MEJDS. 2021; 11:81.

Published online 2021 Sep. **Original Article**

The Effects of Emotion Efficiency Therapy on Intolerance of Uncertainty, Experiential Avoidance, and Distress Tolerance in Anxious Nurses

Ebrahimi M[1], *Shahabizadeh F[2], Esmaeili AA[3], Ahi Gh[4]

Author Address
1. PhD Student in Psychology, Department of Psychology, Birjand Branch, Islamic Azad University, Birjand, Iran;
2. Associate Professor, Department of Psychology, Birjand Branch, Islamic Azad University, Birjand, Iran;
3. Associate Professor, Birjand Branch, Islamic Azad University, Birjand, Iran and Associate Professor of Psychiatry, Birjand University Of Medical Science;
4. Assistant Professor, Department of Psychology, Birjand Branch, Islamic Azad University, Birjand, Iran.
***Corresponding author's email:** f_shahabizadeh@yahoo.com

Received: 2021 July 31; **Accepted:** 2021 August 21

Abstract

Background & Objectives: Nursing is associated with numerous stressors. Furthermore, inefficient cognitive processes, intolerance of uncertainty, and experiential avoidance affect the onset, exacerbation, and persistence of psychological symptoms. Intolerance of uncertainty leads to high experiential avoidance; consequently, it reinforces avoidance behavior by reducing short–term relaxation, leading to decreased distress tolerance levels. These stages are closely linked with various anxiety disorders and emotion dysregulation. Therefore, Emotion Efficacy Therapy (EET) can be a useful therapy that integrates the components of acceptance and commitment therapy, dialectical behavior therapy, and cognitive–behavioral therapy. Numerous studies reported the effectiveness of these therapies on distress tolerance and intolerance of uncertainty. Thus, this study aimed to determine the effects of EET on the components of a defective cognitive system (i.e., intolerance of uncertainty & experiential avoidance) and distress tolerance in anxious nurses.

Methods: This was a quasi–experimental study with pretest–posttest, a two–month follow–up, and a control group design. The statistical population included all nurses working in Chamran and Hazrat Rasool Hospitals in Ferdows City, Iran, in December 2019. In total, 50 individuals was estimated by considering a test power of 80%, a mean effect size of 0.5, and an error probability of 0.05 as the study sample. Initially, based on the inclusion and exclusion criteria, 140 nurses were enrolled, who completed Beck Anxiety Inventory (BDI; Beck & Steer, 1991). The obtained results signified that 48(34.3%) nurses had no anxiety, 36(25.7%) subjects reported mild anxiety, 42(30%) nurses manifested moderate anxiety, and 10 (7.1%) subjects presented severe anxiety. Fifty nurses with moderate to severe anxiety were recruited and randomly assigned to the experimental and control groups. The experimental group received eight 90–minute EET sessions in two months; however, the control group received no intervention. Data collection tools included BDI, Acceptance and Action Questionnaire–II (Bond et al., 2011), Intolerance of Uncertainty Scale (Freeston et al., 1994), and Distress Tolerance Scale (Simmons and Gaher, 2005). The obtained data were analyzed using descriptive statistics (including mean & standard deviation) and inferential statistics, including Chi–squared test, Fisher's Exact test, Independent Samples t–test, repeated–measures Analysis of Variance (ANOVA), and Bonferroni post hoc test in SPSS. The significance level of the tests was considered 0.05.

Results: The present study results revealed that the group effect was significant for experimental avoidance (p=0.047) and distress tolerance (p<0.001); however, it was not significant for uncertainty intolerance (p=0.100). Moreover, time effect was significant for experimental avoidance, distress tolerance, and uncertainty intolerance (p<0.001); group*time interaction was significant for experimental avoidance, distress tolerance, and uncertainty intolerance (p<0.001). In addition, in the experimental group, for all 3 variables, a significant difference was observed between pretest and posttest scores (p<0.001) as well as pretest and follow–up steps (p<0.001). However, there was no significant difference between the posttest and follow–up stages in experimental avoidance (p=0.100), distress tolerance (p=0.370), and uncertainty intolerance (p=0.610).

Conclusion: Based on the current research findings, EET can be effective as a timely intervention to reduce experiential avoidance and uncertainty intolerance, and increase distress tolerance among anxious nurses; therefore, this intervention can be used in medical centers.

Keywords: Efficiency, Anxiety, Intolerance of uncertainty, Distress tolerance, Experimental avoidance.

Copyright © 2016, MEJDS. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/) which permits copy and redistribute the material just in noncommercial usages, provided the original work is properly cited.

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-18]

مجله مطالعات ناتوانی ۱۴۰۰؛ (۱۱):۸۱.

انتشار برخط شهریور ۱۴۰۰ مقاله پژوهشی اصیل

تعیین اثربخشی درمان مبتنی‌بر کارآمدی هیجانی بر نظام شناختی معیوب (عدم تحمل بلاتکلیفی و اجتناب تجربه‌ای) و تحمل پریشانی پرستاران مضطرب

معصومه ابراهیمی[۱]، *فاطمه شهابی‌زاده[۲]، علی‌اکبر اسماعیلی[۳]، قاسم آهی[۴]

توضیحات نویسندگان

۱. دانشجوی دکتری روان‌شناسی واحد بیرجند، دانشگاه آزاد اسلامی، بیرجند، ایران؛

۲. دانشیار گروه روان‌شناسی، واحد بیرجند، دانشگاه آزاد اسلامی، بیرجند، ایران؛

۳. دانشیار واحد بیرجند، دانشگاه آزاد اسلامی، بیرجند، ایران و دانشیار گروه روان‌پزشکی دانشگاه علوم‌پزشکی بیرجند؛

۴. استادیار گروه روان‌شناسی، واحد بیرجند، دانشگاه آزاد اسلامی، بیرجند، ایران.

***رایانامهٔ نویسندهٔ مسئول:** f_shahabizadeh@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹ مرداد ۱۴۰۰؛ **تاریخ پذیرش:** ۳۰ مرداد ۱۴۰۰

چکیده

زمینه و هدف: باتوجه به تأثیر شناخت‌های معیوب بر ایجاد اضطراب و نقش آسیب‌پذیری هیجانی پرستاران در کیفیت ارائهٔ خدمات درمانی، هدف این پژوهش تعیین اثربخشی درمان مبتنی‌بر کارآمدی هیجانی بر نظام شناختی معیوب (عدم تحمل بلاتکلیفی، اجتناب تجربه‌ای) و تحمل پریشانی پرستاران مضطرب بود.

روش‌بررسی: روش پژوهش، نیمه‌آزمایشی با طرح پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری دوماهه همراه با گروه گواه بود. جامعهٔ آماری را تمام پرستاران بیمارستان‌های چمران و حضرت رسول(ع) شهر فردوس در سال ۱۳۹۸ تشکیل دادند. پنجاه پرستار داوطلب دارای اضطراب وارد پژوهش شدند و به‌طور تصادفی در دو گروه آزمایش و گواه قرار گرفتند. برای جمع‌آوری داده‌ها، پرسشنامهٔ اضطراب بک (بک و استیر، ۱۹۹۱)، پرسشنامهٔ پذیرش و عمل (اجتناب تجربه‌ای)ـ نسخهٔ دوم (بوند و همکاران، ۲۰۱۱)، مقیاس عدم تحمل بلاتکلیفی (فرستون و همکاران، ۱۹۹۴) و مقیاس تحمل پریشانی (سیمونز و گاهر، ۲۰۰۵) به‌کار رفت. جلسات درمان مبتنی‌بر کارآمدی هیجانی در هشت جلسه طی دو ماه صرفاً برای گروه آزمایش ارائه شد. تجزیه‌وتحلیل داده‌ها با استفاده از تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر و آزمون تعقیبی بونفرونی در نرم‌افزارSPSS نسخهٔ ۲۵ صورت گرفت. سطح معناداری آزمون‌ها ۰/۰۵ در نظر گرفته شد.

یافته‌ها: نتایج نشان داد، اثر گروه برای اجتناب تجربه‌ای (p=۰/۰۴۷) و تحمل پریشانی (p<۰/۰۰۱) معنادار بود؛ اما برای عدم تحمل بلاتکلیفی معنادار نبود (p=۰/۱۰۰)؛ همچنین اثر زمان و اثر متقابل زمان و گروه برای سه متغیر مذکور معنادار بود (p<۰/۰۰۱). به‌علاوه، در گروه آزمایش برای هر سه متغیر بین مراحل پیش‌آزمون با پس‌آزمون و پیش‌آزمون با پیگیری تفاوت معنادار مشاهده شد (p<۰/۰۰۱)؛ اما بین مراحل پس‌آزمون و پیگیری، در متغیرهای اجتناب تجربه‌ای (p=۰/۱۰۰)، تحمل پریشانی (p=۰/۳۷۰) و عدم تحمل بلاتکلیفی (p=۰/۶۱۰) تفاوت معناداری دیده نشد.

نتیجه‌گیری: براساس یافته‌های این پژوهش، درمان مبتنی‌بر کارآمدی هیجانی می‌تواند به‌عنوان مداخله‌ای به‌هنگام بر کاهش اجتناب تجربه‌ای، کاهش عدم تحمل بلاتکلیفی و نیز افزایش سطح تحمل پریشانی پرستاران مضطرب مؤثر باشد؛ ازاین‌رو می‌توان از این مداخله در مراکز درمانی و بهداشتی بهره برد.

کلیدواژه‌ها: کارآمدی، اضطراب، عدم تحمل بلاتکلیفی، تحمل پریشانی، اجتناب تجربه‌ای.

حق انتشار محفوظ است © ۱۳۹۵، مجله مطالعات ناتوانی. این یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت مجوز اختیار_غیرتجاری ۴/۰ بین‌المللی (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/deed.fa) منتشر شده است که به شما اجازه می‌دهد که مواد منتشر شده در این مقاله را با شرط ارجاع مناسب به نسخهٔ اصلی، به‌طور غیرتجاری نسخه‌برداری و توزیع کنید.

