SJPP
Shenakht Journal of Psychology & Psychiatry
No.3/2026;13(3):399-407
DOI: 10.22034/13.3.399
https://shenakht.muk.ac.ir/

Original Article

The Relationship Between Deliberate Rumination and Posttraumatic Growth in Patients with Cancer: The Mediating Role of Inhibitory Control

Zeinab Hadi[1], Mahdieh Shafiee Tabar[2]

1. MSc, Department of Psychology, Faculty of Humanities, Arak University, Arak, Iran
2. Assistant Professor, Department of Psychology, Faculty of Humanities, Arak University, Arak, Iran

Article History:

Received: August 24, 2025
Revised: May 11, 2026
Accepted: July 26, 2026

***Corresponding Author:** Mahdieh Shafiee Tabar, Department of Psychology, Faculty of Humanities, Arak University, Arak, Iran

E-mail: m-shafietabar@araku.ac.ir

Abstract

Background and Aims: Traumatic events can have profound psychological impacts, ranging from distress to positive transformations known as posttraumatic growth. This study aimed to examine the mediating role of inhibitory control in the relationship between deliberate rumination and posttraumatic growth among patients with cancer in Isfahan, Iran.

Materials and Methods: This descriptive-correlational study was conducted on all patients with cancer who referred to oncology departments of medical centers in Isfahan, Iran, during 2023–2024. A total of 200 patients were selected using convenience sampling. Data were collected using the Posttraumatic Growth Inventory developed by Tedeschi et al., the Barkley Deficits in Executive Functioning Scale, and the Event-Related Rumination Inventory developed by Cann et al. Data analysis was performed using linear regression with a bootstrap approach.

Results: The results indicated that the direct effect of deliberate rumination on posttraumatic growth was 0.46 (P<0.001), while the indirect effect of deliberate rumination on posttraumatic growth through inhibitory control was 0.27 (P < 0.001). These findings confirm the significant mediating role of inhibitory control (P< 0.001). Furthermore, the mediation ratio of 0.37 revealed that approximately 37% of the total effect of deliberate rumination on posttraumatic growth was transmitted through inhibitory control (P< 0.001).

Conclusion: Given that deliberate rumination influences posttraumatic growth through inhibitory control, interventions aimed at strengthening inhibitory control may be beneficial in enhancing posttraumatic growth among patients with cancer.

Keywords: Inhibitory control, Posttraumatic growth, Rumination

Please cite this article as follows: Hadi Z, Shafiee Tabar M. The Relationship Between Deliberate Rumination and Posttraumatic Growth in Patients with Cancer: The Mediating Role of Inhibitory Control. SJPP. 2026;13(3):399-407.

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-10-31]

Copyright © 2026 The Author(s). Published by Kurdistan University of Medical Sciences. All rights reserved by the authors. This is an open-access article that may be read, downloaded, copied, distributed, printed, searched, and linked to the full text for lawful purposes, provided that the original authors and source are properly acknowledged.

SJPP
دوماهنامه علمی پژوهشی روانشناسی و روانپزشکی شناخت
دوره ۱۳، شماره ۳، مرداد و شهریور ۱۴۰۵، صفحات: ۳۹۹-۴۰۷
DOI: 10.22034/13.3.399
https://sjku.muk.ac.ir

مقاله پژوهشی

رابطهٔ نشخوار فکری عمدی با رشد پس از آسیب در بیماران مبتلا به سرطان: نقش میانجی‌گری کنترل بازداری

زینب هادی[۱]، مهدیه شفیعی تبار[۲*]

۱. کارشناس ارشد روان‌شناسی، گروه روان‌شناسی، دانشکدهٔ علوم انسانی، دانشگاه اراک، اراک، ایران
۲. استادیار، گروه روان‌شناسی، دانشکدهٔ علوم انسانی، دانشگاه اراک، اراک، ایران

تاریخچه مقاله:
دریافت: ۱۴۰۴/۰۶/۰۲
ویرایش: ۱۴۰۵/۰۲/۲۱
پذیرش: ۱۴۰۵/۰۵/۰۴

تمامی حقوق نشر برای دانشگاه علوم پزشکی کردستان محفوظ است.

*نویسنده مسئول: مهدیه شفیعی تبار، گروه روان‌شناسی، دانشکدهٔ علوم انسانی، دانشگاه اراک، اراک، ایران

ایمیل:
m-shafietabar@araku.ac.ir

چکیده

زمینه و هدف: وقایع آسیب‌زا می‌توانند تأثیرات روان‌شناختی عمیقی داشته باشند؛ از پریشانی گرفته تا تحولات مثبت که به‌عنوان رشد پس از آسیب شناخته می‌شوند. هدف این مطالعه بررسی نقش میانجی‌گری کنترل بازداری در رابطهٔ بین نشخوار فکری عمدی و رشد پس از آسیب بیماران مبتلا به سرطان در شهر اصفهان بود.

مواد و روش‌ها: پژوهش حاضر توصیفی از نوع هم‌بستگی بود. جامعهٔ آماری پژوهش حاضر را تمامی بیماران مبتلا به سرطان مراجعه‌کننده به بخش آنکولوژی مراکز درمانی شهر اصفهان در سال ۱۴۰۲ و ۱۴۰۳ تشکیل دادند که ۲۰۰ نفر از آنها به‌روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. در این پژوهش از پرسش‌نامهٔ رشد پس از آسیب تدسچی و همکاران، مقیاس نارسایی‌ها در کارکردهای اجرایی بارکلی و سیاههٔ نشخوار فکری مرتبط با واقعهٔ کان و همکاران استفاده شد. تحلیل داده‌ها با استفاده از روش گرسیون خطی با کاربرد بوت استرپ انجام شد.

یافته‌ها: نتایج نشان داد اثر مستقیم نشخوار فکری عمدی بر رشد پس از آسیب برابر با ۰/۴۶ (P<۰/۰۰۱) و اثر غیرمستقیم نشخوار فکری عمدی بر رشد پس از آسیب ازطریق کنترل بازداری برابر با ۰/۲۷ بود (P<۰/۰۰۱)؛ بنابراین نقش میانجی کنترل بازداری معنادار است (P<۰/۰۰۱). علاوه‌براین، نسبت میانجی‌گری برابر با ۰/۳۷ نشان داد حدود ۳۷ درصد از اثر کل نشخوار فکری عمدی بر رشد پس از آسیب از مسیر کنترل بازداری منتقل می‌شود (P<۰/۰۰۱).

نتیجه‌گیری: ازآنجاکه نشخوار فکری عمدی ازطریق کنترل بازداری بر رشد پس از آسیب در بیماران مبتلا به سرطان اثر می‌گذارد، توانبخشی کنترل بازداری با هدفِ افزایش رشد پس از آسیب در بیماران مبتلا سرطان توصیه می‌شود.

