را پیش‌بینی می‌کند که این مقدار در سطح $P < 0/001$ معنادار است. در گام دوم، تله‌های زندگی و تاب‌آوری به صورت هم‌زمان وارد تحلیل شدند که میزان ضریب تعیین به ۲۶ درصد افزایش یافت. این مقدار نیز در سطح $P < 0/0001$ معنادار است و نشان می‌دهد این دو متغیر به صورت معناداری طلاق عاطفی را پیش‌بینی می‌کنند. در گام پایانی، افزون بر این دو متغیر، تعامل (حاصل ضرب تفاضل‌های نمرات تله‌های زندگی و تاب‌آوری از میانگین) این دو نیز وارد تحلیل شد. نتایج تحلیل رگرسیون در سطح $P < 0/001$ معنادار بود و ضریب تعیین به ۳۶ درصد افزایش یافت. برای بررسی اندازه اثر ورود متغیر تعدیل‌کننده تاب‌آوری، شاخص اندازه اثر مربع^۱ محاسبه شد. مقدار ضریب تعیین در مدل اول برابر با $0/198$ و در مدل دوم، پس از ورود تاب‌آوری، برابر با $0/269$ بود؛ بنابراین تغییر در ضریب تعیین برابر با $0/071$ است. با توجه به فرمول $F^2 = R^2$ تغییر یافته $\div (1 - R^2)$ (نهایی)، مقدار $F^2 \approx 0.097$ به دست آمد که بر اساس معیارهای کوهن^۲ (۱۹۸۸م)، نشان‌دهنده اندازه اثر کوچک تا متوسط است. این مقدار افزایش ضریب تعیین بیانگر نقش تعدیل‌کنندگی تاب‌آوری در رابطه میان تله‌های زندگی و طلاق عاطفی بود. به منظور بررسی جهت رابطه‌ها و همچنین اطمینان از معناداری ضرایب بتای متغیرهای پیش‌بین در پیش‌بینی طلاق عاطفی، از ضرایب رگرسیون استاندارد شده استفاده شد.

جدول ۳: شاخص‌های آماری و ضرایب رگرسیون استاندارد شده تعدیل‌کننده تاب‌آوری

متغیر مستقل	ضریب غیر استاندارد بتا	خطای معیار	ضریب استاندارد بتا	T	سطح معناداری
مقدار ثابت	۲۲.۴۶۴	۳.۶۰۹		۶.۲۲۴	.۰۰۰
تله‌های زندگی	.۴۹۸	.۰۷۰	.۴۴۹	۷.۰۷۷	.۰۰۰
مقدار ثابت	۷۴.۹۵۸	۱۲.۱۷۷		۶.۱۵۶	.۰۰۰
تله‌های زندگی	.۲۳۷	.۰۸۹	.۲۱۴	۲.۶۷۳	.۰۰۸
تاب‌آوری	-۵.۰۳	.۱۱۲	-.۳۶۰	-۴.۴۹۵	.۰۰۰
مقدار ثابت	۷۲.۶۵۳	۱۱.۳۸۷		۶.۳۸۰	.۰۰۰
تله‌های زندگی	.۱۳۶	.۰۸۵	.۱۱۳	۱.۴۷۱	.۱۴۳
تاب‌آوری	-.۴۴۶	.۱۰۵	-.۳۱۹	-۴.۲۴۱	.۰۰۰
تاب‌آوری Z تله‌ای زندگی $\times Z$	-۴.۹۱۵	.۹۰۴	-.۳۳۵	-۵.۴۳۹	.۰۰۰

همان‌طور که مشاهده می‌شود، ضریب بتای استاندارد شده برای متغیر تعامل تله‌های زندگی و

1. F2.
2. Cohen, J.

تاب‌آوری، منفی و معنادار است ($B = -0/335$ ، $P < 0/001$ ، $t = -5/439$) که نشان‌دهنده معناداری نقش تعدیل‌کننده تاب‌آوری در رابطه میان تله‌های زندگی و طلاق عاطفی است؛ به این معنا که تاب‌آوری تأثیر تله‌های زندگی بر طلاق عاطفی را تعدیل می‌کند. نتایج حاصل از اجرای آزمون رگرسیون سلسله‌مراتبی تعدیلی که در آن، متغیر دین‌داری به عنوان تعدیل‌کننده در رابطه میان تله‌های زندگی و طلاق عاطفی در نظر گرفته شده، در جدول‌های ۴ و ۵ نشان داده شده است.

جدول ۴: نتایج کلی تحلیل رگرسیون سلسله‌مراتبی برای بررسی نقش تعدیل‌کننده دین‌داری در رابطه بین تله‌های زندگی و طلاق عاطفی

مدل	مجموع مجذورات	Df	میانگین مجذورات	F	P	R^2 تعدیل شده	R^2 تغییر	F تغییر
۱	رگرسیون	۱	۸۴۵,۱۳۴۴۳	۸۴۵,۱۳۴۴۳	۵۰,۰۸۵	۰,۱۹۸	-	۵۰,۰۸۵
	باقیمانده	۱۹۸	۵۳۱۴۷,۳۵۰	۲۶۸,۴۲۱	۰,۰۰۱			
۲	رگرسیون	۲	۱۶۱,۱۳۹۹۳	۵۸۰,۶۹۹۶	۲۶,۲۰۵	۰,۲۰۲	۰,۰۰۸	۲,۰۵۷
	باقیمانده	۱۹۷	۵۲۵۹۸,۰۳۴	۲۶۶,۹۹۵	۰,۰۰۱			
۳	رگرسیون	۳	۹۶۸,۱۶۳۵۶	۳۲۳,۵۴۵۲	۲۱,۲۷۳	۰,۲۳۴	۰,۰۳۵	۹,۲۲۳
	باقیمانده	۱۹۶	۵۰۲۳۴,۲۲۷	۲۵۶,۲۹۷	۰,۰۰۱			

طبق جدول ۴ در گام نخست تحلیل رگرسیون سلسله‌مراتبی، متغیر تله‌های زندگی به تنهایی وارد مدل شد و توانست ۸/۱۹ درصد از واریانس متغیر طلاق عاطفی را تبیین کند ($R^2 = 0.198$ ، $p < 0.001$). در گام دوم، با ورود متغیر دین‌داری به همراه تله‌های زندگی، ضریب تعیین به ۲/۲۰ درصد افزایش یافت ($\Delta R^2 = 0.004$ ، $p < 0.0001$). برای بررسی قدرت این افزایش، اندازه اثر بر اساس شاخص اندازه اثر مربع محاسبه شد که مقدار آن برابر با ۰/۰۰۵ به دست آمد. این مقدار مطابق با معیارهای کوهن، نشان‌دهنده یک اثر بسیار کوچک است. در گام سوم، متغیر تعاملی (حاصل ضرب نمرات مرکزی شده تله‌های زندگی و دین‌داری) وارد مدل شد که ضریب تعیین مدل را به ۴/۲۳ درصد افزایش داد ($\Delta R^2 = 0.032$ ، $p < 0.001$). مقدار f^2 برای این افزایش برابر با ۰/۰۴۲ محاسبه شد که در بازه اندازه اثر کوچک قرار می‌گیرد. این یافته بیانگر آن است که دین‌داری نقش تعدیل‌کننده‌ای در رابطه بین تله‌های زندگی و طلاق عاطفی ایفا می‌کند. به منظور تحلیل دقیق‌تر از ضرایب استاندارد شده (Beta) استفاده شد. نتایج نشان داد متغیرهای تله‌های زندگی و مؤلفه تعاملی به صورت معناداری قادر به پیش‌بینی طلاق عاطفی هستند.