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-18]

۱ مقدمه

پرستاری شغلی است که با بسیاری از عوامل استرس‌زا شامل شرایط کاری، روابط انسانی، فرسودگی شغلی[1] ، مهارت‌های حرفه‌ای و مشکلات سازمانی ارتباط دارد (۱). در مطالعات، شیوع اضطراب در پرستاران برابر ۴۳/۴درصد گزارش شده است (۲). استرس و اضطراب مداوم در پرستاران می‌تواند تأثیر منفی بر بهزیستی روان‌شناختی[2] آن‌ها بگذارد (۲) و درنتیجه با اضطراب روانی بیشتری همراه شود (۱)؛ بنابراین بررسی قشر پرستاران با نشانه‌های اضطرابی به‌عنوان گروه آسیب‌پذیر از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. ازطرفی باتوجه به سطح زیاد اضطراب (۳) پرستاران، تنظیم هیجان[3] نیز نقش درخورتوجهی در بروز، نگهداشت و استمرار آن دارد (۴). در این راستا فرایندهای شناختی می‌توانند در شدت و تعدیل هیجان‌ها و تبدیل آن‌ها به اختلال‌های روان‌شناختی نقش داشته باشند (۵) و هدف قراردادن اضطراب در اثربخشی مدیریت هیجانات بدون توجه به فرایند شناختی معیوب اجتناب‌ناپذیر است. فرایندهای شناختی ناکارآمدی که در روابطی متقابل و در یک فرایند علیت حلقوی بر هم اثر می‌گذارند و زمینهٔ اضطراب را فراهم می‌کنند (۶)، شامل مؤلفه‌هایی فراتشخیصی نظیر عدم تحمل بلاتکلیفی[4] (۷) و اجتناب تجربه‌ای[5] (۸) می‌شوند که در پیدایش، تشدید و تداوم نشانگان روان‌شناختی[6] نقش دارند.

عدم تحمل بلاتکلیفی، سوگیری شناختی[7] است که بر دریافت، تعبیر، تفسیر و نوع پاسخ هیجانی، شناختی و رفتاری فرد به موقعیت‌های مبهم و نامشخص تأثیر می‌گذارد (۹)؛ همچنین از زنجیره‌ای از نگرانی و نگرش منفی به مشکل حمایت می‌کند و به‌طور مستقیم بر سطوح اجتناب شناختی اثرگذار است (۱۰). عدم تحمل بلاتکلیفی و اجتناب تجربه‌ای مؤلفه‌های شناختی مختل و درهم‌آمیخته‌ای در علل و تداوم نشانگان روان‌شناختی هستند. در سال‌های اخیر به عامل فراتشخیصی اجتناب تجربه‌ای به‌عنوان تلاشی انعطاف‌ناپذیر برای اجتناب از تجربه های هیجانی، سرکوب یا مهار آن‌ها (۱۱) که حائز اهمیت است و نقش مهمی را در شکل‌گیری و تداوم بسیاری از مشکلات مربوط به سلامت روانی ایفا می‌کند، توجه زیادی شده است (۸). عملکرد اجتناب تجربه ای، کنترل یا به‌حداقل‌رساندن تأثیر تجارب آزارنده است و می‌تواند با ایجاد آرامش فوری و کوتاه‌مدت، به‌شکل منفی رفتار اجتنابی را تقویت کند (۱۲)؛ به‌هرحال باتوجه به اینکه افراد در مواجهه با رویدادهای استرس‌آمیز از اجتناب تجربه‌ای استفاده می‌کنند و نتایج مطالعات حاکی‌از آن است که اجتناب تجربه‌ای با انواع مشکلات روان‌شناختی ازجمله اضطراب رابطه دارد (۱۱)، این سازه در نظر گرفته شد. ازطرفی نقطهٔ مقابل اجتناب تجربه‌ای، تحمل پریشانی[8] (۱۳) است که با طیف گسترده‌ای از اختلالات اضطرابی ارتباط نزدیک و تنگاتنگی دارد (۱۴). درمجموع نظام شناختی معیوب چون عدم تحمل بلاتکلیفی و اجتناب تجربه‌ای، دارای نقش عمده‌ای در افزایش اضطراب و بدتنظیمی هیجان است.

تنظیم هیجان بخش مهمی از زندگی هر فرد را به خود اختصاص می‌دهد. باوجود شیوع مشکلات مربوط به تنظیم هیجان، اغلب درمان‌های موجود تنها بر درمان علائم تمرکز می‌کنند و از شناسایی و هدف قرار دادن برانگیزنده‌های زیربنایی مشکلات ناتوان هستند. یکی از سازه‌های مؤثر در این راستا کارآمدی هیجان[9] است. کارآمدی هیجانی به میزان توانایی فرد برای تجربه‌کردن و پاسخ‌گویی مؤثر به تمام هیجان‌ها، متناسب با بافت و همسو با ارزش‌ها اطلاق می‌شود (۱۵). درمان مبتنی‌بر کارآمدی هیجانی[10]، درمانی فراتشخیصی[11] است که مؤلفه‌های درمان مبتنی‌بر پذیرش و تعهد[12] و رفتاردرمانی دیالکتیکی[13] و درمان شناختی‌رفتاری را یکپارچه می‌کند (۱۵). پژوهش‌های متعددی اثربخشی درمان مبتنی‌بر پذیرش و تعهد (۱۶) و رفتاردرمانی دیالکتیکی (۱۷) را بر تحمل پریشانی و درخصوص عدم تحمل بلاتکلیفی نیز اثربخشی درمان مبتنی‌بر پذیرش و تعهد (۱۸،۱۹) را نشان داده‌اند. مطالعات دیگر نیز حمایت‌هایی را جهت اثربخشی درمان‌های فراتشخیصی (۲۰،۲۱) فراهم آوردند؛ البته دربارهٔ مطالعات مذکور چند نکته تأمل‌برانگیز است: ۱. مداخلات مذکور متمرکز بر مؤلفهٔ فراتشخیصی کارآمدی هیجان صورت نگرفته‌اند؛ اما نتایج این مطالعات، با منطق درمان فراتشخیصی که بر پردازش هیجان تأکید دارد و تنظیم هیجان را در ایجاد و تداوم اختلال‌های هیجانی ازجمله اضطراب مؤثر می‌داند، همخوان است؛ ۲. سازه‌های شناختی که عوامل زیربنایی اختلالات روان‌شناختی ازجمله اضطراب هستند، هدف مداخلات نبودند؛ ۳. در مطالعات مذکور (۱۹ ـ ۱۶)، اثربخشی درمان پذیرش و تعهد و رفتاردرمانی دیالکتیکی به‌صورت رویکرد یکپارچه بررسی نشده است و اثربخشی هریک جداگانه انجام شده است؛ ۴. نکتهٔ تأمل‌برانگیز دیگر در پژوهش‌های مذکور، هدف قرار نگرفتن گروه آسیب‌پذیر پرستاران مضطرب در جامعهٔ هدف بود؛ به‌هرحال در پژوهش حاضر درمان مطالعه‌شده درحالی کاربرد خود را نشان داد که طول درمان درمقایسه با سه نوع درمان ادغام‌شده کوتاه‌تر شد و درعین‌حال تلفیقی از درمان‌های مذکور بود (۱۵). افزون بر آن در پژوهش حاضر، گروه پرستاران با نشانه‌های اضطرابی که به‌دلیل سختی شغل مستعد تنش‌های روانی هستند، هدف پژوهش قرار گرفتند. در این پژوهش سازه‌های شناختی فراتشخیص که مکانیزم آسیب‌شناسی شناختی نشانگان روان‌شناختی چون اضطراب هستند و می‌توانند نقش مهمی در ارزیابی اثربخشی مداخلات داشته باشند و سنجش آن‌ها اجتناب‌ناپذیر است، بررسی شدند.

درمجموع باتوجه به نقش فراتشخیصی فرایندهای شناختی چون اجتناب و عدم تحمل پریشانی در ایجاد و تداوم اضطراب و ازطرفی اهمیت سلامت روان پرستاران، پژوهش حاضر به‌دنبال بررسی اثربخشی مداخله‌ای کارآمدی هیجان بود که فرایندهای فراتشخیصی را

[1]. Job burnout
[2]. Psychological well-being
[3]. Emotional regulation
[4]. Intolerance of uncertainty
[5]. Experiential avoidance
[6]. Psychological symptoms
[7]. Cognitive bias
[8]. Distress tolerance
[9]. Emotion efficiency
[10]. Emotion Efficiency Based Therapy
[11]. Transdiagnostic
[12]. Acceptance and Commitment Based Therapy (ACT)
[13]. Dialectical Behavior Therapy

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-18]

هدف قرار داد؛ ازاین‌رو هدف این پژوهش، تعیین اثربخشی درمان مبتنی‌بر کارآمدی هیجانی بر نظام شناختی معیوب (عدم تحمل بلاتکلیفی و اجتناب تجربه‌ای) و تحمل پریشانی پرستاران مضطرب بود.

۲ روش‌بررسی

روش این پژوهش، نیمه‌آزمایشی با طرح پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری دوماهه همراه با گروه گواه بود. جامعهٔ آماری تحقیق را تمامی پرستاران شاغل در بیمارستان‌های چمران و حضرت رسول (ع) شهر فردوس در آذر ماه سال ۱۳۹۸ تشکیل دادند. طبق جدول کوهن، برای بررسی و مقایسهٔ متغیرهای پژوهش حاضر (عدم تحمل بلاتکلیفی، اجتناب تجربه‌ای، تحمل پریشانی) در دو گروه و با درنظرگرفتن توان آزمون ۸۰درصد و اندازهٔ اثر متوسط (۰/۵) و احتمال خطای ۰/۰۵ و با ریزش ۴درصد، برای هر گروه ۲۵ نفر در نظر گرفته شد (به نقل از ۲۲). تقسیم افراد به دو گروه آزمایش و کنترل به‌صورت تصادفی صورت گرفت. شناسایی افراد برای شرکت در پژوهش، در دو مرحله انجام پذیرفت.

