فصلنامه پژوهش‌های نوین روانشناختی

سال دوازدهم شماره ٤٥ بهار ١٣٩٦

نقش طرحواره‌های هیجانی، نشخوار فکری و اجتناب تجربی در اختلال افسردگی اساسی: کاربرد تحلیل مسیر

مهدی رضایی[1]
فیروزه غضنفری[2]
فاطمه رضایی[3]

چکیده

هدف پژوهش حاضر تعیین نقش مستقیم و میانجی طرحواره‌های هیجانی، نشخوار فکری و اجتناب تجربی در افسردگی بود. آزمودنی‌های این پژوهش مقطعی-توصیفی، ۴۶۳ دانشجوی زن (۹۶ نفر دارای افسردگی اساسی فعلی، ۳۶۷ نفر دارای سابقه افسردگی اساسی در ۱۲ ماه گذشته) از شش واحد دانشگاهی پیام نور استان تهران بودند که به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. در این مطالعه، مصاحبه ساختاریافته برای اختلالات محور یک و دو (SCID؛ مافی و همکاران، ۱۹۹۷)، مقیاس طرحواره‌های هیجانی لیهی (LESS؛ لهی، ۲۰۰۲)، مقیاس پاسخ‌های نشخواری (RSS؛ نالن هاکسما، ۱۹۹۱)، پرسشنامه پذیرش و عمل (AAQ-II؛ بوند و همکاران، ۲۰۱۱) و پرسشنامه افسردگی بک-دو (BDI-II، بک و همکاران، ۲۰۰۰) مورد استفاده قرار گرفت. یافته‌ها نشان داد که مدل پیشنهادی به‌خوبی برازش شده است (X^2=۳/۵۲ ،P>۰/۰۵). طرحواره‌های هیجانی، نشخوار فکری و اجتناب تجربی اثر مستقیم و معناداری بر افسردگی داشتند (P<۰/۰۵). در نهایت در مدل ارائه شده طرحواره‌های هیجانی با میانجی‌گری اجتناب تجربی افسردگی را پیش‌بینی کرد. مطالعه حاضر پیشنهاد می‌کند که در درمان افسردگی بر طرحواره‌های هیجانی، نشخوار فکری و اجتناب تجربی توجه شود.

واژگان کلیدی: اجتناب تجربی؛ افسردگی؛ طرحواره‌های هیجانی؛ نشخوار فکری

۱ـ دانشجوی دکترای روان‌شناسی، دانشگاه لرستان، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، گروه روانشناسی (نویسنده مسئول)
Email:rezaee.mehdi15@yahoo.com

۲ـ دکترای روان‌شناسی، استادیار گروه روانشناسی، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.

۳ـ دکترای روان‌شناسی، استادیار گروه روانشناسی، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.

مقدمه

نتایج حاصل از مطالعات همه‌گیرشناسی، افسردگی[1] را یکی از شایع‌ترین اختلال روانپزشکی گزارش نموده‌اند از سویی به‌دلیل اینکه تقریباً دو سوم بیماران افسرده به خودکشی[2] می‌اندیشند و ۱۰ تا ۱۵ درصد آنها از این طریق به زندگی خود خاتمه می‌دهند (ما، هالن، تیزدل و جان[3]، ۲۰۰۴؛ به نقل از جامی، بیاضی، زعیمی و حجت، ۱۳۹۳)، اهمیت توجه به افسردگی به عنوان یکی از اختلالات مهم روان شناختی آشکار می‌شود. به همین دلیل تبیین و سبب‌شناسی اختلال افسردگی اساسی[4] (MDD) همواره مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. در این میان، اخیرا مطالعات بسیاری بر نقش طرحواره‌های هیجانی[5] (لیهی، ۲۰۰۲)، نشخوار فکری[6] (ولز، ۲۰۰۹) و اجتناب تجربی[7] فلکسمن، بلک‌لج و بوند[8] (۲۰۱۱) تأکید کرده‌اند ولی در هیچ‌کدام از آنها این متغیرها به‌صورت یکپارچه مورد مطالعه قرار نگرفته است. پژوهش حاضر درصدد است تا از طریق متغیرهای طرحواره‌های هیجانی، نشخوار فکری و اجتناب تجربی یک مدل تبیینی برای افسردگی در فرهنگ ایرانی ارایه دهد.