جدول ۵: شاخص‌های آماری و ضرایب رگرسیون استاندارد شده تعدیل کننده دین داری

متغیر مستقل	ضریب غیراستاندارد	خطای معیار	ضریب استاندارد بتا	T	سطح معناداری
مقدار ثابت	۲۲.۴۶۴	۳.۶۰۹		۶.۲۳۴	.۰۰۰
تله‌های زندگی	.۴۹۸	.۰۷۰		۷.۰۷۷	.۰۰۰
مقدار ثابت	۴۶.۲۸۴	۱۶.۹۹۳		۲.۷۲۴	.۰۰۷
تله‌های زندگی	.۴۶۹	.۰۷۳		۶.۴۳۹	.۰۰۰
دینداری	-.۱۳۲	.۰۹۲		-۱.۴۳۴	.۱۵۳
مقدار ثابت	۳۳.۷۳۷	۱۷.۱۵۴		۱.۹۶۷	.۰۵۱
تله‌های زندگی	.۴۷۳	.۰۷۱		۶.۶۲۹	.۰۰۰
دینداری	-.۰۶۵	.۰۹۲		-.۷۰۳	.۴۸۳
دینداری Z تله‌ای زندگی $\times$ Z	-۳.۶۸۰	۱.۲۱۲		-۳.۰۳۷	.۰۰۳

بر اساس نتایج جدول ۵ اگرچه بین دین داری و طلاق عاطفی، هم‌بستگی منفی و معناداری وجود دارد، دین داری به تنهایی پیش‌بین معناداری برای واریانس طلاق عاطفی نیست. با این حال اثر تعاملی دین داری و تله‌های زندگی بر طلاق عاطفی، معنادار و منفی بود ($B = -.۰۱۹۴$ ، $P < .۰۰۰$ ، $t = -۳/۰۳۷$). این یافته بیانگر آن است که دین داری نقش تعدیل کننده‌ای در رابطه میان تله‌های زندگی و طلاق عاطفی ایفا می‌کند.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی نقش تعدیل کننده دین داری و تاب‌آوری در رابطه بین تله‌های زندگی با طلاق عاطفی انجام شد. یافته پژوهش این بود که بین تله‌های زندگی و طلاق عاطفی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. نتایج این پژوهش با نتایج صدیقی فرد و همکاران (۱۴۰۱: ۷۹)، امامی و همکاران (۱۴۰۰: ۱)، لعل‌زاده و همکاران (۱۳۹۴: ۱۰۱)، علوی لواسانی و همکاران (۱۳۹۶: ۵۰)، سیفی‌زاده و همکاران (۱۳۹۸: ۴۶۷)، بازدار و موسوی (۱۳۹۷: ۹۳) و استایلز (۲۰۰۴: ۱) همسو و هماهنگ است.

در تبیین یافته اول می‌توان بیان کرد طرح‌واره‌ها الگوهای ذهنی پایداری هستند که توسط افراد حفظ می‌شوند و به مرور زمان توسعه می‌یابند. این طرح‌واره‌ها که بر اثر تجربیات اولیه زندگی و روابط با والدین در ذهن افراد شکل می‌گیرند، به تدریج ادراک، تفکر و تعاملات آنان را در روابط

بزرگسالی تحت تأثیر قرار می‌دهند. به‌ویژه طرح‌واره‌های ناسازگار می‌توانند باعث تحریف شناختی شوند (کورمیر^۱ و همکاران، ۲۰۱۱م: ۲۹۳) و فرد را در رویارویی با مسائل زندگی زناشویی دچار سوگیری کنند؛ در نتیجه سوءتفاهم‌ها، نگرش‌های تحریف‌شده و توقعات غیرواقع‌بینانه شکل می‌گیرند که این عوامل به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم می‌توانند به کاهش صمیمیت و حتی طلاق عاطفی منجر شوند.

تجربه‌های آسیب‌زا و نیازهای برآورده‌نشده دوران کودکی اغلب همچون الگویی تحریف‌شده در ذهن باقی می‌مانند و مانند عدسی‌هایی عمل می‌کنند که برداشت فرد از خود، همسر و روابط را شکل می‌دهند. چنین طرح‌واره‌هایی در بزرگسالی - به‌ویژه در موقعیت‌های تنش‌زا یا احساسی - فعال می‌شوند و هیجانات منفی و ناسازگارانه‌ای را به دنبال دارند. این هیجانات شدید ناشی از بازگشت به دردهای هیجانی دوران کودکی (گونر، ۲۰۱۷م: ۵۳۴) باعث ایجاد فاصله عاطفی میان زوجین می‌شوند و صمیمیت زناشویی را کاهش می‌دهند. این فرایند می‌تواند به‌طور پیوسته در طول زمان، پیوند عاطفی میان زوجین را تضعیف کند و در نهایت به طلاق عاطفی منجر شود. گسترش طرح‌واره‌ها سبب درک نادرست از واقعیت و تحریف شناختی (تیلور^۳ و همکاران، ۲۰۱۷م: ۴۶۵) و باعث سوگیری در تفسیرهای ما از رویدادهای زندگی زناشویی می‌شوند. در روابط زناشویی، این تحریفات به سوءتفاهم‌ها، برداشت‌های نادرست و توقعات غیرواقع‌بینانه منجر می‌شوند که همه اینها می‌توانند صمیمیت میان زوجین را کاهش دهند و رضایت زناشویی را تضعیف کنند.

طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه - به‌ویژه زمانی که فرد در تفسیر رویدادهای زناشویی دچار سوگیری می‌شود - بر روابط زوجین تأثیر منفی می‌گذارند. این سوگیری‌ها ممکن است به شکل سوءبرداشت‌ها و نگرش‌های تحریف‌شده درباره شریک زندگی نمایان شوند و حتی به اهداف و چشمداشت‌های غیرواقع‌بینانه در زندگی زناشویی منجر شوند (پاسکال^۴ و همکاران، ۲۰۰۸م: ۱۱۷۵). چنین تحریفات به مرور زمان فاصله عاطفی میان زوجین را افزایش و آنان را به سوی طلاق عاطفی سوق می‌دهد.