در مرحلهٔ اول پس از هماهنگی با مسئولان بیمارستان‌ها و توضیح اهداف پژوهش، از بین پرستاران براساس معیارهای ورود به پژوهش، تعداد ۱۴۰ نفر داوطلب واجد شرایط وارد مطالعه شدند. پرسشنامهٔ اضطراب بک[1] (۲۳) در اختیار ۱۴۰ نفر پرستار منطبق با ملاک‌های ورود و خروج قرار گرفت. ملاک‌های ورود پرستاران به پژوهش به این شرح بود: سن ۲۵تا۴۵ سال؛ سابقهٔ کار پرستاری ۲تا۵ سال؛ سطح تحصیلات حداقل لیسانس؛ شاغل در بخش‌های بالینی؛ مصرف‌نکردن داروهای روان‌پزشکی؛ نداشتن تجربهٔ عوامل استرس‌زا در شش ماه اخیر؛ نداشتن سابقهٔ دریافت مداخلهٔ مشابه؛ رضایت ورود به مطالعه. معیارهای خروج پرستاران از مطالعه شامل غیبت بیش از دو جلسه در جلسات مداخله بود. در مرحلهٔ دوم از ۱۴۰ پرستاری که پرسشنامهٔ اضطراب بک (۲۳) را تکمیل کردند، ۴۸ نفر (۳۴/۳درصد) بدون اضطراب، ۳۶ نفر (۲۵/۷درصد) دارای اضطراب خفیف، ۴۲ نفر (۳۰درصد) دارای اضطراب متوسط و ۱۰ نفر (۷/۱درصد) دارای اضطراب شدید بودند؛ همچنین ۴ نفر (۲/۸درصد) پرسشنامه را به‌صورت ناقص تکمیل کردند. لازم به ذکر است رضایت‌نامهٔ شرکت آگاهانه در پژوهش به امضای پرستاران رسید؛ بنابراین در مرحلهٔ دوم، تمامی پرستاران دارای اضطراب متوسط و شدید (۵۰ نفر) (اخذ نمرهٔ بیشتر از ۱۶ براساس پرسشنامهٔ اضطراب بک (۲۳) به‌روش نمونه گیری هدف‌مند وارد مطالعه شدند. سپس به‌طور تصادفی (تخصیص تصادفی افراد به گروه‌ها براساس قرعه‌کشی) در گروه آزمایش (۲۵ نفر) و گروه گواه (۲۵ نفر) قرار گرفتند.

برای پرستاران گروه آزمایش جلسات درمانی مبتنی‌بر کارآمدی در هشت جلسهٔ نوددقیقه‌ای (هفته‌ای یک جلسه) طی دو ماه در اواخر آذر و دی و اوایل اسفند ۱۳۹۸ هم‌زمان با شیوع کووید ۱۹، در سالن اجتماعات بیمارستان‌های مذکور و در ساعت ۱۰تا۱۱:۳۰ صبح با رعایت پروتکل‌های بهداشتی و استفاده از وسایل سمعی‌ـ بصری ارائه شد. پرستاران گروه گواه هیچ‌گونه مداخله‌ای دریافت نکردند. بلافاصله بعد از اتمام جلسات آموزشی (مرحلهٔ پس‌آزمون) و دو ماه بعد از آن (مرحلهٔ پیگیری) در اواخر ماه‌های اسفند و فروردین ۱۳۹۸ و اوایل اردیبهشت ۱۳۹۹ در زمان شیوع کووید ۱۹، مجدداً پرسشنامه‌های پژوهش توسط پرستاران هر دو گروه تکمیل شد.

در این پژوهش برای گردآوری داده‌ها از ابزارها و برنامهٔ مداخلهٔ زیر استفاده شد.

ـ پرسشنامهٔ اضطراب بک: پرسشنامه‌ای ۲۱ ماده‌ای است که توسط بک و استیر در سال ۱۹۹۱ تدوین شد (۲۳). در آن آزمودنی در هر ماده یکی از چهار گزینه را که نشان‌دهندهٔ شدت اضطراب است، انتخاب می‌کند. هر ماده در لیکرتی چهاردرجه‌ای از صفر تا سه نمره‌گذاری می‌شود و نمرهٔ کل در دامنه‌ای از صفرتا۶۳ قرار دارد؛ درصورتی‌که نمرهٔ به‌دست‌آمده در دامنهٔ صفرتا۷ باشد، فرد بررسی‌شده هیچ اضطرابی ندارد، نمرات ۸تا۱۵ نشان‌دهندهٔ اضطراب خفیف، نمرات ۱۶تا۲۵ نشان‌دهندهٔ اضطرب متوسط و نمرات ۲۶تا۶۳ نشان‌دهندهٔ اضطراب شدید است (۲۳). بک و استیر برای این پرسشنامه ضریب آلفای کرونباخ را ۰/۹۳ و ضریب پایایی بازآزمایی را در فاصلهٔ یک هفته‌ای ۰/۷۵ گزارش کردند. افزون بر آن در بررسی روایی همگرا، رابطهٔ بین پرسشنامهٔ اضطراب بک با پرسشنامهٔ اضطراب همیلتون[2] طراحی‌شده در سال ۱۹۵۹، معنادار به‌دست آمد (۲۳). روایی پرسشنامهٔ اضطراب بک در مطالعهٔ رفیعی و سیفی به‌روش تحلیل عاملی بررسی و تأیید شد و پایایی آن با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ در کل ۰/۹۲ به‌دست آمد (۲۴).

ـ پرسشنامهٔ پذیرش و عمل ـ نسخهٔ دوم[3]: نسخهٔ دوم پرسشنامهٔ پذیرش و عمل (اجتناب تجربه‌ای) توسط بوند و همکاران در سال ۲۰۱۱ تهیه شد (۲۵). تدوین این پرسشنامه برای سنجش اجتناب تجربه‌ای صورت گرفت. نمره‌گذاری این مقیاس براساس طیف هفت‌درجه‌ای لیکرت از خیلی مخالفم (نمرهٔ ۱) تا خیلی موافقم (نمرهٔ ۷) انجام می‌شود. نمرات بیشتر در این مقیاس نشان‌دهندهٔ اجتناب تجربه‌ای بیشتر است (۲۵). بوند و همکاران پایایی این مقیاس را با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۴ و به‌روش بازآزمایی در فاصلهٔ سه و دوازده‌ماهه به‌ترتیب ۰/۸۱ و ۰/۷۹ به‌دست آوردند. برای بررسی روایی، نتایج تحلیل عاملی ساختار سادهٔ تک‌عاملی را نشان داد؛ همچنین روایی ملاک به‌صورت طولی در ارتباط با پرسشنامهٔ سلامت عمومی گلدبرگ[4] طراحی‌شده در سال ۱۹۹۷، تأیید شد (۲۵). عباسی و همکاران در مطالعه‌ای همسانی درونی و اعتبار همگرای قابل قبولی را برای نسخهٔ فارسی این پرسشنامه نشان دادند (۲۶).

ـ مقیاس عدم تحمل بلاتکلیفی[5] : این مقیاس توسط فرستون و همکاران در سال ۱۹۹۴ برای سنجش میزان تحمل افراد دربرابر موقعیت‌های نامطمئن و حاکی‌از بلاتکلیفی طراحی شد (۲۷). این مقیاس دارای ۲۷ عبارت است. نمره‌گذاری براساس طیف پنج‌درجه‌ای لیکرت از به‌هیچ‌وجه (نمرهٔ ۱) تا بسیار زیاد (نمرهٔ ۵) صورت می‌گیرد

[1]. Beck Anxiety Inventory
[2]. Hamilton
[3]. Acceptance and Action Questionnaire-II
[4]. Goldberg's General Health Questionnaire
[5]. Intolerance of Uncertainty Scale

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-18]

و دامنهٔ نمرات بین ۲۷ تا۱۳۵ است. نمرهٔ بیشتر نشان‌دهندهٔ عدم تحمل بلاتکلیفی است (۲۷). فرستون و همکاران، پایایی و روایی نسخهٔ اولیهٔ فرانسوی این مقیاس را مطلوب گزارش دادند. پایایی آن با آلفای کرونباخ ۰/۹۱ و نتیجهٔ بازآزمایی در فاصله پنج هفته ۰/۷۸ گزارش شد؛ همچنین آن‌ها روایی همگرا و افتراقی را مطلوب ارزیابی کردند (۲۷). روایی به‌روش تحلیل عاملی در مطالعهٔ بوهلر و داگاس بررسی و تأیید شد (۱۲). همچنین در مطالعهٔ اسدی مجره و همکاران پایایی آن با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۶۹ به‌دست آمد (۲۸).

ـ مقیاس تحمل پریشانی[1] : مقیاس تحمل پریشانی، مقیاسی خودسنجی است که توسط سیمونز و گاهر در سال ۲۰۰۵ تهیه شد (۲۹). گویه‌های این مقیاس، تحمل پریشانی را براساس توان‌مندی‌های فرد برای تحمل پریشانی هیجانی، ارزیابی ذهنی پریشانی، میزان توجه به هیجان‌های منفی و اقدام‌های تنظیم‌کننده برای تحمل پریشانی ارزیابی می‌کنند. این مقیاس دارای پانزده عبارت است. نمره‌گذاری مقیاس براساس طیف پنج‌درجه‌ای لیکرت از خیلی کم (نمرهٔ ۱) تا خیلی زیاد (نمرهٔ ۵) صورت می‌گیرد و دامنهٔ نمرات بین ۱۵ تا۷۵ قرار دارد. نمرات کمتر نشان‌دهندهٔ عدم تحمل پریشانی است (۲۹). سیمونز و گاهر، در بررسی پایایی و روایی، ضریب آلفا را برای مقیاس ۰/۸۲ و همچنین روایی ملاکی و همگرایی اولیه را مطلوب گزارش کردند (۲۹). پایایی این مقیاس در مطالعهٔ کشاورز محمدی و خلعتبری با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۱ به‌دست آمد (۳۰).