طرحواره‌های هیجانی عبارت است از تعبیر و تفسیر افراد از هیجاناتشان و راهکارهای مقابله با آنها (لیهی، ۲۰۰۲). طبق مدل طرحواره‌های هیجانی[9] (ESM؛ لیهی، ۲۰۰۲، ۲۰۱۵) افراد دیدگاه‌های شناختی[10] متفاوتی درباره هیجان‌های خود دارند (طرحواره‌های هیجانی) و در چگونگی مفهوم‌پردازی هیجان‌های خود با هم تفاوت دارند. این طرحواره‌ها منعکس‌کننده شیوه‌هایی هستند که افراد هیجان‌ها را تجربه می‌کنند و باوری است که آنها به مجرد برانگیخته شدن تجارب هیجانی ناخوشایند در مورد طرح مناسب برای اقدام در ذهن دارند. واضح است که همه انسان‌ها خشم، اضطراب، ناراحتی یا سایر هیجان‌ها را تجربه می‌کنند، اما تنها افراد کمی هستند که این هیجان‌ها در آنها اختلال

1- Depression
2- Suicide
3- Ma, Helen, Teasdale, John
4- Major depressive disorder
5- Emotional schemas
6- Rumination
7- Experimental avoidance
8- Flaxman, Blackledge, Bond
9- Emotional schemas model
10- cognitive

شدید یا مزمن هیجانی و عاطفی ایجاد می‌کند. لیهی، تریچ و ناپتالینو[1] (۲۰۱۱) معتقد است که این اثرپذیری متفاوت از هیجان‌ها ناشی طرحواره‌های زیربنایی آنهاست که به دو دسته طرحواره‌های هیجانی انطباقی[2] و طرحواره‌های هیجانی غیرانطباقی[3] تقسیم می‌شوند (باتماز، کایماک، کاسبیک[4] و تورکاپار، ۲۰۱۴). طرحواره‌های هیجانی انطباقی آن دسته از طرحواره‌هایی هستند که منجر به تعبیر و تفسیر مثبت تجارب هیجانی می‌گردد ولی طرحواره‌های هیجانی غیرانطباقی، طرحواره‌هایی هستند که باعث تفسیر و ارزیابی منفی از هیجانات می‌شوند. در همین راستا، پژوهش‌های بسیاری از نقش مستقیم آنها در افسردگی حمایت می‌کنند. (خانزاده و همکاران، ۱۳۹۲؛ جامی و همکاران، ۱۳۹۳؛ لیهی، ۲۰۰۲؛ یاووز، توکاپار، دمیرل و کارادل[5]، ۲۰۱۱؛ لیهی، تریچ و ملوانی[6]، ۲۰۱۲؛ باتماز و همکاران، ۲۰۱۴) اما همه این مطالعات بر روی جمعیت غیربالینی[7] صورت گرفته. بنابراین، این سوال پیش می‌آید که آیا در جمعیت بالینی طرحواره‌های هیجانی (انطباقی و غیرانطباقی) اثر مستقیم و معناداری بر افسردگی دارند؟ مطالعات مختلفی در این زمینه صورت گرفته، برای مثال لیهی و همکاران (۲۰۱۲) نشان دادند که طرحواره‌های هیجانی غیرانطباقی با افسردگی رابطه منفی دارند و می‌توانند افسردگی را به‌طور معناداری پیش‌بینی کنند یافته‌ای که جامی و همکاران (۱۳۹۳) نیز آن را تکرار کردند. هم‌چنین باتماز و همکاران (۲۰۱۴) گزارش کردند که طرحواره‌های هیجانی انطباقی و طرحواره‌های هیجانی غیرانطباقی به‌ترتیب با افسردگی رابطه منفی و مثبت دارند. در این مطالعه میانگین نمرات افراد در طرحواره‌های هیجانی انطباقی به‌طور معناداری به‌ترتیب در گروه‌های بهنجار، بیماران مبتلا به افسردگی دوقطبی[8] و بیماران مبتلا به افسردگی اساسی بیشتر بود درحالی‌که میانگین نمرات افراد در طرحواره‌های هیجانی غیرانطباقی در افراد مبتلا به افسردگی اساسی به‌طور معناداری بیشتر از دو گروه دیگر بود.