واژگان کلیدی: رشد پس از آسیب، نشخوار فکری، کنترل بازداری

استناد: هادی، زینب؛ شفیعی تبار، مهدیه. رابطهٔ نشخوار فکری عمدی با رشد پس از آسیب در بیماران مبتلا به سرطان: نقش میانجی‌گری کنترل بازداری. دوماهنامه علمی پژوهشی روانشناسی و روانپزشکی شناخت، مرداد و شهریور ۱۴۰۵؛۱۳(۳):۳۹۹-۴۰۷.

مقدمه

آمار ابتلا به سرطان به‌طور هشدار دهنده‌ای رو به افزایش است (میرباقری، خسروی و اکرمی، ۱۴۰۱) و افزایش تعداد بازماندگان سرطان در سراسر جهان در طول ۱۰ تا ۲۰ سال گذشته باعث شده است درک نیازها، تجربیات و پیامدهایی این بیماری در بازماندگان بیشتر مورد توجه قرار گیرد (منگر، محمد حلیم، ریمر و شارپ[۱]، ۲۰۲۱).

مطالعات نشان می‌دهد بیش از نیمی از بازماندگان سرطان حداقل یک تغییر مفید یا رشد شخصی را در تجربهٔ سرطان گزارش می‌کنند (لیو، تونگ، دویگو،کوچ-گالنگامپ، برترام، ابرله[۲]، ۲۰۲۱)؛

[1] Menger, Mohammed Halim, Rimmer, Sharp.

[2] Liu, Thong, Doege, Koch-Gallenkamp, Bertram, Eberle.

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-10-31]

تغییرات مثبت رفتاری، عاطفی یا شناختی مانند افزایش احساس قدردانی از زندگی، روابط معنادارتر، یا زندگی وجودی و معنوی غنی‌تر (موی، جان، نوریس-بل، هرمان، گوسیان، نایک[1]، ۲۰۲۰؛ بریمانی، میزایی و فراهانی، ۱۴۰۴). این تغییرات که با عنوان رشد پس از آسیب[2] از آن یاد می‌شود می‌توانند در پنج حوزه اصلی ظاهر شوند: (۱) درک بیشتر از زندگی و تغییر حس اولویت‌ها، (۲) روابط معنادارتر با دیگران، (۳) افزایش احساس قدرت شخصی، (۴) امکانات جدید برای زندگی فرد، و (۵) زندگی وجودی و معنوی غنی‌تر (بلیکل، اسمیدت و استنفورد[3]، ۲۰۲۴).

برای بازسازی ادراک جهان پس از آسیب، افراد باید باورهای خود را قبل و بعد از تروما دوباره بررسی کنند یا به‌طور مکرر به آن فکر کنند. این فرایند پردازش شناختی به‌عنوان نشخوار فکری[4] در نظر گرفته می‌شود که افراد پس از یک رویداد آسیب‌زا با استفاده از آن و ازطریق مراقبه هدفمند و فعال در مورد رویداد به رشد می‌رسند، به همین دلیل تأثیر مهمی بر واکنش‌های پس از آسیب دارد. با این حال، مطالعات تأکید کرده‌اند که تنها برخی از اجزای این فرایند نشخوارکننده می‌توانند برای رشد پس از آسیب حیاتی باشند (وو، ژو، وو و آن[5]، ۲۰۱۵). کان، کالهون، تدسکی، کیلمر، گیل-راویز، ویشنوسکی و همکاران[6] (۲۰۱۰) تمایزی بین دو نوع نشخوار فکری یا تفکر تکراری در مورد یک رویداد پیشنهاد کردند؛ نشخوار ناخواسته[7] و نشخوار عمدی[8]. نشخوار ناخواسته نمایانگر افکاری است که بدون تمایل فرد به دنیای شناختی فرد حمله می‌کند و عموماً شامل تمرکز منفی بر آسیب است، درحالی‌که نشخوار عمدی شامل بررسی مجدد و تعمق عمدی رویداد است.

ازنظر الگوی رشد پس از آسیب تدسچی وکالهون[9] (۲۰۰۴)، نشخوار ناخواسته بلافاصله پس از یک رویداد آسیب‌زا می‌تواند سرنخ‌ها و فرصت‌هایی برای بازماندگان آسیب‌دیده جهت پردازش شناختی بیشتر رویداد آسیب‌زا فراهم کند که به‌نوبهٔ خود منجر به نشخوار فکری عمدی می‌شود و به تجربهٔ رشد پس از آسیب کمک می‌کند (کرامر، ویتمن، وایت، سیلورستین و ودرز[10]، ۲۰۲۰؛ راولو، مارو، الگردراروسا و گنزالزمندز[11]، ۲۰۲۴). چنانچه هوه، کیم، لی و چای[12] (۲۰۲۰) نشان دادند در طول نشخوار فکری عمدی، افراد بهتر می‌توانند وقایع و اثرات آسیب‌زا را درک کنند و به رشد پس از آسیب دست یابند. موستاراک و براجکوویچ[13] (۲۰۲۲) نیز نشان دادند که نشخوار فکری عمدی می‌تواند رشد پس از آسیب را بهتر تسهیل کند و اگر بیماران فرصت‌های بیشتری برای نشخوار فکری عمدی در مورد نگرانی‌های خود و غلبه بر تجربیات غم‌انگیز خود در طول وقایع آسیب‌زا داشته باشند، احتمال بیشتری دارد که به رشد پس از آسیب دست یابند. یکی از عواملی که آسیب‌پذیری فرد را نسبت به نشخوار فکری افزایش می‌دهند و موجب می‌شود فرد به‌طور مکرر در مورد علل ناراحتی خود فکر می‌کنند، نقص کنترل بازداری[14] است.

کنترل بازداری به توانایی توقف پاسخ‌های نامناسب و انطباق رفتار با تغییرات محیطی اشاره دارد (کنگ، هرناندز، رحمان، ویگت و مالواسو[15]، ۲۰۲۲). این سازه بخشی از کارکردهای اجرایی[16] محسوب می‌شود و انواع بازداری در حوزه‌های شناخت، ادراک، توجه و حرکت را شامل می‌شود (سقا، بشرپور و نریمانی، ۱۴۰۴). برخی پیشنهاد می‌کنند که نشخوار فکری فرایندهای کارکردهای اجرایی را مختل می‌کند و منجر به نقص در یادآوری زندگی‌نامه و سایر فرایندهای شناختی می‌شود (رامپونی، بارنارد و نیمو اسمیت[17]، ۲۰۰۴؛ کونولی، واگنر، شاپرو، پندرگاست، آبرامسون و الوی[18]، ۲۰۱۴)، درحالی‌که برخی دیگر فرض می‌کنند که نقص کارکردهای اجرایی زمینه‌ساز نشخوار فکری است که منجر به ناتوانی در بازداری و ناتوانی در درگیرشدن با اطلاعات منفی و متمرکز بر خود است (ون ووگت و ون در ولده[19]، ۲۰۱۸). یانگ، کااو، شیلدز، تنگ و لیو[20] (۲۰۱۷) در مطالعهٔ متاآنالیز خود به این نتیجه رسیدند که نشخوار فکری با نقایص بازداری و جابجایی مجموعه مرتبط است، اما با حافظهٔ فعال ارتباطی ندارد.