ـ مداخلهٔ فراتشخیصی کارآمدی هیجان: درمان مبتنی‌بر کارآمدی هیجانی، درمانی فراتشخیصی است که مؤلفه‌های درمان مبتنی‌بر پذیرش و تعهد هیز[2] و رفتاردرمانی دیالکتیکی لینهان[3] و درمان شناختی‌رفتاری را یکپارچه می‌کند (۱۵). جلسات مداخله‌ای مبتنی‌بر کارآمدی هیجانی براساس کتاب *درمان مبتنی‌بر کارآمدی هیجانی* تألیف میتومک‌کی و آپریلیا وست بود (به نقل از ۱۵). روایی محتوایی این مداخله به تأیید دو تن از درمانگران فعال در درمان پذیرش و تعهد و درمان شناختی‌رفتاری رسید. در بررسی روایی این مداخله، اندازهٔ اثر در کاهش بدتنظیمی هیجان، افزایش مقابله با هیجان‌های منفی، افزایش تحمل پریشانی و کاهش اجتناب هیجانی به‌ترتیب ۱/۲۱، ۱/۳۸، ۱/۳۴ و ۰/۸۱ گزارش شد (۱۵). لازم به ذکر است، طبق نظر کوهن، ۰/۲ اندازهٔ اثر کوچک، ۰/۵ اندازهٔ اثر متوسط و ۰/۸ اندازهٔ اثر بزرگ است (به نقل از ۲۲). برای بررسی روایی صوری و محتوایی بستهٔ مداخله‌ای از نظر متخصصان استفاده شد؛ به‌طوری‌که بستهٔ مداخله‌ای در اختیار سه نفر از متخصصان قرار گرفت و نظرات و پیشنهادات آن‌ها در بستهٔ مداخله‌ای اعمال شد. خلاصهٔ جلسات فراتشخیصی مبتنی‌بر کارآمدی هیجانی به‌شرح جدول ۱ بود.

جدول ۱. خلاصهٔ جلسات فراتشخیصی مبتنی‌بر کارآمدی هیجانی

جلسات	محتوای جلسات
اول	آگاهی از هیجان (شناخت و درک تجربهٔ هیجانی)
دوم	پذیرش ذهن‌آگاهانه (موج‌سواری روی هیجان، مشاهده و پذیرش هیجان‌ها به‌جای واکنش‌نشان‌دادن به آن‌ها)
سوم و چهارم	عمل‌کردن مبتنی‌بر ارزش‌ها (پاسخ به اعمال دردناک با اقدامات منعکس‌کنندهٔ ارزش‌ها، به‌جای عمل‌کردن براساس هیجان‌ها)
پنجم	مقابلهٔ ذهن‌آگاهانه (تن‌آرامی و خودآرام‌سازی)
ششم	مقابلهٔ ذهن‌آگاهانه (افکار مقابله‌ای و پذیرش بنیادین)
هفتم	مقابلهٔ ذهن‌آگاهانه (توجه‌برگردانی و وقت استراحت)
هشتم	تثبیت، رفع اشکال و جمع‌بندی

۳ یافته‌ها

در پژوهش حاضر تحلیل داده‌ها با استفاده از شاخص‌های آمار توصیفی (شامل میانگین و انحراف معیار) و آمار استنباطی شامل آزمون مجذور خی، آزمون دقیق فیشر، آزمون تی مستقل، روش آماری تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر (و پیش‌فرض‌های آن شامل آمارهٔ ام‌باکس، فرض کرویت، آزمون لون و آزمون کولموگروف‌اسمیرنف) و آزمون تعقیبی بونفرونی در نرم‌افزار SPSS نسخهٔ ۲۵ صورت گرفت. سطح معناداری آزمون‌ها ۰/۰۵ در نظر گرفته شد.

پرستاران دو گروه آزمایش و گواه از نظر توزیع متغیرهای جنسیت، وضعیت تأهل، سطح تحصیلات و سن بررسی شدند. نتایج جدول ۲ نشان داد، بین دو گروه از نظر متغیرهای جنسیت (p=۰/۴۸۴)،وضعیت تأهل (p=۰/۳۴۹)،سطح تحصیلات (p=۰/۶۰۹) و سن (p=۰/۳۰۰) تفاوت معناداری وجود نداشت.

1. Distress Tolerance Scale
2. Hayes
3. Linehan

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-18]

جدول ۲. مقایسهٔ مشخصات جمعیت‌شناختی در پرستاران دو گروه آزمایش و گواه

متغیر		آزمایش	گواه	مقدار احتمال
		تعداد (درصد)	تعداد (درصد)	
جنسیت	مرد	۶ (۲۴ درصد)	۴ (۱۶ درصد)	۰/۴۸۴ *
	زن	۱۹ (۷۶ درصد)	۲۱ (۸۴ درصد)	
وضعیت تأهل	مجرد	۱ (۴ درصد)	۴ (۱۶ درصد)	۰/۳۴۹ **
	متأهل	۲۴ (۹۶ درصد)	۲۱ (۸۴ درصد)	
سطح تحصیلات	کارشناسی	۲۴ (۹۶ درصد)	۲۲ (۸۸ درصد)	۰/۶۰۹ **
	کارشناسی‌ارشد	۱ (۴ درصد)	۳ (۱۲ درصد)	
سن	میانگین±انحراف معیار	۳/۵۵±۲۹/۵۲	۳/۹۹±۳۰/۶۴	۰/۳۰۰ ***

*: خی دو **:Fisher's Exact Test ***: T-Test مقایسهٔ میانگین‌های دو گروه مستقل

شاخص‌های توصیفی عدم تحمل بلاتکلیفی، اجتناب تجربه‌ای و تحمل پریشانی به‌تفکیک دورهٔ زمانی و نوع گروه در جدول ۳ گزارش شده است.

جدول ۳. میانگین و انحراف معیار متغیر عدم تحمل بلاتکلیفی، اجتناب تجربه‌ای و تحمل پریشانی در سه مرحلهٔ زمانی

گروه		تحمل پریشانی		عدم تحمل بلاتکلیفی		اجتناب تجربه‌ای	
		میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
پیش‌آزمون	آزمایش	۴۱/۲۰	۹/۴۴	۶۸/۱۲	۲۲/۶۲	۳۲/۶۸	۹/۱۷
	گواه	۴۲/۳۶	۸/۷۹	۶۵/۴۸	۱۹/۲۱	۳۳/۵۲	۸/۳۶
پس‌آزمون	آزمایش	۵۴/۰۸	۷/۳۰	۵۲/۹۶	۹/۴۶	۲۷/۵۲	۸/۵۵
	گواه	۴۱/۹۲	۷/۲۱	۶۶/۰۸	۱۷/۹۲	۳۳/۸۰	۷/۶۲
پیگیری	آزمایش	۵۴/۵۶	۶/۲۴	۵۳/۷۲	۹/۲۹	۲۷/۶۴	۶/۸۰
	گواه	۴۱/۶۰	۷/۰۱	۶۵/۷۲	۱۷/۵۹	۳۳/۸۸	۷/۳۷

برای تحلیل داده‌های عدم تحمل بلاتکلیفی، اجتناب تجربه‌ای و تحمل پریشانی، سه تحلیل واریانس تک‌متغیرهٔ اندازه‌گیری مکرر به‌کار رفت که در ادامه پیش‌فرض‌های آن بررسی شد. ابتدا برای تعیین متغیر پراش، ازطریق آزمون تی دو گروه مستقل، تفاوت نمرات پیش‌آزمون در بین دو گروه برای تک‌تک متغیرها بررسی شد. نتایج در ارتباط با عدم تحمل بلاتکلیفی (p=۰/۶۶۳)، اجتناب تجربه‌ای (p=۰/۷۳۱) و تحمل پریشانی (p=۰/۳۶۵) غیرمعنادار به‌دست آمد که نشان‌دهندهٔ تخصیص تصادفی مناسب افراد به گروه‌ها بود. افزون بر آن به‌منظور اطمینان از نرمال‌بودن، نتایج آزمون کولموگروف‌اسمیرنف برای هر متغیر در هریک از گروه‌ها در مراحل پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری غیرمعنادار شد (p>۰/۰۵) که حاکی‌از نرمال‌بودن متغیرهای پژوهش حاضر در گروه‌های آزمایش و گواه بود. برای بررسی برابری ماتریس‌های کوواریانس برای هریک از متغیرها از آزمون ام‌باکس استفاده شد. باتوجه به نتایج آزمون، آمارهٔ ام‌باکس در ارتباط با متغیر عدم تحمل بلاتکلیفی (p<۰/۰۰۱) برابر با ۱۲۶/۰۵، برای اجتناب تجربه‌ای (p<۰/۰۰۱) برابر با ۹۴/۵۱ و در ارتباط با تحمل پریشانی (p<۰/۰۰۱) برابر با ۵۴/۴۸ معنادار به‌دست آمد؛ بنابراین به‌دلیل معنادارشدن نتایج آمارهٔ ام‌باکس، در ادامه از F چندمتغیرهٔ اثر پیلایی به‌منظور بررسی اثر سهم زمان و اثر متقابل زمان و گروه استفاده شد.

براساس جدول ۴، نتایج F چندمتغیرهٔ اثر پیلایی درخصوص عدم تحمل بلاتکلیفی نشان داد، اثر زمان (p<۰/۰۰۱) با اندازهٔ اثر ۰/۲۷ معنادار و اثر متقابل زمان و گروه (p<۰/۰۰۱) با اندازهٔ اثر ۰/۲۹ معنادار است. همچنین نتایج F چندمتغیرهٔ اثر پیلایی درخصوص اجتناب تجربه‌ای مشخص کرد، اثر زمان (p<۰/۰۰۱) با اندازهٔ اثر ۰/۲۲ و اثر متقابل زمان و گروه (p<۰/۰۰۱) با اندازهٔ اثر ۰/۲۷ معنادار است. علاوه بر آن نتایج F چندمتغیرهٔ اثر پیلایی درخصوص تحمل پریشانی نشان داد، اثر زمان (p<۰/۰۰۱) با اندازهٔ اثر ۰/۶۱ و اثر متقابل زمان و گروه (p<۰/۰۰۱) با اندازهٔ اثر ۰/۶۵ معنادار است. درواقع می‌توان گفت، شاخص‌های مذکور در طول زمان در هر گروه مطالعه‌شده متفاوت است.