1- Leahy, Tirch, Napolitano
2- Adaptive emotional schemas
3- Maladaptive emotional schemas
4-Batmaz, Kaymak, Kocbiyik
5- Yavuz, Türkçapar, Demirel, Karadere
6- Melwani
7- Nonclinical
8- Bipolar

اما لیهی (۲۰۰۲، ۲۰۰۷، ۲۰۱۵) معتقد است طرحواره‌های هیجانی به دو صورت موجب افسردگی می‌گردند: ۱) از طریق ارزیابی‌های افسرده‌زا[1] از هیجان؛ ۲) به‌صورت غیرمستقیم از طریق گسترش راهبردهای مقابله‌ای ناسازگار مثل نگرانی، نشخوار فکری و اجتناب که منجر به تداوم تجربه بیمارگون[2] می‌گردد. در همین راستا، چندین پژوهش نیز نشان دادند که طرحواره‌ها از طریق نشخوار فکری و اجتناب منجر به افسردگی می‌شوند (کالویت[3]، ۲۰۱۴؛ کالویت، اوریو و هنکین[4]، ۲۰۱۴؛ اوریو، کالویت و پادیلا[5]، ۲۰۱۴). اما در این پژوهش‌ها بیشتر جنبه شناختی طرحواره‌ها مورد مطالعه قرار گرفته است. بنابراین، این سوال پیش می‌آید که آیا جنبه هیجانی طرحواره‌ها (انطباقی و غیرانطباقی) از طریق نشخوار فکری و اجتناب تجربی اثر غیرمستقیم و معناداری بر افسردگی دارند؟

نالن–هاکسما[6] (۱۹۹۱؛ به نقل از ولز، ۲۰۰۹) در نظریه سبک‌های پاسخدهی افسردگی[7]، نشخوار فکری را تفکر منفعل و تکرارشونده درباره نشانه‌های افسردگی، پیامدها و دلایل احتمالی این نشانه‌ها می‌داند. طبق این نظریه، نشخوار فکری شامل «تمرکز مکرر و مداوم بر وجود افسردگی، نشانه‌های افسردگی، دلایل افسردگی، معانی و پیامدهای نشانه‌های افسردگی است» (نالن–هاکسما، ۱۹۹۱: ۵۶۹؛ به نقل از ولز، ۲۰۰۹). نقش نشخوار فکری در پیش‌بینی افسردگی به‌صورت‌های مختلف یعنی به‌طور مستقیم (مثل، کندی، متیو و اسزنتاگوتی[8]، ۲۰۱۴) و به‌صورت متغیر میانجی (رایز[9]، ۲۰۱۰؛ مک‌لاگین[10] و نالن‌هاکسما، ۲۰۱۱؛ اوریو و همکاران، ۲۰۱۴) مورد تأیید قرار گرفته است. نشخوار فکری در مدل طرحواره درمانی هیجانی[11] نیز به‌عنوان اجتناب تجربی و هیجانی در نظر گرفته که ناشی از طرحواره‌های هیجانی ناسازگار می‌باشد (لیهی، ۲۰۰۲) و مانع انعطاف‌پذیری روانشناختی[12] تلقی می‌گردد ایده‌ایی که پژوهش‌ها آن را تأیید می‌کنند (مثل،

1- depressogenic
2- pathological
3- Calvete
4- Orue, Hankin
5- Padilla
6- Nolen-Hoeksema, Morrow
7- Response theory of depression
8- Candea, Matu & Szentagotai
9- Raes
10- McLaughlin
11- Emotional schema therapy
12- Psychological flexibility

ایسمان و همکاران، ۲۰۱۵). در این راستا، بعضی به پژوهش‌ها به بـررسی نقش میانجی نشخوار فکری در افسردگی پرداخته‌اند، برای مثال کالویت (۲۰۱۴) با نمونه‌ای از نوجوانان غیربالینی نشان داد که طرحواره‌های شناختی از طریق نشخوار فکری بر افسردگی و اضطراب نوجوانان تأثیر می‌گذارند. هم‌چنین اوریو و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی مشابه گزارش کردند که طرحواره‌های شناختی با میانجی‌گری نشخوار فکری منجر به افسردگی و اضطراب می‌شوند یافته‌ای که کالویت و همکاران (۲۰۱۴) آن را تأیید کردند.