از آنجاکه بسیاری از مشکلات بین فردی ناشی از تصورات افراد از روابط و رفتارهای دیگران است،

1. Cormier, A.
2. Güner, O.
3. Taylor, C. D.
4. Pascal, A.

تحریف در طرح‌واره‌ها به آسانی می‌تواند به تعارض‌های زناشویی دامن بزند (مک‌درموت، ۲۰۱۷^۱؛ ۵۰)؛ برای نمونه یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد طرح‌واره‌های رهاشدگی و طرد در زوجین موجب می‌شود فرد همواره نگران طرد شدن از سوی همسرش باشد؛ در نتیجه از ایجاد دل‌بستگی‌های ایمن و رضایت‌بخش ناتوان خواهد بود (بشارت و همکاران، ۱۳۹۶: ۲۰۶). این نگرانی مداوم به مرور صمیمیت زناشویی را کاهش می‌دهد و به طلاق عاطفی می‌انجامد (همان: ۱۸۳).

افرادی که طرح‌واره‌هایشان شامل گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری است نیز به دلیل افراط در واپس‌زنی احساسات، سرکوب تمایلات و ایجاد قواعد و انتظارات خشک و انعطاف‌ناپذیر نمی‌توانند ارتباط عاطفی عمیقی با همسر خود برقرار کنند. این رفتارهای کنترل‌گرانه و محدودکننده، فضای رابطه را سرد و فاصله‌دار می‌کند و به شکل غیرمستقیم موجب کاهش رضایت زناشویی و افزایش احتمال طلاق عاطفی می‌شود.

نتیجه بعدی پژوهش حاضر همچنین نشان داد تاب‌آوری پیش‌بینی‌کننده طلاق عاطفی است. این یافته با نتایج برخی مطالعات صورت‌گرفته همخوانی دارد (غنی‌آبادی و همکاران، ۲۰۲۴م: ۶۲؛ نصرتی و فرحزادی، ۱۴۰۱: ۱؛ قبادی، ۱۳۹۸: ۱). این ویژگی نشان‌دهنده قابلیت زوجین برای رویارویی موفق با چالش‌ها و شرایط تهدیدکننده در زندگی است. تاب‌آوری با تأثیر بر احساسات و هیجانات فرد، به او کمک می‌کند نگرش مثبتی به زندگی داشته باشد و در نتیجه از زندگی مشترک خود رضایت بیشتری کسب کند؛ اما وقتی تاب‌آوری کاهش می‌یابد، فرد در رویارویی با چالش‌های زندگی، دچار فشار روانی، اضطراب و افسردگی می‌شود (لازاروس، ۲۰۰۴م: ۵۰). این احساسات منفی به مرور زمان بر کیفیت رابطه زناشویی تأثیر می‌گذارد و باعث می‌شود زوجین نتوانند حمایت و همدلی لازم را از یکدیگر دریافت کنند؛ در نتیجه فاصله عاطفی میان آنها افزایش می‌یابد و به طلاق عاطفی منجر می‌شود.

طلاق عاطفی افراد تا حد زیادی به تاب‌آوری آنها در برخورد با موقعیت‌های استرس‌زا و توانایی آنها در حفظ تمرکز بر قضاوت منطقی، آرامش و دقت بستگی دارد. این افراد می‌توانند در رویارویی با فشارها و استرس‌های زندگی، از خود انعطاف نشان دهند و به صورت معقول و با تمرکز بر حقوق و توانایی‌های خود، واکنش‌های مناسبی از خود بروز دهند؛ در عین حال از انفعالات عاطفی ناشی از شریک زندگی‌شان دوری کنند. افراد تا حد زیادی تاب‌آور - به‌ویژه آنهایی که متأهل هستند -

1. McDermott, N.

2. Lazarus, A.

عملکرد منطقی دارند و برای حفظ ازدواج خود به عنوان یک مسئله حیاتی، اقدام می‌کنند و می‌کوشند از بیگانگی عاطفی جلوگیری کنند؛ به بیان دیگر افزایش تاب‌آوری می‌تواند حساسیت به جدایی و جدایی عاطفی را کاهش دهد. تاب‌آوری به عنوان ویژگی افراد و خانواده‌ها، ظرفیتی است که نقش مهمی در پرورش نیرومندی‌ها برای رویارویی با چالش‌های زندگی دارد. کاهش تاب‌آوری در زندگی زناشویی ممکن است به وقوع طلاق عاطفی و ناتوانی در جبران مشکلاتی که بر کانون خانواده تأثیر می‌گذارد، منجر شود (نصرتی و فرحزادی، ۱۴۰۱: ۵).

همچنین نتایج تحلیل یافته‌ها نشان داد تاب‌آوری تعدیلگر رابطه میان تله‌های زندگی و طلاق عاطفی است. این یافته با نتایج مطالعات پیشین همخوانی دارد (رحیمی، ۱۳۹۷: ۱؛ ضیایی‌پور و صالحی، ۱۴۰۲: ۱). افراد با مهارت تاب‌آوری از مهارت‌های مقابله‌ای مؤثرتری برای مدیریت چالش‌ها استفاده می‌کنند. این امر به آنها کمک می‌کند با اثرات منفی طرح‌واره‌ها بر روابط خود بهتر مقابله کنند. این یافته با پژوهش‌های پیشین نیز هم‌راستاست که نشان داده‌اند افراد دارای طرح‌واره‌های ناسازگار از سطح تاب‌آوری پایین‌تری برخوردارند (خروجی، ۱۳۹۹: ۱). با افزایش سطح مقابله مطلوب و مؤثر و تعدیل اثر طرح‌واره‌ها، جهت‌گیری زوجین به زندگی مثبت می‌شود و در نتیجه میزان رضایت از زندگی زوجین افزایش می‌یابد. با توجه به اینکه توانمندی به فرد تاب‌آور کمک می‌کند موقعیت‌های استرس‌زا را مدیریت کند و در مقابله با مصائب و ناملازمات زندگی، نه تنها جان سالم به در ببرد؛ بلکه بتوانند به سطح جدیدی از تعادل و رشد مثبت دست یابند (محمدنیا و محمدنیا، ۱۳۹۸: ۲۱۸). همچنین افراد تاب‌آور به دلیل توانایی در رویارویی منطقی و آرامش‌بخش با موقعیت‌های استرس‌زا می‌توانند واکنش‌های عقلانی و بالغانه‌ای نشان دهند و از کناره‌گیری عاطفی در رویارویی با شریک زندگی‌شان اجتناب کنند. درواقع افراد تاب‌آور به صورت منطقی عمل می‌کنند و به سوی تقویت رابطه زناشویی خود و تلاش برای پیشگیری از جدایی عاطفی گام بر می‌دارند. افزایش تاب‌آوری یک عامل محافظ در برابر جدایی و کناره‌گیری عاطفی در روابط زناشویی قلمداد می‌شود. شالبافان و جواهری دریافتند تفاوت معناداری میان طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه و تاب‌آوری زوجین در حال طلاق وجود دارد (۱۴۰۰: ۱).