با توجه به آنچه گفته شد پژوهش حاضر سعی در بررسی نقش کنترل بازداری و نشخوار فکری عمدی در رشد پس از آسیب دارد و ازآنجاکه پژوهش‌هایی که به بررسی نقش این متغیرها در قالب یک مدل و شبکه‌ای از روابط به‌طور هم‌زمان بپردازد، وجود ندارد، هدف پژوهش حاضر آزمون مدل ساختاری نشخوار فکری عمدی و رشد پس از آسیب با بررسی نقش میانجی کنترل بازداری است.

روش کار

این پژوهش یک مطالعهٔ توصیفی از نوع هم‌بستگی بود. جامعه مورد مطالعه شامل کلیهٔ بیماران مبتلا به سرطان مراجعه‌کننده به بخش آنکولوژی مراکز درمانی شهر اصفهان در سال ۱۴۰۳ بود. نمونه شامل ۲۰۰ نفر از بیماران بود که به‌روش نمونه‌گیری در

[1] Moye, Jahn, Norris-Bell, Herman, Gosian, Naik.
[2] Posttraumatic growth
[3] Blickle, Schmidt, M. E., &Steindorf.
[4] Rumination
[5] Wu, Zhou, Wu, An
[6] Cann, Calhoun, Tedeschi, Kilmer, Gil-Rivas, Vishnevsky, et al.
[7] Intrusive rumination
[8] Deliberate rumination
[9] Tedeschi & Calhoun
[10] Kramer, Whiteman, Witte, Silverstein, Weathers
[11] Ravelo, Marrero, Alegre de la Rosa, Gonzalez-Mendez
[12] Huh, Kim, Lee, Chae
[13] Mostarac, Brajković
[14] Inhibitory control
[15] Kang, Hernández, Rahman, Voigt, Malvaso
[16] Executive functions
[17] Ramponi, Barnard, Nimmo-Smith.
[18] ConnollyWagner, Shapero, Pendergast, Abramson, Alloy
[19] van Vugt, van der Velde.
[20] Yang, Cao, Shields, Teng, Liu.

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-10-31]

دسترس انتخاب شدند. ملاک‌های ورود شامل رضایت آگاهانه، تمایل به همکاری در پژوهش، دریافت تشخیص سرطان طی سال گذشته و محدودهٔ سنی ۶۰-۲۵ سال بود؛ و ملاک‌های خروج نیز شامل عدم رضایت برای همکاری در تکمیل پرسش‌نامه‌ها، اختلالات روان‌شناختی (با پرسش ازطریق چک‌لیست) و ارائهٔ اطلاعات مخدوش بود. روند اجرای پژوهش به این صورت بود که پس از کسب مجوزهای لازم و معرفی‌نامه از دانشگاه اراک و دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، با مراجعه به بخش آنکولوژی مراکز درمانی شهر اصفهان، ۲۰۰ پرسش‌نامه توسط بیماران مراجعه‌کننده واجد شرایط تکمیل شد. لازم به ذکر است توضیحات کافی به‌صورت شفاهی و کتبی در خصوص رازداری و محرمانه بودن اطلاعات هویتی به شرکت‌کنندگان داده شد. برای تحلیل داده‌ها، پس از ورود و پاک‌سازی داده‌ها در محیط نرم‌افزار R (نسخهٔ ۴.۵.۱)، ابتدا شاخص‌های توصیفی و پراکندگی متغیرهای پژوهش (میانگین، انحراف‌معیار، کمینه و بیشینه) با استفاده از بستهٔ psych محاسبه شد. در بخش استنباطی، تحلیل میانجی‌گری مبتنی‌بر رگرسیون انجام شد؛ به این منظور دو مدل رگرسیون خطی شامل مدل پیش‌بینی متغیر میانجی و مدل پیش‌بینی متغیر ملاک برازش شد و سپس اثرهای مستقیم، غیرمستقیم و کل با استفاده از بستهٔ mediation و روش بوت‌استرپ غیرپارامتریک با ۵۰۰۰ تکرار و بازه‌های اطمینان ۹۵ درصدی به‌روش صدکی برآورد گردید. همچنین برای نمایش گرافیکی مدل میانجی‌گری از بستهٔ DiagrammeR بهره برده شد.

ابزار

سیاههٔ رشد پس از آسیب[1]: این پرسش‌نامه توسط تدسچی و کالهون در سال ۱۹۹۶ به‌منظور ارزیابی تغییرات خود ادراکی افراد، مرتبط با تجربهٔ حوادث آسیب‌زا ساخته شده است. این پرسش‌نامه شامل ۲۱ عبارت در مقیاس لیکرت از دامنهٔ صفر (من این تغییر را به‌عنوان نتیجه بحران نمی‌دانم) تا پنج (من این تغییر را به میزان خیلی زیادی به‌عنوان نتیجهٔ بحران می‌دانم) است. دامنهٔ نمرات از صفر تا ۱۰۵ بوده و نمرهٔ بیشتر نمایانگر رشد بیشتر و نمرهٔ کمتر نیز نمایانگر رشد کمتر است. این پرسش‌نامه دارای ۵ زیرمقیاسِ فرصت‌های جدید[2] (۵ ماده)، ارتباط با دیگران[3] (۷ ماده)، قدرت شخصی[4] (۴ ماده)، ارزش زندگی[5] (۳ ماده) و تغییر معنوی[6] (۲ ماده) است. تدسچی و کالهون (۱۹۹۶) در مطالعه‌ای ضریب آلفای کرونباخ برای کل پرسش‌نامهٔ رشد پس‌آسیب را ۰/۹۰ و برای خرده‌مقیاس‌های ارتباط با دیگران ۰/۸۵، فرصت‌های جدید ۰/۸۴، قدرت شخصی ۰/۷۲، تغییر معنوی ۰/۸۵ و درک ارزش زندگی ۰/۶۷ گزارش کردند. در ایران در پژوهش سید محمودی، رحیمی، محمدی و هادیان فرد (۱۳۹۲) ضریب آلفای کرونباخ کل پرسش‌نامه ۰/۹۲ و برای هر یک از خرده‌مقیاس‌ها در دامنهٔ ۰/۶۶ تا ۰/۹۰ به‌دست آمد. همچنین روایی پرسش‌نامه در این پژوهش مطلوب گزارش شد.