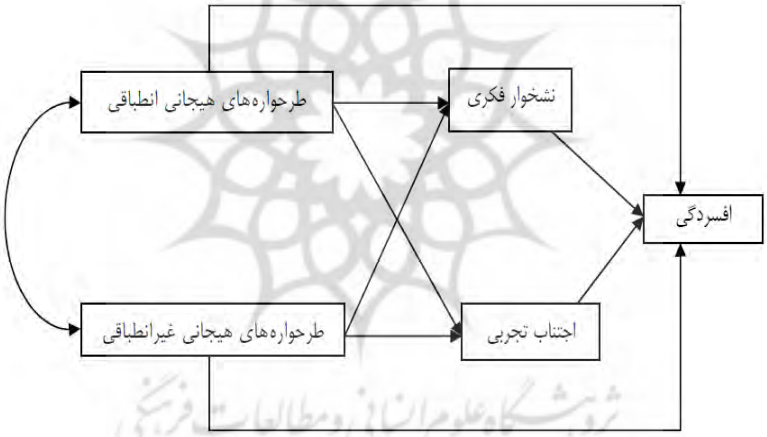
از سوی دیگر، از آنجا طرحواره‌ها هیجانی با اجتناب تجربی رابطه بالایی دارند (یانگ، کلوسو و ویشار[1]، ۲۰۰۳؛ لیهی و همکاران، ۲۰۱۲؛ سیلبرستین[2]، تریچ و لیهی، ۲۰۱۲) نباید از نقش آن در افسردگی چشم پوشی کرد. به‌طور کلی اجتناب تجربی عبارت است از ارزیابی منفی و افراطی افکار، احساسات، تصورات ناخواسته و بی‌میلی برای تجربه این رویدادهای شخصی و کنترل و اجتناب از آنها. به‌عبارت دیگر، اجتناب تجربی حالت عکس انعطاف‌پذیری روانشناختی می‌باشد که عبارت است از توانایی تماس با لحظه لحظه‌های زمان حال به عنوان انسانی هشیار و توانایی تغییر یا ادامه رفتارهای معطوف به اهداف ارزشگذاری شده[3] (فلکسمن و همکاران، ۲۰۱۱). اجتناب تجربی در واقع یک متغیر فراتشخیصی می‌باشد که با افسردگی مرتبط می‌باشد (مک کراکن، بارکر و چیلکوت[4]، ۲۰۱۵). در این راستا، بیگلان[5] و همکاران، (۲۰۱۵) و بروک میر[6] و همکاران، (۲۰۱۵) نشان دادند که اجتناب تجربی می‌تواند به‌طور معناداری افسردگی را پیش‌بینی کند. در حالی‌که کمتر پژوهشی این مولفه‌ها را در قالب یک مدل برای افسردگی به‌کار گرفته است. در راستای هدف این پژوهش لیهی و همکاران (۲۰۱۲) نشان دادند که طرحواره‌های هیجانی غیرانطباقی با اجتناب تجربی همبستگی مثبت و معناداری دارند و می‌توانند به‌طور معناداری اجتناب تجربی را پیش‌بینی کنند. در مطالعه‌ای مشابه سیلبسترین و همکاران (۲۰۱۲) با یک نمونه بالینی گـزارش کردند که تمامی ابـعاد

1- Young, Klosko, Weishaar
2- Silberstein
3- valued end
4- Cracken, Barker, Chilcot
5- Biglan
6- Brockmeyer

طرحواره‌های هیجانی انطباقی و غیرانطباقی با اجتناب تجربی به‌ترتیب رابطه منفی و مثبت دارند.

به‌صورت کلی هدف پژوهش حاضر تدوین یک مدل پیشنهادی برای افسردگی بر پایه متغیرهای طرحواره‌های هیجانی، نشخوار فکری و اجتناب تجربی و آزمون برازندگی[1] آن در جمعیت بالینی ایرانی می‌باشد. در این راستا، پژوهش حاضر در پی پاسخ‌گویی به سوال زیر است: آیا نشخوار فکری و اجتناب تجربی بین طرحواره‌های هیجانی (انطباقی و غیرانطباقی) و افسردگی به‌طور معناداری میانجی‌گری می‌کنند؟

شکل (۱) مدل پیشنهادی برای افسردگی را نشان می‌دهد.