بر اساس برخی تحقیقات، تاب‌آوری می‌تواند به افراد در مدیریت علانم ناشی از طرح‌واره‌های ناسازگار کمک کند؛ حتی در صورتی که این علانم به طور طولانی مدت ادامه داشته باشند (فراجی^۱ و همکاران، ۲۰۲۲م: ۲۰۳). این نتایج نشان می‌دهند تاب‌آوری به عنوان یک سازوکار تعدیلی

1. Faraji, H.

می تواند تأثیرگذاری مثبتی بر رابطه طرح‌واره‌های ناسازگار و طلاق عاطفی داشته باشد؛ به بیان دیگر افزایش سطح تاب‌آوری در افراد می تواند باعث کاهش اثرات منفی طرح‌واره‌های ناسازگار بر روابط زناشویی شود و به تدریج به پایداری و رضایت بیشتر در این روابط بینجامد.

یافته دیگر پژوهش نشان داد دین‌داری به صورت مستقل و مستقیم، پیش‌بین معناداری برای طلاق عاطفی نیست؛ هرچند هم‌بستگی منفی و معناداری بین این دو متغیر مشاهده شد. این یافته با برخی پژوهش‌های داخلی که اثر مستقیم دین‌داری را تأیید کرده‌اند، ناهمخوان است (غلامیلان و مجردی و همکاران، ۱۳۹۸: ۱؛ نیازی و همکاران، ۱۳۹۹: ۱۷۹)؛ برای نمونه در پژوهشی در شهرکرد، رابطه مستقیم و معنادار میان دین‌داری و طلاق عاطفی گزارش شد (اردستانی سامانی و همکاران، ۱۳۹۸: ۱). درمقابل، نتایج این پژوهش همسو با یافته‌های بین‌المللی تری است که بر تأثیر غیرمستقیم دین‌داری بر سازگاری زناشویی و روابط خانوادگی تأکید دارند (الیسون^۱ و همکاران، ۲۰۰۸م: ۳۳؛ لمبرت و دالاهیت^۲، ۲۰۰۶م: ۴۳۹). معنادار نبودن رابطه مستقیم ممکن است دلایل متعددی داشته باشد. نخست همگن بودن جامعه آماری و واریانس محدود در نمرات دین‌داری می تواند به کاهش قدرت تفکیک در تحلیل‌های رگرسیونی منجر شود. دوم دین‌داری به دلیل حساسیت‌های فرهنگی و اجتماعی، ممکن است دچار سوگیری پاسخ‌دهی شده باشد، به‌ویژه در پرسش‌نامه‌های خودگزارشی. سوم ابزارهای سنجش دین‌داری شاید به‌خوبی نتوانسته باشند ابعاد چندوجهی این مفهوم را پوشش دهند. در برخی مدل‌های بین‌المللی، دین‌داری به عنوان یک سازه چندبعدی شامل باورها، مناسک، تجربه دینی و سبک زندگی مذهبی سنجیده می‌شود (هیل و پارگامنت^۳، ۲۰۰۳م: ۶۴) که این ابعاد ممکن است در ابزارهای رایج فارسی به‌طورکامل در نظر گرفته نشده باشند.

آخرین یافته پژوهش حاضر نشان دین‌داری رابطه میان تله‌های زندگی و طلاق عاطفی را تعدیل می‌کند. این یافته با نتایج برخی پژوهش‌ها همسوست (خیاط و همکاران، ۱۳۹۷: ۴۴۰؛ لویز^۴ و همکاران، ۲۰۱۱م: ۳۰۱). هرچه اعتقادات مذهبی درونی افراد افزایش یابد، به همان اندازه، طلاق عاطفی آنان کاهش پیدا می‌کند و همچنین میان اعتقادات بیرونی با طلاق عاطفی، رابطه مثبت و معناداری مشاهده می‌شود (فوجی و نادری، ۱۳۹۵: ۲۳). باورهای مذهبی می‌توانند به انسجام

-
1. Ellison, C. G.
 2. Lambert & Dollahite.
 3. Hill, P. C. & Pargament, K. I.
 4. Lopez, J. L.

فردی کمک کنند و از بروز بسیاری از اختلافات در زندگی خانوادگی جلوگیری کنند... کوئینگ^۱ بیان می‌کند افرادی با باورهای مذهبی قوی در مواجهه با موقعیت‌های استرس‌زا، سازگاری بیشتری نشان می‌دهند، هیجانات منفی کمتری را تجربه می‌کنند و از حمایت اجتماعی بیشتری برخوردارند (۲۰۱۵م: ۲۰). این عوامل به تقویت روابط میان زوجین کمک می‌کند و احتمال بروز طلاق عاطفی را در زندگی مشترک، کاهش می‌دهد.

افزون بر این دین‌داری می‌تواند از اثرات منفی تله‌های زندگی بر طلاق عاطفی بکاهد. دین به عنوان یک سازه چندبعدی می‌تواند کارکردی عمیق به اندازه باورهای هسته‌ای داشته باشد و آنها را تحت تأثیر قرار دهد (پارک، ۲۰۱۲م: ۱۳۵). دین‌داری با هدف قرار دادن باورهای زوجین، ارزیابی‌های شناختی مهم را در فرایند مداخله، تحت تأثیر قرار می‌دهد و به آنها کمک می‌کند رویدادهای منفی را به شیوه متفاوتی ارزیابی کنند که در نهایت به رضایت بیشتر از زندگی زناشویی و حس قوی‌تر از کنترل منجر می‌شود (ر.ک: نورمحمدی و پورسیدآقایی، ۱۴۰۲). دین‌داری می‌تواند به ایجاد باورهای هسته‌ای درباره رویدادهای زندگی بپردازد (دالمن و وندکریک، ۲۰۰۰م: ۲۵۱۴)؛ به این معنا که توانایی دارد باورهایی را در فرد ایجاد کند که به عمق و قدرت باورهای هسته‌ای و روانی او مرتبط باشند. این به این معناست که دین‌داری می‌تواند فرد را تحت تأثیر باورهای جدید قرار دهد و باورها و روان‌بنیانی را که حاصل تجربه‌هایی دورتر هستند، از دسترس خارج کند.