اثر درون‌گروهی: در تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر تک‌متغیره برای بررسی پیش‌فرض کرویت برای عدم تحمل بلاتکلیفی، نتایج آزمون موچلی (p<۰/۰۰۱) برابر با ۰/۰۹، درخصوص اجتناب تجربه‌ای (p<۰/۰۰۱) برابر با ۰/۶۶ و در ارتباط با تحمل پریشانی (p<۰/۰۰۱) برابر با ۰/۱۷، معنادار به‌دست آمد که حاکی‌از رد فرض کرویت بود؛ بنابراین برای بررسی اثر درون‌آزمودنی‌ها از شاخص اپسیلون گرین‌هاویس ۰/۵۲، ۰/۷۵ و ۰/۵۵ به‌ترتیب برای عدم تحمل بلاتکلیفی، اجتناب تجربه‌ای و تحمل پریشانی استفاده شد. درمجموع

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-18]

در اثر درون‌آزمودنی‌ها (جدول ۴)، باتوجه به سطح معناداری برای اثر متقابل زمان و گروه برای هر متغیر، نتیجه گرفته شد که متغیرهای مذکور در طول زمان در گروه‌های مختلف متفاوت‌اند.

اثر بین‌گروهی: در بررسی پیش‌فرض برابری واریانس‌های خطا، نتایج آزمون لون برای متغیر عدم تحمل بلاتکلیفی به‌ترتیب برای پیش‌آزمون (p=۰/۳۰۱)، پس‌آزمون (p=۰/۰۱۶) و پیگیری (p=۰/۰۱) و درخصوص اجتناب تجربه‌ای برای پیش‌آزمون (p=۰/۵۴۲)، پس‌آزمون (p=۰/۵۵۶) و پیگیری (p=۰/۸۲۶) و در ارتباط با تحمل پریشانی در پیش‌آزمون (p=۰/۷۵۷)، پس‌آزمون (p=۰/۹۰۸) و پیگیری (p=۰/۵۹۰)، غیرمعنادار به‌دست آمد که حاکی‌از تأیید پیش‌فرض مذکور بود. در بررسی اثر بین‌آزمودنی‌ها، نتایج جدول ۴ نشان داد، اثر گروه (به‌جز عدم تحمل بلاتکلیفی) معنادار است.

جدول ۴. اثر درون‌آزمودنی‌ها و بین‌آزمودنی‌ها در تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر برای متغیرهای عدم تحمل بلاتکلیفی، اجتناب تجربه‌ای و تحمل پریشانی

متغیر	اثر درون‌آزمودنی‌ها و بین‌آزمودنی‌ها	اثر	مجموع مربعات	درجهٔ آزادی	میانگین مربعات	آمارهٔ F	مقدار احتمال	مجذور اتا
عدم تحمل بلاتکلیفی	اثر درون‌آزمودنی‌ها	زمان	/۴۱۳ ۱۷۱۹	۱/۰۵	۱۶۴۰/۴۳۲	۱۷/۸۷	<۰/۰۰۱	۰/۲۷
		زمان*گروه	۱۹۳۳/۱۷	۱/۰۵	۱۸۴۴/۳۷۶	۲۰/۰۹	<۰/۰۰۱	۰/۲۹
		خطا	۴۶۱۷/۲۶	۵۰/۳۱	۹۱/۷۷			
	اثر بین‌آزمودنی‌ها	عرض از مبدأ	۵۷۶۸۴۸/۰۲	۱	۵۷۶۸۴۸/۰۲	۷۷۱/۳۵	<۰/۰۰۱	۰/۹۴
		گروه	۲۱۰۵/۶۲	۱	۲۱۰۵/۶۲	۲/۸۱	۰/۱۰۰	۰/۰۵
		خطا	۳۵۸۹۶/۳۴	۴۸	۷۴۷/۸۴۱			
اجتناب تجربه‌ای	اثر درون‌آزمودنی‌ها	زمان	۱۹۰/۶۵	۱/۴۹	۱۲۷/۳۷	۱۴/۰۷	<۰/۰۰۱	۰/۲۲
		زمان*گروه	۲۴۴/۸۱	۱/۴۹	۱۶۳/۵۶	۱۸/۰۶	<۰/۰۰۱	۰/۲۷
		خطا	۶۵۰/۵۳	۷۱/۸۴	۹/۰۵			
	اثر بین‌آزمودنی‌ها	عرض از مبدأ	۱۴۸۹۰۰/۵۷	۱	۱۴۸۹۰۰/۵۷	۸۲۹/۵۵	<۰/۰۰۱	۰/۹۴
		گروه	۷۴۳/۷۷	۱	۷۴۳/۷۷	۴/۱۴	۰/۰۴۷	۰/۰۸
		خطا	۸۶۱۵/۷۸۷	۴۸	۱۷۹/۴۹			
تحمل پریشانی	اثر درون‌آزمودنی‌ها	زمان	۱۳۰۶/۴۱	۱/۰۹	۱۱۹۳/۸۲	۷۷/۰۱	<۰/۰۰۱	۰/۶۱
		زمان*گروه	۱۵۷۲/۶۵	۱/۰۹	۱۴۳۷/۲۲	۹۲/۷۰	<۰/۰۰۱	۰/۶۵
		خطا	۸۱۴/۲۶	۵۲/۵۲	۱۵/۵۰			
	اثر بین‌آزمودنی‌ها	عرض از مبدأ	۳۱۶۷۵۶/۳۲	۱	۳۱۶۷۵۲/۳۲	۱۹۴۲/۴۶	<۰/۰۰۱	۰/۹۷
		گروه	۲۳۹۲/۰۱	۱	۲۳۹۲/۰۱	۱۴/۶۶	<۰/۰۰۱	۰/۲۳
		خطا	۷۸۲۷/۳۳	۴۸	۱۶۳/۰۶			

براساس نتایج جدول ۴، درخصوص عدم تحمل بلاتکلیفی، واریانس اثر گروه در نتایج تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر معنادار نبود (p=۰/۱۰۰)؛ البته شایان ذکر است باتوجه به اینکه در اثر گروه جمع نمرات پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری بین دو گروه مقایسه می‌شود، ملاک مناسبی برای مقایسهٔ گروه‌ها نیست؛ بنابراین در ادامه اثر متقابل زمان و گروه بررسی شد که درخصوص اجتناب تجربه‌ای (تفاوت میانگین=۴/۴۵ـ، خطای معیار=۲۱/۸۸، p=۰/۰۴۷)، تحمل پریشانی (تفاوت میانگین=۷/۹۸، خطای معیار=۲/۰۸، p<۰/۰۰۱) و عدم تحمل بلاتکلیفی (p<۰/۰۰۱) تفاوت معناداری به‌دست آمد که حاکی‌از اثربخشی مداخله بود.

برای مقایسهٔ پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری متغیرهای عدم تحمل بلاتکلیفی، اجتناب تجربه‌ای و تحمل پریشانی، آزمون تعقیبی بونفرونی به‌کار رفت که نتایج آن در جدول ۵ گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد در متغیرهای مذکور بین مراحل پیش‌آزمون با پس‌آزمون و پیش‌آزمون با پیگیری تفاوت معنادار وجود دارد (p<۰/۰۰۱)؛ اما بین مراحل پس‌آزمون و پیگیری تفاوت معنادار وجود ندارد (p=۰/۰۰۱).

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-18]

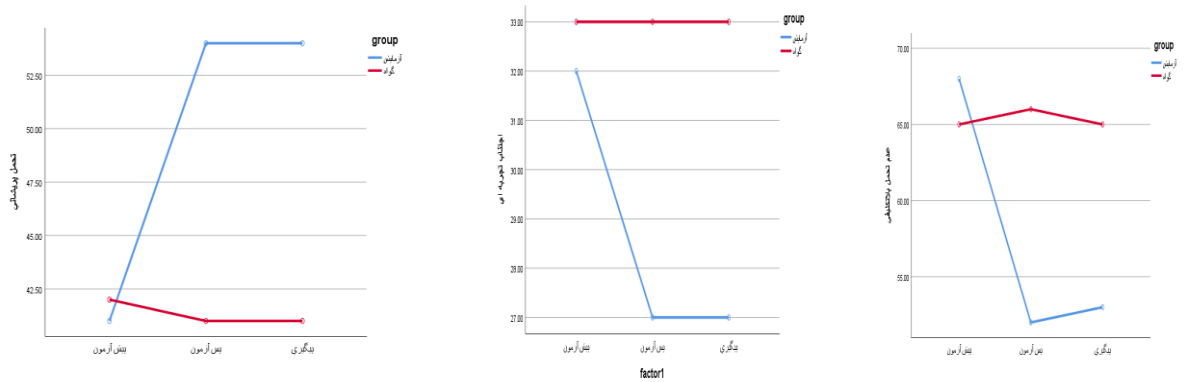
جدول ۵. نتایج آزمون تعقیبی بونفرونی برای مقایسهٔ زوجی میانگین عدم تحمل بلاتکلیفی، اجتناب تجربه‌ای و تحمل پریشانی در سه مرحلهٔ زمانی

متغیر	زمان		تفاوت میانگین	خطای معیار	مقدار احتمال
عدم تحمل بلاتکلیفی	پیش‌آزمون	پس‌آزمون	۷/۲۸	۱/۷۰۳	<۰/۰۰۱
		پیگیری	۷/۰۸	۱/۶۶۷	<۰/۰۰۱
	پس‌آزمون	پیگیری	ـ۰/۲	۰/۳۰۳	۱/۰۰۰
اجتناب تجربه‌ای	پیش‌آزمون	پس‌آزمون	۲/۴۴	۰/۶۲۵	<۰/۰۰۱
		پیگیری	۲/۳۴	۰/۵۴۸	<۰/۰۰۱
	پس‌آزمون	پیگیری	ـ۰/۱۲	۰/۳۵۰	۱/۰۰۰
تحمل پریشانی	پیش‌آزمون	پس‌آزمون	ـ۶/۲۲	۰/۶۷۷	<۰/۰۰۱
		پیگیری	ـ۶/۳۰	۰/۷۲۶	<۰/۰۰۱
	پس‌آزمون	پیگیری	ـ۰/۰۸	۰/۱۸۲	۱/۰۰۰