مقیاس نارسایی‌ها در کارکردهای اجرایی بارکلی[7]: این مقیاس توسط بارکلی در سال ۲۰۱۱ طراحی شد. این ابزار خودگزارشی ۷۵ سؤالی، برای محدودهٔ سنی ۱۸ تا ۸۱ سال قابل اجرا بوده و پاسخ‌دهی به آن برمبنای طیف لیکرت چهاردرجه‌ای (هرگز = ۱، گاهی اوقات = ۲، اغلب اوقات = ۳ و همیشه = ۴) است. این مقیاس شامل پنج خرده‌مقیاس است که این خرده‌مقیاس‌ها ۵ کنش اجرایی خود مدیریتی زمان (۲۱ سؤال)، خودسازماندهی/حل مسئله (۲۴ سؤال)، خودکنترلی/بازداری (۲۴ سؤال)، خودانگیزشی (۱۲ سؤال) و خودنظم‌جویی هیجان (۱۳ سؤال) را اندازه‌گیری می‌کنند که در این پژوهش تنها از خرده‌مقیاس خودکنترلی/بازداری استفاده شده است. ارزیابی دامنه نمرات از ۷۵ تا ۳۰۰ بوده و به‌طور کلی، نمرات بالا در هر خرده‌مقیاس، بیانگر نارسایی بیشتر در آن کنش اجرایی است. برای کل مقیاس ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۱ و برای خرده‌مقیاس خودمدیریتی زمان، خودسازماندهی/ حل مسئله، خودکنترلی/ بازداری، خودانگیزشی و خودنظم‌جویی هیجان به‌ترتیب ۰/۹۴، ۰/۹۵، ۰/۹۳، ۰/۹۱، ۰/۹۴ گزارش شده است. همچنین ضرایب اعتبار بازآزمایی برای کل مقیاس ۰/۸۴ و برای خرده‌مقیاس خودمدیریتی زمان، خودسازماندهی/ حل مسئله، کنترل بازداری، خودانگیزشی و خودنظم‌جویی هیجان به‌ترتیب ۰/۸۳، ۰/۹۰، ۰/۷۸، ۰/۶۲ و ۰/۷۸ گزارش شده است (الی-اسمیت، وینترز، دراک و جاسلین[8]، ۲۰۱۳). در ایران در پژوهش مشهدی، میردورقی، حسین‌زاده ملکی و حمزه‌لو (۱۳۹۴) ضریب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌ها، به‌ترتیب برابر با ۰/۹۱، ۰/۹۲، ۰/۸۶، ۰/۸۰ و ۰/۹۱، و برای کل مقیاس ۰/۹۶ گزارش شده است.

سیاههٔ نشخوار مرتبط با واقعه[9]: این پرسش‌نامه توسط کان، کالهون، تدسچی‌تریپلت، ویشنوسکی و لینداستروم[10] (۲۰۱۱) با هدفِ ارزیابی نشخوارهای فرد در ارتباط با رویدادهای آسیب‌زای زندگی ساخته شد. نمونهٔ انتخابی آن‌ها افرادی بودند که یکی از وقایع نه‌گانه شامل مرگ یکی از نزدیکان، مسائل جدی پزشکی برای خود و یا برای یکی از نزدیکان، آسیب جدی ناشی از حوادث، آسیب وارده به محل سکونت، قربانی‌شدن تحت حوادثی همچون تجاوز، سرقت، فریب و طلاق را به‌طور متوسط ۲۲۳ روز قبل تجربه کرده بودند. در پژوهش آنها بیشتر افراد کسانی بودند که به‌ترتیب مسائل جدی پزشکی، مرگ یکی از عزیزان و تجاوز را تجربه کرده بودند. این پرسش‌نامه شامل ۲۰ گویه و دو خرده‌مقیاس نشخوار

[1] Posttraumatic Growth Inventory
[2] New possibilities
[3] Relating to others
[4] Personal strength
[5] Appreciation of life
[6] Spiritual change
[7] Barkley Deficits in Executive Functioning Scale
[8] Allee-Smith, Winters, Drake, Joslin
[9] Event Related Rumination Inventory
[10] Cann, Calhoun, Tedeschi, Triplett, Vishnevsky, Lindstrom

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-10-31]

ناخواسته (۱۰ سؤال) و نشخوار عمدی (۱۰ سؤال) در طیف لیکرت چهاردرجه‌ای از اصلاً (۰) تا اغلب (۳) است. با توجه به بار منفی مفهوم نشخوار، کان و همکاران (۲۰۱۱) گویه‌های آن را با بیانی خنثی طراحی کردند که آن را مناسب برای کاربردهای پژوهشی می‌سازد. در مطالعهٔ کان و همکاران (۲۰۱۱) ضریب آلفای کرونباخ پرسش‌نامه در محدودهٔ ۰/۸۸ تا ۰/۹۴ گزارش شده است. در مطالعهٔ موسوی و همکاران (۱۳۹۷) ضرایب آلفای کرونباخ برای نشخوارهای ناخواسته، ۰/۹۶ و برای نشخوارهای عمدی ۰/۹۲ بدست آمد.

نتایج

در بررسی اطلاعات جمعیت‌شناختی نمونه، از مجموع ۲۰۰ نفر شرکت‌کننده، ۷۹ نفر (۳۹٪) مرد و ۱۲۱ نفر (۶۱٪) زن بودند؛ همچنین ازنظر وضعیت تأهل، ۱۳۸ نفر (۶۹٪) متأهل و ۶۲ نفر (۳۱٪) مجرد گزارش شدند. ازنظر سن نیز ۵ نفر (۵/۲٪) در بازهٔ ۲۰ تا ۳۰ سال، ۳۸ نفر (۱۹٪) در بازهٔ ۳۰ تا ۴۰ سال، ۸۹ نفر (۵/۴۴٪) در بازهٔ ۴۰ تا ۵۰ سال و ۶۸ نفر (۳۴٪) در بازهٔ ۵۰ تا ۶۰ سال قرار داشتند.

به‌منظور توصیف متغیرهای پژوهش، شاخص‌های گرایش مرکزی و پراکندگی (میانگین، انحراف‌معیار)، به‌همراه دامنهٔ تغییرات (کمینه و بیشینه) و شاخص‌های شکل توزیع (چولگی و کشیدگی) در جدول ۱ ارائه شده است.

نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد میانگین (انحراف‌معیار) رشد پس از آسیب برابر با ۵۶/۱۲ (۵/۲۳)، کنترل بازداری برابر با ۶۷/۲۹ (۵/۱۱) و نشخوار فکری عمدی برابر با ۱۵/۱۲ (۲/۸۷) است. همچنین مقادیر چولگی و کشیدگی هر سه متغیر در دامنهٔ قابل قبول قرار دارد که بیانگر نزدیک بودن توزیع نمرات به حالت نرمال است.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	انحراف‌معیار	کمینه	بیشینه	چولگی	کشیدگی
رشد پس از آسیب	۵۶/۱۲	۵/۲۳	۴۲	۶۸	-۰/۱	-۰/۵۸
کنترل بازداری	۶۷/۲۹	۵/۱۱	۵۵	۸۰	۰/۰۵	-۰/۱۷
نشخوار فکری عمدی	۱۵/۱۲	۲/۸۷	۸	۲۳	۰/۲۸	-۰/۳۲

در بخش استنباطی، به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش دربارهٔ رابطهٔ نشخوار فکری عمدی و رشد پس از آسیب و همچنین بررسی نقش میانجی کنترل بازداری، تحلیل‌های استنباطی در قالب رگرسیون و آزمون میانجی‌گری انجام شد. ابتدا مفروضه‌های اصلی رگرسیون (ازجمله هم‌خطی چندگانه، الگوی باقیمانده‌ها و نقاط اثرگذار) بررسی شد و سپس ضرایب مسیرها در دو مدل رگرسیونی شامل «مدل پیش‌بینی میانجی» و «مدل پیش‌بینی متغیر ملاک» گزارش گردید. در ادامه، اثر غیرمستقیم با روش بوت‌استرپ (۵۰۰۰ تکرار) برآورد شد و براساس بازهٔ اطمینان بوت‌استرپ، معناداری نقش میانجی تعیین شد.

پیش از گزارش نتایج استنباطی، به‌منظور اطمینان از مناسب بودن تحلیل رگرسیونی و اعتبار تفسیر ضرایب، بررسی مفروضه‌های اصلی مدل‌های رگرسیونی مورد استفاده در میانجی‌گری ضروری است؛ بدین ترتیب ابتدا مدل میانجی (پیش‌بینی کنترل بازداری براساس نشخوار فکری عمدی) و سپس مدل پیامد (پیش‌بینی رشد پس از آسیب براساس نشخوار فکری عمدی و کنترل بازداری) ازنظر هم‌خطی چندگانه، همسانی واریانس خطاها، نرمال بودن باقیمانده‌ها، استقلال خطاها و وجود داده‌های پرت/اثرگذار بررسی شد. نتایج شاخص هم‌خطی نشان داد مقدار VIF برای متغیرهای پیش‌بین در مدل پیامد برابر با ۱/۲۰ بود که بیانگر نبودِ هم‌خطی چندگانه شدید و مناسب بودن ورود هم‌زمان متغیرها در مدل است. همچنین آزمون بروش پاگان[1] برای بررسی همسانی واریانس خطاها نشان داد در مدل میانجی مقدار BP برابر با ۰/۳۸ با p-value برابر با ۰/۵۴ و در مدل پیامد مقدار BP برابر با ۲/۰۴ با احتمال برابر با ۰/۳۶ به‌دست آمد؛ بنابراین با توجه به معنادار نبودن آزمون‌ها، فرض همسانی واریانس باقیمانده‌ها در هر دو مدل تأیید شد و شواهدی مبنی بر ناهمسانی واریانس مشاهده نشد. ازسوی‌دیگر، برای ارزیابی نرمال بودن باقیمانده‌ها، آزمون شاپیرو ویلک[2] نشان داد در مدل میانجی مقدار W برابر با ۰/۹۹ با p-value برابر با ۰/۲۲ و در مدل پیامد مقدار W برابر با ۱/۰۰ با احتمال برابر با ۰/۹۱ بود که هر دو غیرمعنادار هستند؛ لذا نرمال بودن باقیمانده‌ها در سطح قابل قبول ارزیابی شد. علاوه‌براین، جهت بررسی استقلال خطاها، آزمون دوربین–واتسون[3] در مدل میانجی مقدار آمارهٔ دوربین–واتسون برابر با ۲/۱۶ با احتمال برابر با ۰/۲۵ و در مدل پیامد مقدار آماره دوربین–واتسون برابر با ۱/۹۰ با احتمال برابر با ۰/۴۶ را نشان داد که با توجه به غیرمعنادار بودن آزمون‌ها، شواهدی از خودهم‌بستگی خطاها مشاهده نشد و استقلال خطاها قابل قبول است. در نهایت، برای شناسایی مشاهدات اثرگذار، براساس معیار فاصلهٔ کوک و با آستانهٔ

[1] Breusch–Pagan
[2] Shapiro–Wilk
[3] Durbin–Watson

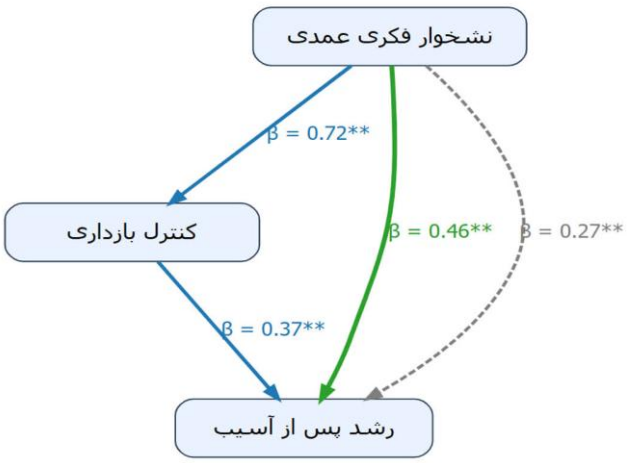
[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-10-31]

۴ تقسیم بر حجم نمونه، تعدادی مشاهده به‌عنوان موارد بالقوه اثرگذار شناسایی شدند؛ به‌گونه‌ای که در مدل میانجی موارد ۷، ۱۴، ۱۱۵ و ۱۲۹ و در مدل پیامد موارد ۷ و ۱۹۵ از آستانه پیشنهادی عبور کرده‌اند. بر همین اساس، در مجموع، ۶ مشاهدهٔ اثرگذار شناسایی شد و به‌منظور افزایش دقت برآوردها، کاهش حساسیت نتایج به داده‌های پرت و ارتقای پایداری ضرایب، این موارد از مجموعه داده حذف گردید؛ سپس مدل‌های رگرسیونی مربوط به میانجی (پیش‌بینی کنترل بازداری) و پیامد (پیش‌بینی رشد پس از آسیب) بر روی داده‌های پالایش‌شده مجدداً اجرا شد. در ادامه، به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش و ارزیابی نقش میانجی کنترل بازداری در رابطهٔ بین نشخوار فکری عمدی و رشد پس از آسیب، تحلیل میانجی‌گری با استفاده از روش بوت‌استرپ غیرپارامتریک و با ۵۰۰۰ تکرار انجام شد و بازه‌های اطمینان ۹۵ درصدی به‌روش صدکی محاسبه گردید. پیش از تفسیر نتایج میانجی‌گری، برای بررسی کفایت مدل رگرسیونیِ به‌کاررفته، شاخص‌های برازش گزارش شد؛ نتایج نشان داد ضریب هم‌بستگی چندگانه R برابر با ۰/۵۲ و ضریب تعیین R2 برابر با ۰/۲۷ است، بنابراین حدود ۲۷ درصد از واریانس متغیر ملاک توسط مدل تبیین می‌شود. همچنین آزمون کلی معناداری مدل نشان داد مقدار F برابر با ۳۶/۸۷ با درجهٔ آزادی ۲ و ۱۹۷ بوده و مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۰۱ به‌دست آمد که بیانگر معناداری کلی مدل است. در این تحلیل، شاخص‌های اصلی شامل اثر غیرمستقیم، اثر مستقیم، اثر کل و نسبت میانجی‌گری برآورد شد و نتایج آن در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج تحلیل میانجی‌گری اثر نشخوار فکری عمدی بر رشد پس از آسیب با میانجی‌گری کنترل بازداری