لوپز و همکاران بیان می‌کنند زوجینی که در صمیمیت و نزدیکی بین‌فردی مشکل دارند و به صمیمیت تمایل ندارند، ممکن است از توجه به عقاید دینی و تعهد به یک تشکل مذهبی سود ببرند (لوپز و همکاران، ۲۰۱۱م: ۳۰۱)؛ به این معنا که منابع اضافی حمایت اجتماعی از خداوند و تشکل‌های مذهبی، حس دل‌بستگی فردی نداشتن را کاهش می‌دهد یا مانع اثرات منفی در دسترس نبودن همسر می‌شود. بر اساس نتایج پژوهش‌ها، زوج‌های مذهبی نسبت به دیگر زوج‌های متأهل، زندگی زناشویی شادتر و پایدارتری را گزارش کردند (لنگای و شوانز، ۲۰۱۷م: ۱۸۷) که این نشان از احساسات منفی‌ای است که دین‌داری درباره طلاق در افراد پدید می‌آورد که زوج‌ها برای حفظ ازدواج

1. Koenig, H. G.
2. Park, C. L.
3. Daaleman, T. P. & VandeCreek, L.
4. Langlais, M. & Schwanz, S.

خود حاضرند برای یکدیگر فداکاری کنند (آستین^۱ و همکاران، ۲۰۱۸م: ۵۰).

نتایج این پژوهش بر ضرورت تأکید بر نقش تعدیل‌کنندگی دین‌داری و تاب‌آوری در ارتباط با تله‌های زندگی و طلاق عاطفی در سطح نظری تأکید می‌کند. از نظر عملی، یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد در فرایند مداخلات زناشویی یا خانواده‌درمانی، لازم است به دین‌داری و تاب‌آوری هریک از زوجین توجه ویژه شود. این اقدامات می‌توانند بهبود و ارتقای رضایت زناشویی زوجین را تسهیل کنند. بهره‌برداری از یافته‌های این تحقیق نه تنها برای مشاوران و درمانگران خانواده سودمند است؛ بلکه می‌تواند به آنها کمک کند تا زوجین در معرض خطر طلاق عاطفی را راهنمایی کنند. این یافته‌ها می‌توانند به مشاوران و درمانگرانی که با افرادی با مشکلات طلاق عاطفی سروکار دارند، اطلاعات سودمندی بدهند.

این پژوهش بر روی نمونه فرهنگیان متأهل شهرستان قم انجام شده است؛ بنابراین در تعمیم نتایج باید احتیاط لازم را رعایت کرد. هم‌بستگی این پژوهش با جامعه آماری آن، محدودیت‌هایی را در زمینه تعمیم‌ها، تفسیرها و اسناد علت‌شناختی متغیرهای مورد بررسی پدید می‌آورد که باید به آنها توجه ویژه شود. نمونه مورد مطالعه در این پژوهش شامل افراد متأهل شهر قم بود که به صورت داوطلبانه در پژوهش شرکت کردند؛ بنابراین در تعمیم نتایج باید احتیاط لازم را درباره جمعیت‌های دیگر رعایت کرد.

منابع

۱. اردستانی سامانی، زهرا؛ فدایی ده‌چشمه، حمید و امامی، زهرا (۱۳۹۸). بررسی تأثیر دین‌داری بر طلاق عاطفی زوجین مراجعه‌کننده به مراکز مشاوره شهر شهرکرد. سومین کنفرانس بین‌المللی نوآوری و تحقیق در علوم تربیتی، مدیریت و روان‌شناسی، تهران. <https://civilica.com/doc/919899>
۲. اسکندرپور، هدی (۱۳۹۵). رابطه تاب‌آوری و رضایت زناشویی با میزان طلاق در زوجین شهر ایلام. پنجمین کنفرانس بین‌المللی روان‌شناسی و علوم اجتماعی، تهران: همایشگران مهر اشراق. <https://civilica.com/doc/534679>
۳. امامی، پروین؛ قدسی، پروانه؛ میرهاشمی، مالک و ابوالمعالی‌الحسینی، خدیجه (۱۴۰۰). مدل‌سازی معادلات ساختاری رابطه بین طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه با کیفیت زناشویی با میانجیگری راهبردهای حل تعارض در زنان متأهل. مطالعات ناتوانی، ۱۱ (۱)، ۹-۱. <http://jdisabilstud.org/article-fa.html> ۲۵۰۲-۱
۴. آسایش، محمدحسن؛ تاران، مینا و افتخاری، مریم (۱۴۰۳). پیامدهای طلاق عاطفی از دیدگاه مردان: مطالعه‌ای پدیدارشناختی. رویش روان‌شناسی، ۱۳ (۱)، ۴۱-۵۲. <http://frooyesh.ir/article-1-4175-fa.html>
۵. بازدار، خالد و موسوی، سیداصغر (۱۳۹۷). بررسی و تحلیل نقش طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه و کمال‌گرایی منفی در پیش‌بینی طلاق عاطفی بین زوجین. فصلنامه فرهنگی - تربیتی زنان و خانواده، ۱۳ (۴۳)، ۹۳-۱۱۶. https://cwfs.ihu.ac.ir/article_201739.html
۶. بشارت، محمدعلی؛ خلیلی خضرآبادی، مهدیه؛ رضازاده، سیدمحمدرضا و حسینی، سیده‌اسماء (۱۳۹۶). نقش واسطه‌ای دشواری تنظیم هیجان در رابطه بین روان‌سازه‌های ناسازگار اولیه با ناگویی هیجانی. روش‌ها و مدل‌های روان‌شناختی، ۸ (۲۹)، ۱۸۳-۲۰۶. <https://sid.ir/paper/227481/fa> SID
۷. تورانی، سمیه؛ پاشایی، لیلا و قطره سامانی، زهرا (۱۳۹۱). بررسی رابطه سندرم پیش از قاعدگی و تاب‌آوری در پیش‌بینی تعارضات زناشویی در بین زنان متأهل شهر تهران. زن و مطالعات خانواده، ۵ (۱۷)، ۵۱-۶۵. <https://sid.ir/paper/206355/fa> SID
۸. خدایاری فرد، محمد؛ رحیمی‌نژاد، عباس؛ غباری بناب، باقر و شکوهی یکتا، محسن (۱۳۸۹). مدل سنجش دین‌داری و ساخت مقیاس آن در سطح ملی. فصل‌نامه پژوهش‌های کاربردی روان‌شناختی، ۱ (۱)، ۲۴-۱. https://japr.ut.ac.ir/article_52308.html