برای مقایسهٔ پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری متغیرهای عدم تحمل بلاتکلیفی، اجتناب تجربه‌ای و تحمل پریشانی در گروه آزمایش و گروه گواه، آزمون تعقیبی بونفرونی به‌کار رفت که نتایج آن در جدول ۶ گزارش شده است. نتایج جدول ۶ و نمودار ۱ نشان می‌دهد، در گروه آزمایش درمقایسه با گروه گواه میانگین نمرات عدم تحمل بلاتکلیفی و اجتناب تجربه‌ای در مراحل پس‌آزمون و پیگیری به‌طور معناداری کمتر از پیش‌آزمون است (p<۰/۰۰۱)؛ همچنین میانگین نمرهٔ تحمل پریشانی، در مراحل پس‌آزمون و پیگیری به‌طور معناداری بیشتر از پیش‌آزمون است (p<۰/۰۰۱)؛ اما بین میانگین نمرهٔ مراحل پیگیری و پس‌آزمون تفاوت معناداری برای عدم تحمل بلاتکلیفی (p=۰/۶۱۰)، اجتناب تجربه‌ای (p=۰/۰۰۱) و تحمل پریشانی (p=۰/۳۷۰) مشاهده نشد که حاکی‌از اثربخشی مداخلهٔ فراتشخیصی کارآمدی هیجان در طول زمان بود.

جدول ۶. نتایج آزمون بونفرونی مقایسهٔ زوجی میانگین عدم تحمل بلاتکلیفی، اجتناب تجربه‌ای و تحمل پریشانی در سه مرحلهٔ پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری در گروه‌های آزمایش و گواه

متغیر	زمان		آزمایش			گواه		
			تفاوت میانگین	خطای معیار	مقدار احتمال	تفاوت میانگین	خطای معیار	مقدار احتمال
عدم تحمل بلاتکلیفی	پیش‌آزمون	پس‌آزمون	۱۵/۱۶	۳۰/۳۸۱	<۰/۰۰۱	ـ۰/۶۰	۰/۴۰۸	۰/۴۶۴
		پیگیری	۱۴/۴۰	۳/۲۹۴	<۰/۰۰۱	ـ۰/۲۴	۰/۵۱۷	۱/۰۰۰
	پس‌آزمون	پیگیری	ـ۰/۷۶	۰/۵۸۱	۰/۶۱۰	۰/۳۶	۰/۱۷۲	۰/۱۴۱
اجتناب تجربه‌ای	پیش‌آزمون	پس‌آزمون	۵/۱۶۰	۱/۲۲۲	<۰/۰۰۱	ـ۰/۲۸۰	۰/۲۶۲	۰/۸۸۵
		پیگیری	۵/۰۴۰	۱/۰۵۰	<۰/۰۰۱	ـ۰/۳۶۰	۰/۳۱۶	۰/۷۹۶
	پس‌آزمون	پیگیری	ـ۰/۱۲۰	۰/۶۸۹	۱/۰۰۰	ـ۰/۰۸۰	۰/۱۲	۱/۰۰۰
تحمل پریشانی	پیش‌آزمون	پس‌آزمون	ـ۱۲/۸۸	۱/۲۸۸	<۰/۰۰۱	۰/۴۴	۰/۴۱۷	۰/۹۰۴
		پیگیری	ـ۱۳/۳۶	۱/۳۷۷	<۰/۰۰۱	۰/۷۶	۰/۴۵۹	۰/۳۳۳
	پس‌آزمون	پیگیری	ـ۰/۴۸	۰/۳۰۱	۰/۳۷۰	۰/۳۲	۰/۲۰۶	۰/۴۰۰



نمودار ۱. عدم تحمل بلاتکلیفی، اجتناب شناختی و تحمل پریشانی (چپ به راست) در گروه آزمایش و گروه گواه در سه زمان

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-18]

۴ بحث

پژوهش حاضر با هدف تعیین اثربخشی درمان مبتنی‌بر کارآمدی هیجانی بر نظام شناختی معیوب (عدم تحمل بلاتکلیفی و اجتناب تجربه‌ای) و تحمل پریشانی پرستاران مضطرب انجام شد. نتایج حاکی‌از آن بود که درمان مبتنی‌بر کارآمدی هیجان بر کاهش عدم تحمل بلاتکلیفی، کاهش اجتناب تجربه‌ای و افزایش تحمل پریشانی مؤثر بود. درمجموع پایداری اثربخشی مداخلهٔ کارآمدی هیجان در پرستاران دارای نشانه‌های اضطرابی تأیید شد. این نتایج با مطالعات دیگر (۲۱ ـ ۱۶) همسوست که در ادامه برای هر متغیر به‌تفکیک بحث شده است.

درخصوص عدم تحمل بلاتکلیفی، برای نتایج همسو می‌توان به مطالعهٔ اصلی آزاد و همکاران دربارهٔ اثربخشی درمان مبتنی‌بر پذیرش و تعهد بر عدم تحمل بلاتکلیفی در افراد مبتلا به وسواس جبری‌ـ عملی (۱۸) و به پژوهش شرافتی و همکاران در زمینهٔ اثربخشی درمان شناختی‌رفتاری بر عدم تحمل بلاتکلیفی در افراد مبتلا به اختلال اضطراب تعمیم‌یافته (۱۹) اشاره کرد؛ اگرچه در مطالعات مذکور مداخلهٔ شناختی‌رفتاری یا پذیرش و تعهد به‌طور مجزا در گروه غیرپرستار انجام شد و مداخله‌ای یکپارچه درخصوص کارآمدی هیجان صورت نگرفت. در تبیین این یافته باید در نظر داشت، افراد دارای عدم تحمل بلاتکلیفی معتقد هستند که بلاتکلیفی پریشان‌کننده است، وجود شک و تردید دربارهٔ آینده تحمل‌ناپذیر است، وقایع غیرمنتظره منفی هستند و باید از آن‌ها اجتناب کرد و شک و تردید موجب ناتوانی فرد برای عمل‌کردن می‌شود (۳۱). ازطرفی پرستاران با نشانه‌های اضطرابی باتوجه به ماهیت حرفهٔ خود که هم‌زمان با شیوع ویروس کووید ـ ۱۹ بود، بیش از افراد دیگر شرایط مبهم را تهدیدکننده ادراک می‌کنند و ترس از بلاتکلیفی و شرایط مبهم موجود دارند؛ به‌هرحال در این قشر، کارآمدی هیجان می‌تواند با ایجاد تنظیم هیجان، ادراک بلاتکلیفی را کاهش دهد؛ چراکه این مداخله مؤلفه‌های شناختی فراتشخیصی ازجمله ادراک شرایط مبهم را ازطریق تنظیم هیجان هدف قرار می‌دهد.

درخصوص اجتناب تجربه‌ای، نتایج پژوهش حاضر اثربخشی درمان کارآمدی هیجان را بر کاهش اجتناب تجربه‌ای نشان داد. این یافته با نتایج مطالعهٔ حسن‌پور و همکاران در زمینهٔ اثربخشی درمان فراتشخیصی بر اجتناب تجربه‌ای مبتلایان به وسواس فکری‌ـ عملی (۲۱) همسوست؛ هرچند در مطالعهٔ مذکور گروه بالینی هدف قرار گرفت. در تبیین این یافته باید گفت، درمان مبتنی‌بر کارآمدی هیجانی با آگاه‌کردن فرد از هیجانات مثبت و منفی و پذیرش و ابراز به‌موقع آن‌ها می‌تواند نقش مهمی در کاهش اجتناب تجربه‌ای افراد در ارتباط با رویدادهای آسیب‌زای زندگی آنان داشته باشد؛ چراکه افزایش هیجانات مثبت و کاهش هیجانات منفی نقش مهمی در قضاوت و ادراک مثبت از خویش دارد (۳۲). به‌نظر می‌رسد این درمان به افراد کمک می‌کند تا رویداد آسیب‌زای گذشته را بیشتر بپذیرند و به‌جای اجتناب از تفکرات و نشانه‌های یادآور رویداد آسیب‌زا، بر یادگیری جدید که منجربه تغییر رویهٔ زندگی‌کردن می‌شود، تأکید دارد؛ همچنین با افراد کمک می‌کند اعمال خود را براساس حرکت در مسیر یادگیری‌های جدید سازمان‌دهی کنند. پس از پیمودن این فرایند، فرد به‌وسیلهٔ پذیرش تفکرات مثبت و مواجه‌شدن با موقعیت و شرایطی که از آن اجتناب می‌کند و نیز جداکردن اعمال از تفکر، از بند تفکرات نشخوارکننده و ناکارآمد و هیجانی رهایی می‌یابد و به مسیر ارزش‌مند زندگی خود باز می‌گردد (۳۲)؛ ازاین‌رو قابل استنباط است باتوجه به مکانیزم شرح داده‌شده، پرستاران با نشانه‌های اضطرابی که بیش از دیگران از اجتناب تجربه‌ای استفاده می‌کنند و در دور باطل و تقویت اضطراب قرار می‌گیرند، بتوانند از این مداخله بهره ببرند. این مداخله توجه‌آگاهی به احساسات و تجارب درونی و به‌عبارتی مواجههٔ هیجانی را که نقطهٔ مقابل اجتناب تجربه‌ای است، آماج قرار می‌دهد.