شاخص	برآورد	حد پایین بازهٔ اطمینان ۹۵٪	حد بالای بازهٔ اطمینان ۹۵٪	p
اثر غیرمستقیم	۰/۲۷	۰/۱۵	۰/۴۱	<۰/۰۰۱
اثر مستقیم	۰/۴۶	۰/۲۲	۰/۷	<۰/۰۰۱
اثر کل	۰/۷۳	۰/۵	۰/۹۶	<۰/۰۰۱
نسبت میانجی‌گری	۰/۳۷	۰/۲۱	۰/۶۱	<۰/۰۰۱
اثر میانجی بر ملاک	۰/۲۷	۰/۲۴	۰/۵۱	<۰/۰۰۱
اثر پیش‌بین بر میانجی	۰/۷۲	۰/۵۰	۰/۹۴	<۰/۰۰۱

براساس نتایج جدول ۲، اثر غیرمستقیم نشخوار فکری عمدی بر رشد پس از آسیب ازطریق کنترل بازداری برابر با ۰/۲۷ به‌دست آمد و بازهٔ اطمینان ۹۵ درصدی آن از ۰/۱۵ تا ۰/۴۱ صفر را در بر نمی‌گیرد؛ بنابراین نقش میانجی کنترل بازداری معنادار است (p<۰/۰۰۱). همچنین اثر مستقیم نشخوار فکری عمدی بر رشد پس از آسیب برابر با ۰/۴۶ بود و بازهٔ اطمینان ۹۵ درصدی آن از ۰/۲۲ تا ۰/۷۰ به‌دست آمد که نشان‌دهنده معناداری اثر مستقیم است (p<۰/۰۰۱). علاوه‌براین، اثر کل نشخوار فکری عمدی بر رشد پس از آسیب برابر با ۰/۷۳ (بازهٔ اطمینان ۹۵ درصدی: ۰/۵۰ تا ۰/۹۶) گزارش شد که معناداری رابطهٔ کلی را تأیید می‌کند (p<۰/۰۰۱). در نهایت، نسبت میانجی‌گری برابر با ۰/۳۷ نشان داد حدود ۳۷ درصد از اثر کل نشخوار فکری عمدی بر رشد پس از آسیب از مسیر کنترل بازداری منتقل می‌شود (بازهٔ اطمینان ۹۵ درصدی: ۰/۲۱ تا ۰/۶۱؛ p<۰/۰۰۱). افزون‌براین، اثر میانجی بر ملاک (اثر کنترل بازداری بر رشد پس از آسیب در مدل پیامد) برابر با ۰/۳۷ برآورد شد و بازهٔ اطمینان ۹۵ درصدی آن از ۰/۲۴ تا ۰/۵۱ به‌دست آمد که صفر را دربر نمی‌گیرد؛ بنابراین کنترل بازداری به‌طور مثبت و معنادار رشد پس از آسیب را پیش‌بینی می‌کند (p<۰/۰۰۱). با توجه به معناداری هم‌زمان اثر غیرمستقیم و اثر مستقیم، الگوی میانجی‌گری در این پژوهش تفسیر می‌شود. در شکل ۱، الگوی مسیرهای مدل میانجی‌گری شامل اثر مستقیم و غیرمستقیم نشخوار فکری عمدی بر رشد پس از آسیب با میانجی‌گری کنترل بازداری ارائه شده است.



شکل ۱. مدل میانجی‌گری رابطهٔ نشخوار فکری عمدی با رشد پس از آسیب با نقش میانجی کنترل بازداری

بحث

پژوهش حاضر با هدف طراحی مدل نقشی میانجی‌گری کنترل بازداری در رابطهٔ علّی نشخوار فکری عمدی با رشد پس از آسیب

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-10-31]

بیماران مبتلا به سرطان انجام شد. یافته‌ها نشان داد که نشخوار فکری عمدی رابطهٔ مستقیم و معناداری با رشد پس از آسیب بیماران مبتلا به سرطان دارد. این یافته با پژوهش‌های هوه و همکاران (۲۰۲۰)، موستاراک و براجکوویچ (۲۰۲۲)، کرامر و همکاران (۲۰۲۰) و راولو و همکاران (۲۰۲۴) همسو است. در تبیین این یافته می‌توان گفت با ابتلا به بیماری صعب‌العلاجی مانند سرطان، باورهای اولیه فرد در خصوص خوب‌بودن جهان و ارزش خود به‌عنوان انسان، طرحواره‌های ساخته‌شده در مورد خود به‌عنوان فردی باارزش و خوش‌شانس، اطمینان نسبت به امن، منصفانه و قابل‌کنترل‌بودن جهان تغییر داده شده یا تخریب می‌گردد. اما در عین حال مواجهه با این رویدادهای استرس‌زا زوایا و چشم‌اندازهای روشنی از زندگی را پیش روی بیمار باز می‌کند. گسستن و شکستن باورهای اولیه بیمار در مورد خود و جهان، بیمار را گرفتار نشخواری خودکار نموده، که با مزمن‌شدن بیماری، این نشخوار جنبهٔ ارادی به خود گرفته و بیمار را به تلاش برای وارسی طرحواره‌های قبلی و انطباق با طرحواره‌های جدید از قبیل درک جدید از خود، ارزش‌های جدید در روابط با مردم یا اهداف متفاوت در زندگی وامی‌دارد. بیمار پس از یک دوره مبارزه با بیماری، با تلاش‌هایی که برای سازگاری با شرایط جدید صورت می‌دهد، شاهد تغییرات مثبتی در حوزه بازنگری در اولویت‌ها، روابط و تجربه رشد شخصی در زندگی خواهد بود.