۹. خدایاری فرد، محمد؛ اکبری زردخانه، سعید؛ شکوهی یکتا، محسن؛ غباری بناب، باقر و پاک‌نژاد، محسن (۱۳۹۷). نسخه کوتاه مقیاس سنجش دین‌داری برای جامعه دانشجویی ایران: ساخت و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی. فصلنامه روان‌شناسی و دین، ۱۱ (۴)، ۷-۲۸. https://japr.ut.ac.ir/article_52308.html
۱۰. خروجی، مریم (۱۳۹۹). رابطه تاب‌آوری و طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه در دانشجویان دانشکده رفاه. هشتمین همایش علمی - پژوهشی علوم تربیتی و روان‌شناسی، آسیب‌های اجتماعی و فرهنگی ایران، تهران. <https://civilica.com/doc/1030997>.
۱۱. خیاط، ابراهیم؛ عطاری، یوسف‌علی و کرای، امین (۱۳۹۷). رابطه بین سبک‌های دل‌بستگی و طرح‌واره‌های ناسازگار با گرایش به خیانت: نقش تعدیلگر تعهد مذهبی. تحقیقات علوم رفتاری، ۱۶ (۴)، ۴۴۰-۴۵۲. <http://rbs.mui.ac.ir/article-fa.html۶۲۵-۱>.
۱۲. دبیری، سولماز (۱۴۰۲). نقش تعدیل‌کننده تاب‌آوری در رابطه بین سبک زندگی سلامت‌محور و تعارض زناشویی در زنان با علائم افسردگی. اولین همایش ملی آسیب‌های اجتماعی - فرهنگی شهری با تمرکز بر چالش‌های نوظهور، اسلام‌شهر. <https://civilica.com/doc/1926002>.
۱۳. رحیمی، آمنه (۱۳۹۷). تأثیر تاب‌آوری بر تعدیل طرح‌واره‌های ناسازگار زوجین ناسازگار. چهارمین همایش بین‌المللی مدیریت، روان‌شناسی و علوم انسانی با رویکرد توسعه پایدار، شیراز. <https://civilica.com/doc/885255>.
۱۴. سیفی‌زاده، حامد؛ زارعی محمودآبادی، حسن و بخشایش، علی‌رضا (۱۳۹۸). رابطه طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه و سازگاری زناشویی با واسطه‌گری ترس از صمیمیت در متأهلین. خانواده‌پژوهی، ۱۵ (۴)، ۴۶۷-۴۸۶. https://jfr.sbu.ac.ir/article_97783.html.
۱۵. شالبافان، مریم و جواهری، محمدحسین (۱۴۰۰). مقایسه طرح‌واره‌های هیجانی، طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه و تاب‌آوری در زوجین در حال طلاق و زوجین در حال زندگی. نهمین کنفرانس ملی توسعه پایدار در علوم تربیتی و روان‌شناسی، مطالعات اجتماعی و فرهنگی، تهران. <https://civilica.com/doc/1239541>.
۱۶. صداقتی فرد، مجتبی و آقاحسین زرگر، نازنین (۱۴۰۱). رابطه طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه با سازگاری زناشویی و کیفیت زندگی معلمان. روان‌شناسی تحلیلی - شناختی، ۱۳ (۵۱)، ۷۹-۹۲.
۱۷. صفری‌دیزج، س. و علی‌پناه، ا. (۱۴۰۲). اثربخشی طرح‌واره‌درمانی گروهی بر تحمل

پیشانی و نشانه‌های وسواس فکری - عملی در مبتلایان به اختلال وسواسی - جبری. مجله دانشگاه علوم پزشکی سبزوار، ۳۰ (۳)، ۳۹۳-۴۰۳.
<https://doi.org/10.30468/jsms.2023.1562>

۱۸. ضیایی‌پور، مینا و صالحی، مهدیه (۱۴۰۲). رابطه تاب‌آوری با طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه در زوجین متقاضی طلاق (مطالعه موردی: شهر تهران). هفدهمین کنفرانس بین‌المللی روان‌شناسی، مشاوره و علوم تربیتی. <https://civilica.com/doc/1530426>

۱۹. علوی لوسانی، اکرم‌السادات و احمدی طهورسلطانی، محسن (۱۳۹۶). هم‌بستگی بدر رفتاری در کودکی با طلاق عاطفی: نقش واسطه‌ای سبک‌های دل‌بستگی، طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه و دشواری در تنظیم هیجان. مدیریت ارتقای سلامت، ۷ (۲)، ۴۹-
<http://jhpm.ir/article-1-836-fa.html>

۲۰. غلامیان رمجودی، وحیده؛ قائمی، علی و یزدان‌پناه، محمدرضا (۱۳۹۸). بررسی رابطه بین دین‌داری و طلاق عاطفی (مطالعه موردی: زنان متأهل شهر بابک). نخستین همایش ملی خانواده و آسیب‌های اجتماعی، جهرم، <https://civilica.com/doc/1530426>

۲۱. فتی، لادن؛ موتابی، فرشته؛ دابسون، کیت استفان؛ مولودی، رضا و ضیایی، کاوه (۱۳۸۸). ساختار عاملی نسخه ایرانی پرسش‌نامه طرح‌واره یانگ - فرم ۲۳۲ سؤالی در یک نمونه غیربالینی. پژوهش‌های نوین روان‌شناختی (روان‌شناسی دانشگاه تبریز)، ۴ (۱۶)، ۲۲۷-۲۴۶.
 SID. <https://sid.ir/paper/448976/fa>

۲۲. فوجی، عادل و نادری، فرح (۱۳۹۵). رابطه مهارت‌های اجتماعی و اعتقادات مذهبی با طلاق عاطفی در مراجعین زن به مراکز روان‌شناختی شهر اهواز. روان‌شناسی فرهنگی زن، ۸ (۲۷)، ۳۶-۲۳.

۲۳. قبادی، نسیم (۱۳۹۸). مقایسه تاب‌آوری و رضایت زناشویی در زنان و مردان دارای طلاق عاطفی. سومین کنفرانس بین‌المللی نوآوری و تحقیق در علوم تربیتی، مدیریت و روان‌شناسی، تهران. <https://civilica.com/doc/919843>

۲۴. قدیمی، ب.؛ کلدی، ع. ر. و رمضان‌فر، ح. (۱۴۰۰). تحلیل عوامل مؤثر بر طلاق عاطفی در زنان متأهل شهرستان تنکابن. زن در توسعه و سیاست، ۱۹ (۲)، ۱۶۷-۱۹۱.
<https://doi.org/10.22059/jwdp.2021.316823.1007940>

۲۵. کرلینجر، ف. ن. و پدهاتزر، ه. (۱۳۹۵). رگرسیون چندمتغیری در پژوهش رفتاری. ترجمه حسن سرایی، (با اضافات و تجدید نظر)، تهران: سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی

دانشگاه‌ها (سمت).

۲۶. لعل‌زاده، انسبه؛ اصغری ابراهیم‌آباد، محمدجواد و حصار سرخی، ربابه (۱۳۹۴). بررسی نقش طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه در پیش‌بینی طلاق عاطفی. روان‌شناسی بالینی، ۷ (۲)، ۱۰۱-۱۱۴. 10.22075/jcp.2017.2203.