درخصوص تحمل پریشانی، نتایج پژوهش حاضر نشان داد تحمل پریشانی در طول زمان افزایش یافت و در دورهٔ پیگیری نتایج پایدار بود که حاکی‌از اثربخشی مداخلهٔ کارآمدی هیجان در پرستاران دارای نشانه‌های اضطرابی بود. این نتایج با نتایج مطالعات دیگر (۲۱،۲۰،۱۷،۱۶) همسوست. حسن‌پور و همکاران (۲۱) و نرگسی و همکاران (۲۰) اثربخشی درمان فراتشخیصی را به‌ترتیب بر تحمل پریشانی و اجتناب تجربه‌ای مبتلایان به وسواس فکری‌ـ عملی بررسی کردند. امیریان و همکاران اثربخشی درمان مبتنی‌بر پذیرش و تعهد (۱۶) و اثنی‌عشران و همکاران اثربخشی رفتاردرمانی دیالکتیکی (۱۷) را بر تحمل پریشانی نشان دادند؛ اگرچه می‌توان نتایج را درجهت تأیید پژوهش حاضر دانست، از چند نظر تفاوت‌هایی وجود دارد. این مطالعات از لحاظ جامعهٔ هدف با پژوهش حاضر متفاوت بودند. پژوهش حاضر پرستاران مضطرب را شامل شد؛ در مطالعات مذکور برخلاف پژوهش حاضر، تنها مداخلهٔ پذیرش و تعهد یا رفتاردرمانی دیالکتیکی به‌کار رفت؛ درصورتی‌که در پژوهش حاضر، تلفیق این دو درمان با تأکید بر مؤلفه‌های فراتشخیصی هدف قرار گرفت. سه مکانیزم فراتشخیصی عدم تحمل پریشانی چشمگیر، اجتناب هیجانی بیشتر و نشخوار/نگرانی زیاد (تفکر منفی تکرارشونده) سهم بیشتری را در بدتنظیمی هیجانی بازی می‌کنند و درمان مبتنی‌بر کارآمدی هیجانی این مکانیزم‌ها را هدف قرار می‌دهد. براساس درمان مبتنی‌بر کارآمدی هیجانی افراد می‌توانند با استفاده از راهبردهای سازگارانهٔ جدید و برقراری روابط تازه با هیجانات خود از رنج‌کشیدن اجتناب کنند؛ همچنین چیزی که باعث می‌شود این درمان به‌طور منحصربه‌فردی مؤثر واقع شود، آموزش مهارت‌های مقابلهٔ ذهن‌آگاهانه در حالت فعال برانگیختگی هیجانی است (۳۳)؛ به‌هرحال در تبیین این یافته می‌توان گفت، در درمان کارآمدی هیجان، مهارت‌های مقابله‌ای کلیدی رفتاردرمانی دیالکتیکی با مؤلفه‌های پذیرش، ذهن‌آگاهی و فرایندهای شفاف‌سازی ارزش‌ها در درمان مبتنی‌بر پذیرش و تعهد در بافت مواجههٔ هیجانی ترکیب می‌شوند؛ به‌علاوه با ادغام مؤلفه‌های مذکور درمانجویان می‌آموزند پریشانی خود را تحمل کنند، در صورت نیاز هیجان‌ها را کاهش دهند و انتخاب‌هایی همسو با ارزش‌هایشان انجام دهند (۱۵)؛ به‌هرحال فرض فلسفی زیربنایی درمان مبتنی‌بر کارآمدی هیجان این است که درد اجتناب‌ناپذیر است؛ اما رنج‌کشیدن اجتناب‌ناپذیر نیست. رنج تاحدودی ناشی‌از نبود آگاهی از نحوهٔ تعیین ارزش‌هایی است که زندگی افراد را می‌تواند معنادار سازد؛ همچنین اغلب اوقات، رنج ناشی‌از نبود تمایل به تجربهٔ هیجان‌های دشوار است که پریشانی را تقویت می‌کند و درنتیجه منجربه رنج بیشتر می‌شود.

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-18]

درمجموع باید در نظر داشت تلاش برای سرکوب تجارب هیجانی دردناک می‌تواند شکل‌های مختلفی شامل موقعیتی، شناختی، جسمانی و اجتناب جایگزین داشته باشد؛ اما پیامد آن‌ها همواره یکسان است و آن افزایش رنج است؛ بنابراین کارآمدی هیجانی زیاد، توانایی تجربهٔ هیجان‌های آشفته‌ساز بدون اجتناب از آن‌ها یا واکنش به آن‌ها را تسهیل می‌کند؛ یعنی به افراد کمک می‌کند به‌صورت ذهن‌آگاهانه این تجربه را بپذیرند و همسو با ارزش‌های خود عمل کنند یا درصورت لزوم به‌طور ذهن‌آگاهانه مقابله کنند. همچنین افزایش کارآمدی هیجانی بدین‌معنا است که درمانجویان قادر خواهند بود تا الگوهای پاسخ‌دهی هیجانی ناسازگار را درهم بشکنند و همسو با ارزش‌های خود چیزهایی را بیافرینند که زندگی را غنی‌تر می‌کند (۱۵)؛ ازاین‌رو درمان به‌کاررفته در پژوهش حاضر رویکرد کوتاه‌مدت و ساده‌ای را ارائه می‌کند؛ یعنی به افرادی که با منابع کم روان‌شناختی در حال مبارزه با هیجانات شدید (پرستاران) هستند، کمک می‌کند بیشتر بتوانند هیجان‌های دشوار خود را به‌شیوهٔ مؤثرتر و کارآمدتری تجربه کنند؛ همین‌طور به تنظیم و مدیریت هیجانات و احساسات منفی کمک می‌کند و افزون بر آن به افراد (پرستاران) کمک می‌کند ارزش‌های خود را ابراز دارند و از کارآمدی هیجانی بیشتری برخوردار شوند (۱۵،۱۶).

پژوهش حاضر با محدودیت‌هایی همراه بود؛ ازجمله نکتهٔ تأمل‌برانگیز کوتاه‌بودن دورهٔ پیگیری و افزون بر آن استفاده از پرسشنامه‌های خودگزارشی بود؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی، بعد از انجام این مداخله پیگیری‌های طولانی‌تری انجام شود؛ ضمن اینکه چون این مداخله تلفیق درمان‌های پذیرش و تعهد و رفتاردرمانی دیالکتیکی بود، مقایسه‌هایی با این دو درمان انجام گیرد. درمجموع باتوجه به نیاز حمایت روان‌شناختی پرستاران درمعرض آسیب‌های اضطراب در دورهٔ کووید ۱۹، پیشنهاد می‌شود این مداخله در مراکز درمانی و بهداشتی به‌کار رود.

۵ نتیجه‌گیری

باتوجه به نتایج پژوهش حاضر مبنی‌بر اثربخشی مداخلهٔ فراتشخیصی مبتنی‌بر کارآمدی هیجانی بر فرایندهای شناختی ناکارآمد (عدم تحمل بلاتکلیفی و اجتناب تجربه‌ای) و کارآمد (تحمل پریشانی) پرستاران دارای نشانه‌های اضطرابی، می‌توان به این نتیجه دست یافت که مداخلهٔ فراتشخیصی کارآمدی هیجان می‌تواند عوامل شناختی عدم تحمل پریشانی، عدم تحمل بلاتکلیفی و اجتناب تجربه‌ای را که عوامل سبب‌ساز و تداوم‌بخش نشانه‌های اضطرابی و خُلقی است، به‌ویژه در شرایط بحرانی چون شیوع بیماری همه‌گیر مانند کووید ۱۹ کاهش دهد؛ چراکه پژوهش حاضر باتوجه به هم‌زمانی دورهٔ اجرای مداخلهٔ حاضر با دورهٔ شیوع کووید ۱۹، نشان داد درمان کارآمدی هیجان بر کاهش عوامل شناختی منفی و افزایش تحمل پریشانی در طول زمان مواجهه با بحران کرونا مؤثر است.

۶ تشکروقدردانی

نویسندگان بر خود لازم می‌دانند از همکاری ریاست محترم و پرستاران بیمارستان‌های چمران و حضرت رسول (ع) شهر فردوس که در این پژوهش مشارکت داشتند، صمیمانه سپاسگزاری کنند.

۷ بیانیه‌ها

تأییدیهٔ اخلاقی و رضایت‌نامه از شرکت‌کنندگان

این مقاله حاصل رسالهٔ دکتری نویسندهٔ اول در رشتهٔ روان‌شناسی عمومی است. همچنین پژوهش حاضر با کد اخلاقIR.BUMS.REC.1398.224 در دانشگاه علوم‌پزشکی بیرجند در تاریخ ۲۲مهر۱۳۹۸ به ثبت رسیده است. به‌منظور رعایت ملاحظات اخلاقی در پژوهش به شرکت‌کنندگان اطمینان داده شد که اطلاعات آنان محرمانه می‌ماند و امکان خروج از مطالعه در هنگام تمایل فرد و نارضایتی وی وجود دارد. به اعضای گروه گواه توضیح داده شد که بعد از اتمام این طرح پژوهشی و جمع‌آوری داده‌ها در آخرین مرحله، درصورت تمایل می‌توانند از خدمات روان‌شناختی که توسط درمانگر ارائه می‌شود، استفاده کنند. هدیهٔ بستهٔ آموزشی پس از دورهٔ پیگیری در اختیار همهٔ پرستاران قرار گرفت.

رضایت برای انتشار

این امر غیر قابل اجرا است.

تضاد منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند هیچ‌گونه تضاد منافعی ندارند.

منابع مالی

اعتبار برای انجام‌دادن این مطالعه از منابع شخصی تأمین شده است.

مشارکت نویسندگان

نویسندهٔ اول مقاله در اجرای پژوهش، انتخاب نمونهٔ آماری براساس معیارهای ورود و خروج نمونه، کسب رضایت آگاهانهٔ کتبی از شرکت‌کنندگان در پژوهش، گردآوری داده‌ها، اجرای پژوهش و نگارش چکیده و مقدمه همکاری کرد. نویسندهٔ دوم، نظارت بر اجرا، تحلیل و تفسیر آماری یافته‌های پژوهش، بحث و نتیجه‌گیری، نگارش و بازبینی و اصلاح مقالهٔ حاضر را بر عهده داشت. نویسندگان سوم و چهارم نظارت بر اجرا و مفهوم‌سازی و ویراستاری نهایی دست‌نوشته را عهده‌دار بودند. همهٔ نویسندگان نسخهٔ دست‌نوشتهٔ نهایی را خواندند و تأیید کردند.