همچنین نتایج پژوهش حاضر نشان داد نشخوار فکری عمدی رابطهٔ مستقیم و معناداری با کنترل بازداری بیماران مبتلا به سرطان دارد. در رابطه با بررسی رابطهٔ نشخوار فکری عمدی و کنترل بازداری پژوهشی انجام نشده است که بتوان نتایج آن را با این بخش از نتایج به‌طور مستقیم همسو یا ناهمسو دانست؛ ولی با توجه به نتایج به‌دست آمده، این بخش از یافته‌ها را می‌توان به‌نوعی با نتایج رامپونی و همکاران (۲۰۰۴)، جورمن[1] (۲۰۱۰)، کاستر، دلیسنایدر، درکشان و دریدت[2] (۲۰۱۱) و ویتمر و گوتلب[3] (۲۰۱۳) مبنی‌بر اینکه نشخوار فکری ناخواسته فرایندهای عملکرد اجرایی را مختل می‌کند همسو دانست. در تبیین این یافته می‌توان گفت براساس چهارچوب نظری جورمن (۲۰۱۰)، نقص کنترل بازداری با توانایی جلوگیری از ورود و همچنین توانایی حذف اطلاعات منفی از حافظهٔ کاری تداخل می‌کند و در نتیجه، با بازیابی آسان‌تر و سریع‌تر محتوای منفی از حافظه و نشخوار فکری ناخواسته مرتبط است. بنابراین می‌توان انتظار داشت، برخلاف نشخوار فکری ناخواسته، در فرایند فکری نشخوار عمدی که فرد آگاهانه و خودخواسته تلاش می‌کند علت و معنای یک آسیب را درک و بازیابی معنایی کند، کنترل بازداری بتواند افکار خودخواستهٔ تکرارشونده مطلوب فرد آسیب‌دیده را در حافظهٔ فعال نگه دارد و در نتیجه بازیابی اطلاعات دلخواه از حافظه سریع‌تر و آسان‌تر گردد.

نتایج مدل معادلات ساختاری نشان داد کنترل بازداری در رابطهٔ نشخوار فکری عمدی و رشد پس از آسیب در بیماران مبتلا به سرطان نقش میانجی‌گری دارد. در رابطه با بررسی نقش میانجی‌گری کنترل بازداری در رابطهٔ بین نشخوار فکری عمدی و رشد پس از آسیب پژوهشی انجام نشده است که بتوان نتایج آن را با این بخش از نتایج به‌طور مستقیم همسو یا ناهمسو دانست. اما در تبیین یافتهٔ فوق می‌توان گفت کنترل بازدارندگی افراد را قادر می‌سازد تا افکار و رفتارها را با اهداف درونی خویش همسو کنند؛ به‌طوری که در حوزهٔ شناختی به ظرفیت فرد برای تنظیم افکار و احساسات، مانند سرکوب افکار منفی ناشی از آسیب می‌افزاید و در حوزهٔ رفتاری به قطع اعمال حرکتی خودکار کمک می‌کند. ازاین‌رو، به‌نظر می‌رسد کنترل بازدارندگی با جلوگیری از بازیابی اطلاعات نامربوط و در عین حال نگهداری اطلاعات مرتبط در حافظهٔ کاری (واله،گومز-آریزا، باجو و ویمبر[4] ۲۰۱۹) و تسهیل نشخوار فکری عمدی، به تجربهٔ رشد پس از آسیب کمک کند. نکتهٔ مهم این است که عملکرد بازدارندگی، و به‌طور خاص‌تر، کنترل دسترسی شناخت‌ها و خاطرات منفی که توسط یک حالت خلقی منفی در حافظهٔ کاری فعال شده‌اند، می‌تواند با افزایش نشخوار فکری عمدی همراه باشد. علاوه‌براین، با توجه به محدودیت‌های ظرفیت حافظهٔ کاری، توان بازدارندگی می‌تواند با توجه و پردازش اطلاعات جدید و نادیده‌گرفتن مطالب تاهمخوان با خلق‌وخو و پردازش مطالب همخوان با خلق توانایی افراد را در توجه به جنبه‌های جدید موقعیت برانگیزاننده هیجان و تفسیر مجدد نشانه‌های برانگیزاننده هیجان و تجربهٔ رشد پس از آسیب یاری کند. در مجموع، می‌توان گفت کنترل بازداری یک عامل مستعدکنندهٔ احتمالی است که کمک می‌کند نشخوار فکری عمدی ناشی از تجربه رویداد آسیب‌زا به تجربهٔ رشد پس از آسیب منجر شود، به‌طوری که پیشرفت قابل ملاحظه‌ای را در حوزه‌هایی ازجمله قدرت شخصی، قدردانی از زندگی، روابط با دیگران، فرصت‌های جدید و رشد معنوی، به‌عنوان نتیجهٔ رویداد آسیب‌زا ایجاد شود.

نتیجه‌گیری

با توجه به اثرات مستقیم نشخوار فکری عمدی و کنترل بازداری بر رشد پس از آسیب بیماران مبتلا به سرطان و نقش میانجی‌گری معنادار کنترل بازداری در رابطهٔ نشخوار فکری عمدی و رشد پس از آسیب می‌توان بیان داشت بیمارانی که نشخوار فکری عمدی بیشتر و کنترل بازداری بالاتری دارند، رشد پس از آسیب بیشتری گزارش می‌کنند. از محدودیت‌های پژوهش می‌توان به نمونه‌گیری در دسترس و استفاده از ابزار خودگزارش‌دهی در اندازه‌گیری کنترل

[1] Joormann
[2] Koster, De Lissnyder, Derakshan, De Raedt
[3] Whitmer, Gotlib
[4] Valle, Gómez-Ariza, Bajo, Wimber

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-10-31]

بازداری اشاره کرد. لذا پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌ها از روش نمونه‌گیری تصادفی استفاده شود تا تعمیم پذیری نتایج با قاطعیت بیشتری انجام شود و همچنین جهت سنجش دقیق‌تر کنترل بازداری، آزمون‌های عملکردی به‌کار گرفته شود. علاوه‌براین، با توجه به یافته‌های به‌دست آمده پیشنهاد می‌شود که درمانگران و روان‌شناسان سلامت، توانبخشی کنترل بازداری به‌منظور تأثیر نشخوار عمدی بر رشد پس از آسیب را در درمان‌های فردی و گروهی بیماران مبتلا سرطان مورد توجه قرار دهند.

تشکر و قدردانی

بدین وسیله از همهٔ بیمارانی که با سعهٔ صدر در این پژوهش شرکت کردند، همچنین مسئولان مراکز درمانی که با همکاری خود امکان انجام این پژوهش را فراهم کردند تشکر و قدردانی می‌شود. .

تضاد منافع

نویسندگان مقالهٔ حاضر هیچ‌گونه تضاد منافعی را گزارش نکردند

ملاحظات اخلاقی

مقالهٔ حاضر مستخرج از نتایج پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد رشتهٔ روان‌شناسی عمومی دانشگاه اراک است که توسط کمیتهٔ اخلاق دانشگاه اراک تأیید و با شمارهٔ IR.ARAKU.REC۱۴۰۲.۰۲۷. به‌ثبت رسید.

حمایت مالی

از هیچ ارگان و مرکز دولتی و دانشگاهی، منابع مالی دریافت نشده است.