۲۷. محمدنیا، س. و محمدنیا، م. (۱۳۹۸). رابطه بین طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه و تاب‌آوری با رضایت از زندگی در بین دانشجویان. رویش روان‌شناسی، ۸ (۹)، ۲۱۷-۲۲۴. <http://frooyesh.ir/article-fa.html۱۲۲۳>

۲۸. محمدی، مسعود (۱۳۸۴). بررسی عوامل مؤثر بر تاب‌آوری در افراد در معرض خطر سوء مصرف مواد، رساله دکتری، دانشگاه علوم بهزیستی و توان‌بخشی تهران.

۲۹. مهرداد، علی؛ اسدی علی و گل‌پرور محسن (۱۳۹۵). نقش تعدیل‌کنندگی باورهای مذهبی بر رابطه استرس و سلامت عمومی پرستاران. دانش و پژوهش در روان‌شناسی کاربردی، ۱۷ (۲)، ۱۵-۲۵. https://journals.iau.ir/article_534010.html

۳۰. نصرتی، کبری و فرحزادی، مریم (۱۴۰۱). پیش‌بینی طلاق عاطفی بر اساس انعطاف‌پذیری شناختی، سبک‌های حل مسئله و تاب‌آوری در زوجین. اولین کنفرانس روان‌شناسی، علوم تربیتی، علوم اجتماعی و علوم انسانی. <https://civilica.com/doc/1625313>.

۳۱. نورمحمدی، ژیلا و پورسیدآقایی، زهراسادات (۱۴۰۲). مقایسه اثربخشی درمان ذهن‌آگاهی مبتنی بر فعال‌سازی طرح‌واره‌های معنوی - اسلامی با واقعیت‌درمانی بر رضایت‌مندی زنان‌شویی زنان درگیر تعارض. سبک زندگی اسلامی با محوریت سلامت، ۷ (۴)، ۵۵-۷۲. https://www.islamiilife.com/article_187052.html

۳۲. نیازی، محسن؛ میری، سمیه و افرا، هادی (۱۳۹۹). فراتحلیل مطالعات انجام‌شده پیرامون عوامل مؤثر بر طلاق عاطفی در جامعه ایران. تغییرات اجتماعی - فرهنگی، ۱۷ (۱) (پیاپی ۶۴)، ۱۷۹-۱۹۵.

۳۳. هاشمی‌پور پتکویی، سارا و کریمی، فاطمه (۱۴۰۳). بررسی نقش تعدیل‌کننده تاب‌آوری بین مسائل سلامت روانی، سوءاستفاده از شریک زندگی و مشکلات روان‌شناختی در بین زوجین در شهر بندرعباس. مطالعات روان‌شناسی و علوم تربیتی (مرکز توسعه آموزش‌های نوین ایران)، ۱۰ (۳)، ۶۱-۸۴. <https://civilica.com/doc/2156830>.

۳۴. یانگ، جفری؛ کلوسکو، ژانت و ویشار، مارجوری (۱۹۹۴). طرح‌واره‌درمانی: راهنمای کاربردی برای متخصصین بالینی. ترجمه حسن حمیدپور و زهرا اندوز. (۱۳۸۶)، تهران:

35. Al-Shahrani, H. F. & Hammad, M. A. (2023). Impact of Emotional Divorce on the Mental Health of Married Women in Saudi Arabia. *PLoS ONE*, 18 (11), e0293285. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0293285
36. Amato, P. R. & Previti, D. (2003). People's Reasons for Divorcing: Gender, Social Class, the Life Course and Adjustment. *Journal of Family Issues*, (24), 602-626.
37. Antoine, P., Antoine, C. & Nandrino, J. L. (2008). Development and Validation of the Cognitive Inventory of Subjective Distress. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 23 (11), 1175-1181.
38. Aspinwall, L. G. & MacNamara, A. (2005). Taking Positive Changes Seriously. *Cancer*, 104 (11 Suppl), 2549-2556.
39. Atan, A. & Buluş, M. (2019). Aile iletişim Becerileri Psikoeğitim Programının Eşlerin Evlilik Doyumuna Etkisi: The Effect of Family Communication Skills Psycho-Educational Program on Couples' Marital Satisfaction. *Elementary Education Online*, 18 (1), 226-240.
40. Austin, P., Macdonald, J. & MacLeod, R. (2018). Measuring Spirituality and Religiosity in Clinical Settings: A Scoping Review of Available Instruments. *Religions*, 9 (70).
41. Awad, E., Fawaz, M., Hallit, S. et al. (2023). The Co-Moderating Effect of Social Support and Religiosity in the Association Between Psychological Distress and Coping Strategies in a Sample of Lebanese Adults. *BMC Psychology*, 11 (61).
42. Baron, R. M. & Kenny, D. A. (1986). The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Atrategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51 (6), 1173-1182. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173>
43. Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
44. Connor, K. M. & Davidson, J. R. T. (2003). Development of a New Resilience Scale: The Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC). *Depression and Anxiety*, (18), 76-82.
45. Cooper, C. (2011). Men and Divorce. in: G. R. Brooks & G. E. Good (Eds.), *The New Handbook of Psychotherapy and Counseling with Comprehensive Guide to Settings, Problems, and Treatment Approaches*, (pp. 335-352). Jossey-Bass.
46. Cormier, A., Jourda, B., Laros, C., Walburg, V. & Callahan, S. (2011). Influence Between Early Maladaptive Schemas and Depression. *Encephale*, 37 (4), 293-298.
47. D'Rozario, A. B. & Pilkington, P. D. (2021). Parental Separation or Divorce and Adulthood Attachment: The Mediating Role of the

- Abandonment Schema. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 29 (2), 664-675.
48. Daaleman, T. P. & VandeCreek, L. (2000). Placing Religion and Spirituality in End-of-Life Care. *Journal of the American Medical Association*, 284, 2514-2517.
 49. Ellison, C. G., Burdette, A. M. & Wilcox, W. B. (2008). The Couple that Prays Together: Race and Ethnicity, Religion, and Relationship Quality Among Working-age Adults. *Journal of Marriage and Family*, 70 (1), 188-198.
 50. Faraji, H., Utar, K. & Boran, N. B. (2022). Relationship Between Early Maladaptive Schemas and Psychological Resilience. *Asya Studies*, 6 (19), 203-214.
 51. Fassbinder, E., Schweiger, U., Martius, D., Brand-de Wilde, O. & Arntz, A. (2016). Emotion Regulation in Schema Therapy and Dialectical Behavior Therapy. *Journal of Contemporary Psychotherapy*, 46 (1), 1-11.
 52. Frazier, P. A., Tix, A. P. & Barron, K. E. (2004). Testing Moderator and Mediator Effects in Counseling Psychology Research. *Journal of Counseling Psychology*, 51 (1), 115-134. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.51.1.115>
 53. Ghani Abadi, S., Falah Zadeh, H. & Mostafa, V. (2024). Predicting Emotional Divorce Based on Dyadic Perfectionism and Resilience in Women. *Journal of Woman and Family Studies*, 11 (4), 62-83.
 54. Güner, O. (2017). Psychometric Properties and Normative Values of Early Maladaptive Schema Questionnaires Set for Children and Adolescents (SQS). *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 24 (2), 534-554.
 55. Hamkins, S. (2019). Narrative Psychiatry and Family Therapy: Promoting Resilience and Collaboration with Persons with Intense Mental and Emotional Experiences at Risk of Causing Violence. *Australian & New Zealand Journal of Family Therapy*, 40 (3), 295-307.
 56. He, Z., Wang, Z., Lew, B., Mansor, A. T., Jie, Z. & Koenig, H. G. (2019). Moderating Effects of Religiosity on the Relationship Between Trauma and Suicidal Behaviors Among College Students in Northwest China. *SAGE Open*, 9 (3), 2158244019859087.
 57. Hetherington, E. M. (2003). Social Support and the Adjustment of Children in Divorced and Remarried Families. *Child Development*, 74 (6), 1849-1860.
 58. Hill, P. C. & Pargament, K. I. (2003). Advances in the Conceptualization and Measurement of Religion and Spirituality: Implications for Physical and Mental Health Research. *American Psychologist*, 58 (1), 64-74.
 59. Hüner, O. S. & Gençöz, T. İ. (2005). The Effect of Religiousness on Marital Satisfaction: Testing the Mediator Role of Marital Problem Solving Between Religiousness and Marital Satisfaction. *Contemporary*