References

1. Dai C, Qiu H, Huang Q, Hu P, Hong X, Tu J, et al. The effect of night shift on sleep quality and depressive symptoms among Chinese nurses. Neuropsychiatr Dis Treat. 2019;15:435–40. https://doi.org/10.2147/ndt.s190689
2. Gao Y-Q, Pan B-C, Sun W, Wu H, Wang J-N, Wang L. Anxiety symptoms among Chinese nurses and the associated factors: a cross sectional study. BMC Psychiatry. 2012;12:141. https://doi.org/10.1186/1471-244x-12-141

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-18]

3. Silwal M, Koirala D, Koirala S, Lamichhane A. “Depression, anxiety and stress among nurses during Corona lockdown in a selected teaching hospital, Kaski, Nepal". Journal of Health and Allied Sciences. 2020;10(2):82–7. https://doi.org/10.37107/jhas.210
4. Imamura K, Tran TTT, Nguyen HT, Kuribayashi K, Sakuraya A, Nguyen AQ, et al. Effects of two types of smartphone-based stress management programmes on depressive and anxiety symptoms among hospital nurses in Vietnam: a protocol for three-arm randomised controlled trial. BMJ Open. 2019;9(4):e025138. https://doi.org/10.1136/bmjopen-2018-025138
5. Desrosiers A, Vine V, Klemanski DH, Nolen-Hoeksema S. Mindfulness and emotion regulation in depression and anxiety: common and distinct mechanisms of action. Depress Anxiety. 2013;30(7):654–61. https://doi.org/10.1002/da.22124
6. Dugas MJ, Savard P, Gaudet A, Turcotte J, Laugesen N, Robichaud M, et al. Can the components of a cognitive model predict the severity of generalized anxiety disorder? Behav Ther. 2007;38(2):169–78. https://doi.org/10.1016/j.beth.2006.07.002
7. Jenkinson R, Milne E, Thompson A. The relationship between intolerance of uncertainty and anxiety in autism: A systematic literature review and meta-analysis. Autism. 2020;24(8):1933–44. https://doi.org/10.1177/1362361320932437
8. Zorowitz S, Momennejad I, Daw ND. Anxiety, avoidance, and sequential evaluation. Comput Psychiatr. 2020;4:1–17. https://doi.org/10.1162/cpsy_a_00026
9. Buhr K, Dugas MJ. The intolerance of uncertainty scale: psychometric properties of the English version. Behav Res Ther. 2002;40(8):931–45. https://doi.org/10.1016/s0005-7967(01)00092-4
10. Lauriola M, Tomai M, Palma R, La Spina G, Foglia A, Panetta C, et al. Intolerance of uncertainty and anxiety-related dispositions predict pain during upper endoscopy. Front Psychol. 2019;10:1112. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01112
11. Hershenberg R, Mavandadi S, Wright E, Thase ME. Anhedonia in the daily lives of depressed Veterans: A pilot report on experiential avoidance as a moderator of emotional reactivity. J Affect Disord. 2017;208:414–7. https://doi.org/10.1016/j.jad.2016.10.011
12. Eifert GH, Forsyth JP, Arch J, Espejo E, Keller M, Langer D. Acceptance and commitment therapy for anxiety disorders: three case studies exemplifying a unified treatment protocol. Cognitive and Behavioral Practice. 2009;16(4):368–85. https://doi.org/10.1016/j.cbpra.2009.06.001
13. Akbari M. The relative contributions of transdiagnostic constructs to obsessive compulsive disorder in clinical population: intolerance of uncertainty, cognitive fusion and distress intolerance. Clinical Psychology and Personality. 2020;15(2):167–77. [Persian] https://dx.doi.org/10.22070/cpap.2020.2826
14. Katz D, Rector NA, Laposa JM. The interaction of distress tolerance and intolerance of uncertainty in the prediction of symptom reduction across CBT for social anxiety disorder. Cogn Behav Ther. 2017;46(6):459–77. https://doi.org/10.1080/16506073.2017.1334087
15. West A. A transdiagnostic treatment for emotion regulation: A new group therapy protocol combining exposure therapy, acceptance and commitment therapy, and dialectical behavioral therapy [Ph.D. dissertion]. [California, United States]: The Wright Institute; 2016.
16. Amirian K, Mami S, Ahmadi V, Mohamadzadeh J. Effectiveness of group psychotherapy based on acceptance and commitment therapy on difficultes emotion regulation and distress tolerance in substance abusers. J Educ Community Health. 2018;5(2):53–61. [Persian] http://dx.doi.org/10.21859/jech.5.2.53
17. Esnaasharan S, Yazdkhasti F, Orayzi H. The effect of Dialectical Behavior Therapy (DBT) on emotional regulation and distress tolerance of addicted women leaving: the mediating role of mindfulness, effective communication and emotional cognitive regulation strategies. Knowledge & Research in Applied Psychology. 2021;22(2):1–12. [Persian] http://jsr-p.khuisf.ac.ir/article_667686_22b9b8afa6c539aa0811c7a1209adc10.pdf
18. Asli Azad M, Manshaee GR, Ghamarani A. Effectiveness of acceptance and commitment therapy on cognitive emotion regulation and intolerance of uncertainty of the students with obsessive-compulsive disorder. Psychology of Exceptional Individuals. 2020;9(36):33–53. [Persian] https://dx.doi.org/10.22054/jpe.2019.44480.2027
19. Sherafati H, Taheri, Asmaee Majd S, Amiri. Effectiveness of cognitive therapy based on dougas model on intolerance of uncertainty, cognitive avoidance and positive beliefs about worry in generalized anxiety disorder. Journal of Clinical Psychology. 2017;9(2):15–28. [Persian] https://dx.doi.org/10.22075/jcp.2017.10203.
20. Nargesi F, Fathiashtiani A, Davodi I, Ashrafi E. The effect of unifled transdiagnostic treatment on anxiety sensitivity, distress tolerance and obsessive-compulsive symptoms in individuals with obsessive-compulsive disorder. Journal of Psychological Achievements. 2019;26(2):49–66. [Persian] https://dx.doi.org/10.22055/psy.2019.26369.2121
21. Hasanpoor P, Aghausefi A, Zamir O, Alipour A. The effectiveness of transdiagnostic treatment on experiential avoidance and cognitive emotion regulation in patients with obsessive-compulsive disorder and its comparison with exposure and prevention response therapy. Journal of Clinical Psychology. 2019;11(3):25–38. [Persian] https://dx.doi.org/10.22075/jcp.2019.17816.1674

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-18]

22. Sarmad Z, Bazargan A, Hejazi E. Research Methods in Behavioral Sciences. Tejran: Agah Publication; 2015. [Persian]
23. Beck AT, Steer RA. Relationship between the beck anxiety inventory and the Hamilton anxiety rating scale with anxious outpatients. Journal of Anxiety Disorders. 1991;5(3):213–23. https://doi.org/10.1016/0887-6185(91)90002-B
24. Rafiei M, Seifi A. An investigation into the reliability and validity of beck anxiety inventory among the university students. Thoughts and Behavior in Clinical Psychology. 2013;8(27):37–46. [Persian] https://jtbcp.riau.ac.ir/article_13_60682c96a50aa33f081fbd3f7a62256d.pdf
25. Bond FW, Hayes SC, Baer RA, Carpenter KM, Guenole N, Orcutt HK, et al. Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: a revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. Behav Ther. 2011;42(4):676–88. https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.03.007
26. Abasi E, Fti L, Molodi R, Zarabi H. Psychometric properties of Persian version of acceptance and action questionnaire –II. Psychological Methods and Models. 2012;3(10):65–80. [Persian] http://jpmm.miau.ac.ir/article_61_21af488ece7d0446040f5daca6e18c08.pdf
27. Freeston M, Rhéaume J, Letarte H, Dugas MJ, Ladouceur R. Why do people worry? Pers Ind Diff. 1994;17:791-802. https://doi.org/10.1016/0191-8869(94)90048-5
28. Asadi S, Abedini M, Poursharifi H, Nikokar M. The relationship between intolerance of uncertainty and rumination with worry on student population. Journal of Clinical Psychology. 2012;4(4):83–92. [Persian] https://dx.doi.org/10.22075/jcp.2017.2110
29. Simons JS, Gaher RM. The distress tolerance scale: development and validation of a self-report measure. Motiv Emot. 2005;29(2):83–102. https://doi.org/10.1007/s11031-005-7955-3
30. Keshavarz Mohammadi R, Khalatbari J. Effectiveness of self-compassion on distress tolerance, emotion regulation and anxiety sensitivity in divorced women. Family Pathology, Counseling and Enrichment. 2018;4(1):17–32. [Persian] http://fpcej.ir/article-1-170-en.pdf
31. van der Heiden C, Melchior K, Muris P, Bouwmeester S, Bos AER, van der Molen HT. A hierarchical model for the relationships between general and specific vulnerability factors and symptom levels of generalized anxiety disorder. J Anxiety Disord. 2010;24(2):284–9. https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2009.12.005
32. Bardeen JR, Fergus TA. The interactive effect of cognitive fusion and experiential avoidance on anxiety, depression, stress and posttraumatic stress symptoms. Journal of Contextual Behavioral Science. 2016;5(1):1–6. https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2016.02.002
33. Abdi Sarkami F, Mirzaian B, Abbasi G. The comparison of the effectiveness of metacognitive therapy and emotion efficacy therapy on depression and self-care in non-clinical depressed elderly. Aging Psychology. 2020;6(3):269–89. [Persian] https://jap.razi.ac.ir/article_1573_0414aef56fd27def0e3ef2905d90e604.pdf

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-18]