REFERENCES

1. Allee-Smith PJ, Winters RR, Drake A, Joslin AK. Test review: Barkley Deficits in Executive Functioning Scale (BDEFS). J Psychoeduc Assess. 2013;31(1):80-83. Link
2. Barimani S, Mirzaei F, Farahani S. Comparing the effectiveness of compassion-based parenting and parenting based on acceptance and commitment on post-traumatic growth in mothers of children with physical-mental disabilities. Shenakht J Psychol Psychiatry. 2025;12(4):1-14. Link
3. Blickle P, Schmidt ME, Steindorf K. Post-traumatic growth in cancer survivors: what is its extent and what are important determinants? Int J Clin Health Psychol. 2024;24(1):100418. DOI: 10.1016/j.ijchp.2023.100418
4. Cann A, Calhoun LG, Tedeschi RG, Kilmer RP, Gil-Rivas V, Vishnevsky T, et al. The Core Beliefs Inventory: a brief measure of disruption in the assumptive world. Anxiety Stress Coping. 2010;23:19-34. DOI: 10.1080/10615800802573013
5. Cann A, Calhoun LG, Tedeschi RG, Triplett KN, Vishnevsky T, Lindstrom CM. Assessing posttraumatic cognitive processes: the Event Related Rumination Inventory. Anxiety Stress Coping. 2011;24(2):137-156. DOI: 10.1080/10615806.2010.529901
6. Connolly SL, Wagner CA, Shapero BG, Pendergast LL, Abramson LY, Alloy LB. Rumination prospectively predicts executive functioning impairments in adolescents. J Behav Ther Exp Psychiatry. 2014;45(1):46-56. DOI: 10.1016/j.jbtep.2013.07.009
7. Huh HJ, Kim KH, Lee HK, Chae JH. Attachment style, complicated grief and post-traumatic growth in traumatic loss: the role of intrusive and deliberate rumination. Psychiatry Investig. 2020;17(7):636-644. DOI: 10.30773/pi.2019.0291
8. Joormann J. Cognitive inhibition and emotion regulation in depression. Curr Dir Psychol Sci. 2010;19:161-166. Link
9. Kang W, Hernández SP, Rahman MS, Voigt K, Malvaso A. Inhibitory control development: a network neuroscience perspective. Front Psychol. 2022;13:651547. DOI: 10.3389/fpsyg.2022.651547
10. Koster EH, De Lissnyder E, Derakshan N, De Raedt R. Understanding depressive rumination from a cognitive science perspective: the impaired disengagement hypothesis. Clin Psychol Rev. 2011;31(1):138-145. DOI: 10.1016/j.cpr.2010.08.005
11. Kramer LB, Whiteman SE, Witte TK, Silverstein MW, Weathers FW. From trauma to growth: the roles of event centrality, posttraumatic stress symptoms, and deliberate rumination. Traumatology. 2020;26(2):152-159. Link
12. Liu Z, Thong MSY, Doege D, Koch-Gallenkamp L, Bertram H, Eberle A, et al. Prevalence of benefit finding and posttraumatic growth in long-term cancer survivors: results from a multi-regional population-based survey in Germany. Br J Cancer. 2021;125(6):877-883. DOI: 10.1038/s41416-021-01473-z
13. Mashhadi A, Mirdoraghi F, Hosainzadeh Maleki Z, Hasani J, Hamzeloo M. Factor structure, reliability and validity of Persian version of Barkley Deficits in Executive Functioning Scale (BDEFS)-adult version. J Clin Psychol. 2015;7(1):51-62. [in Persian] Link
14. Menger F, Mohammed Halim NA, Rimmer B, Sharp L. Post-traumatic growth after cancer: a scoping review of qualitative research. Support Care Cancer. 2021;29(11):7013-7027. DOI: 10.1007/s00520-021-06253-2
15. Mirbagheri SR, Khosravi S, Akrami M. Evaluation of the effectiveness of group schema therapy on death anxiety and emotional disturbance in patients with breast cancer in Shiraz. Shenakht J Psychol Psychiatry. 2022;9(5):16-28. [in Persian] Link
16. Mostarac I, Brajković L. Life after facing cancer: posttraumatic growth, meaning in life and life satisfaction. J Clin Psychol Med Settings. 2022;29(1):92-102. DOI: 10.1007/s10880-021-09786-0
17. Mousavi F, Ramezani R. The prediction of post-traumatic growth based on memorials symptoms and rumination in women with cancer. Health Psychol. 2018;7(2):146-159. [in Persian] Link
18. Moye J, Jahn A, Norris-Bell R, Herman LI, Gosian J, Naik AD. Making meaning of cancer: a qualitative analysis of oral-digestive cancer survivors' reflections. J Health Psychol. 2020;25(9):1222-1235. DOI: 10.1177/1359105317753717
19. Ramponi C, Barnard PJ, Nimmo-Smith I. Recollection deficits in dysphoric mood: an effect of schematic models and executive mode? Memory. 2004;12(5):655-670. DOI: 10.1080/09658210344000189
20. Ravelo Y, Marrero H, Alegre de la Rosa OM, Gonzalez-Mendez R. Affect and post-traumatic growth in previously bullied students: intrusive and deliberate rumination as mediators. Pers Individ Dif. 2024;231:112822. Link
21. Sagha F, Basharpoor S, Narimani M. Causal modeling of borderline personality disorder symptoms based on rejection sensitivity: the mediating role of inhibitory control. Shenakht J Psychol Psychiatry. 2025;12(4):15-27. Link

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-10-31]

22. Seyed Mahmoudi J, Rahimi CH, Mohamadi N, Hadian Fard H. Increasing posttraumatic growth during time and its relationship with coping styles and optimism in individuals with HIV. Psychol Achiev. 2010;7(2):165-186. [in Persian] Link
23. Tedeschi RG, Calhoun LG. The Posttraumatic Growth Inventory: measuring the positive legacy of trauma. J Trauma Stress. 1996;9(3):455-471. DOI: 10.1007/bf02103658
24. Valle TM, Gómez-Ariza CJ, Bajo MT, Wimber M. Inhibitory control during selective retrieval may hinder subsequent analogical thinking. PLoS One. 2019;14(2):e0211881. DOI: 10.1371/journal.pone.0211881
25. Van Vugt MK, van der Velde M, ESM-MERGE Investigators. How does rumination impact cognition? A first mechanistic model. Top Cogn Sci. 2018;10(1):175-191. https://doi.org/10.1111/tops.12318
26. Whitmer AJ, Gotlib IH. An attentional scope model of rumination. Psychol Bull. 2013;139(5):1036-1061. DOI: 10.1037/a0030923
27. Wu X, Zhou X, Wu Y, An Y. The role of rumination in posttraumatic stress disorder and posttraumatic growth among adolescents after the Wenchuan earthquake. Front Psychol. 2015;6:1335. DOI: 10.3389/fpsyg.2015.01335
28. Yang Y, Cao S, Shields GS, Teng Z, Liu Y. The relationships between rumination and core executive functions: a meta-analysis. Depress Anxiety. 2017;34(1):37-50. DOI: 10.1002/da.22539

[Downloaded from shenakht.muk.ac.ir on 2026-10-31]