- Family Therapy*, 27 (1), 123–136.
60. Janovsky, T., Rock, A. J., Thorsteinsson, E. B., Clark, G. I. & Murray, C. V. (2020). The Relationship Between Early Maladaptive Schemas and Interpersonal Problems: A Meta-Analytic Review. *Clinical Psychology & Psychotherapy*. Advance Online Publication, 1-40.
 61. Kamalian, T., Mirzahosseini, H. & Monirpoor, N. (2021). The Effects of Emotional Schema Therapy and Differentiation Training on Emotional Divorce in Eomen. *Journal of Client-Centered Nursing Care*, 7 (1), 65-74.
<https://doi.org/10.32598/JCCNC.7.1.357.1>
 62. Koenig, H. G. (2015). Religion, Spirituality, and Health: A Review and Update. *Advances in Mind-Body Medicine*, 29 (3), 19-26.
<https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/26026153>.
 63. Lambert, N. M. & Dollahite, D. C. (2006). How Religiosity Helps Couples Prevent, Resolve, and Pvercome Marital Conflict. *Family Relations*, 55 (4), 439-448.
 64. Langlais, M. & Schwanz, S. (2017). Religiosity and Relationship Quality of Dating Relationships: Examining Relationship Religiosity as a Mediator. *Religions*, 8 (9), 187.
 65. Laur, R. H. & Laur, J. C. (2007). *Marriage & Family: The Quest for Intimacy*. McGraw Hill.
 66. Lazarus, A. (2004). Relationships Among Indicators of Child and Family Resilience and Adjustment Following the September 11, 2001 Tragedy. The Emory Center for Myth and Ritual in American Life . \[Unpublished manuscript].
 67. Lo, C. K. M., Chen, Q., Chen, M., Chan, K. L. & Ip, P. (2024). Changes in, and Factors Associated with Family Functioning: Results of four Cross-Sectional Household Surveys from 2011 to 2017 in Hong Kong. *BMC Public Health*, 24 (160).
 68. Lopez, J. L., Riggs, S. A., Pollard, S. E. & Hook, J. N. (2011). Religious Commitment, Adult Attachment and Marital Adjustment in Newly Married Couples. *Journal of Family Psychology*, 25 (2), 301-309.
 69. McDermott, N. (2017). Early Maladaptive Schemas, Attachment, Negative Affect and Relationship Satisfaction, \[Master's thesis, Rowan University].
 70. Mihailov, A. M. (2023). The role of Abandonment Schema in the Relationship Between Attachment Styles and Couple Satisfaction. *Studia Doctoralia. Psychology and Educational Science*, 14 (1), 11-23.
 71. Montesi, J. L., Fauber, R. L., Gordon, K. C. & Heimberg, R. G. (2013). The Role of Conflict Avoidance in the Association Between Depressive Symptoms and Relationship Satisfaction: A Daily Diary Study. *Journal of Social and Personal Relationships*, 30(2), 205-228.

<https://doi.org/10.1177/0265407512456675>.

72. O'Connor, P., Izadikhah, Z., Abedini, S. & Jackson, C. J. (2018). Can Deficits in Emotional Intelligence Explain the Negative Relationship Between Abandonment Schema and Marital Quality?, *Family Relations*, 67 (4), 510-522.
73. Park, C. L. (2012). Religious and Spiritual Aspects of Meaning in the Context of Work Life. in: P. C. Hill, K. D. Dik, & B. J. Dik (Eds.), *Psychology of Religion and Workplace Spirituality*, (pp.135-155). IAP Publisher.
74. Pascal, A., Christine, A. & Jean, L. (2008). Development and Validation of Cognitive Inventory of Subjective Distress. *Geriatric Psychiatry*, 23, 1175-1181.
75. Simonič, B. & Rijavec Klobučar, N. (2017). Experiencing Positive Religious Coping in the Process of Divorce: A Qualitative Study. *Journal of Religion and Health*, 56 (4), 1644-1654.
76. Stevenson, C., Wakefield, J. R. H. & Dogra, S. (2021). Families as Support and Burden: A Mixed Methods Exploration of the Extent to which Family Identification and Support Predicts Reductions in Stress Among Disadvantaged Neighbourhood Residents. *Journal of Social and Personal Relationships*, 39 (4), 1007-1029. <https://doi.org/10.1177/02654075211050071>.
77. Stiles, O. E. (2004). Early Maladaptive Schemas and Intimacy in Young Adults Romantic Relationships, [Unpublished Doctoral Dissertation, Alliant International University].
78. Taylor, C. D., Bee, P. & Haddock, G. (2017). Does Schema Therapy Change Schemas and Symptoms? A Systematic Review Across Mental Health Disorders. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 90 (3), 456-479.
79. Umberson, D. & Thomeer, M. B. (2020). Family Matters: Research on Family Ties and Health, 2010-2020. *Journal of Marriage and Family*, 82 (1), 404-419.
80. Umberson, D., Williams, K., Powers, D. A., Liu, H. & Needham, B. (2005). Stress in Childhood and Adulthood: Effects on Marital Quality over Time. *Journal of Marriage and Family*, 67 (5), 1332-1347.
81. VandenBos, G. R. (Ed). (2013). *APA Dictionary of Clinical Psychology*. American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/13945-000>.
82. Vermeulen, F. & van der Werfhorst, H. G. (2023). Religion and Union Dissolution: Effects of Couple and Municipal Religiosity on Divorce and Separation. *Demographic Research*, 49, Article 20. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2023.49.20>.