شکل (۱) مدل پیشنهادی برای افسردگی

روش

جامعه آماری، نمونه و روش نمونه‌گیری

پژوهش حاضر، به‌لحاظ هدف کاربردی و به‌لحاظ جمع‌آوری داده‌ها از جمله مطالعات همبستگی موسوم به تحلیل مسیر می‌باشد.

1- Fitness

جامعه آماری شامل کلیه دانشجویان دختر دانشگاه‌های پیام نور استان تهران (۲۱۰۰۰ نفر) بودند که در سال تحصیلی ۹۴-۹۳ و ۹۵-۹۴ در حال تحصیل بودند. از این جامعه آماری در نهایت ۴۶۳ نفر با روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. کلاین (۲۰۱۱) برای مطالعاتی که از روش تحلیل مسیر استفاده می‌کنند قاعده سرانگشتی زیر را برای انتخاب نمونه پیشنهاد کرده است: حداقل حجم نمونه برای هر پارامتر محاسبه شده برابر با ۵، نسبت ۱۰ به ۱ مناسب‌تر و نسبت ۲۰ به ۱ و بیشتر مطلوب قلمداد می‌شود. پارامترهای محاسبه شده از مجموع تعداد مسیرها، واریانس برونزا، کوواریانس‌ها و واریانس خطا به‌دست می‌آید. از آنجا که در پژوهش حاضر ۱۲ پارامتر مشاهده شده وجود دارد تقریباً از نسبت ۲۰ به ۱ کلاین (۲۰۱۱) استفاده شد.

ملاک‌های ورود شامل موارد زیر بودند: پُرکردن فرم رضایت آگاهانه، دریافت تشخیص فعلی اختلال افسردگی اساسی یا وجود اختلال افسردگی اساسی در ۱۲ ماه گذشته بر اساس مصاحبه تشخیصی ساختاریافته برای اختلالات روانی محور یک (SCID-I). ملاک‌های خروج نیز شامل موارد زیر هستند: دریافت تشخیص اختلال شخصیت مرزی، ضداجتماعی و اسکیزوتایپال بر اساس مصاحبه ساختاریافته برای اختلالات محور دو (SCID-II)، وجود نشانه‌های روانپریشی، اعتیاد به مواد، ابتلا یا سابقه وجود دوره‌های خلقی شیدایی بر اساس مصاحبه تشخیصی ساختاریافته برای اختلالات روانی محور یک (SCID-I) و وجود بیماری‌های جسمانی.

ابزار پژوهش

مصاحبه بالینی ساختاریافته برای اختلالات محور یک و دو DSM-IV-TR (SCID-I و SCID-II): SCID-I برای سنجش اختلالات محور یک کاربرد دارد و دارای دو نسخه بالینگر[1] (SCID-CV) و نسخه پژوهشی است که در پژوهش حاضر از نسخه بالینگر استفاده خواهد گردید. این نسخه، اختلال‌هایی که در کلینیک‌ها شایع‌تر هستند را پوشش می‌دهد و نسبت به نسخه پژوهشی کوتاه‌تر است و با یک مصاحبه باز درباره بیماری فـعلی

1- Clinical version

و دوره‌های قبلی بیماری آغاز می‌گردد. در این نسخه هر کدام از ماده‌ها به سه صورت ؟ (اطلاعات ناکافی درباره نشانه)، – (عدم وجود نشانه) و + (وجود نشانه) علامت‌گذاری می‌گردند و شش حوزه اختلالات (دوره‌های خلقی، نشانگان روانپریشی، اختلال‌های روان‌پریشی، اختلال‌های خلقی، اختلال‌های مصرف مواد و اضطراب) را پوشش می‌دهد. شریفی و همکاران (۱۳۷۸، به نقل از رضایی و همکاران، ۱۳۹۴) توافق تشخیصی متوسط تا خوب (ضریب کاپای بالای ۰/۶۰) برای تشخیص‌های کلی و خاص به‌دست آورده‌اند. آنها هم‌چنین کاپای کل تشخیص‌های فعلی را ۰/۵۲ و کاپای کل تشخیص‌های طول عمر را ۰/۵۵ برآورد کرده‌اند. SCID-II نیز برای سنجش اختلالات شخصیت (محور دو) به‌کار می‌رود و تمامی اختلالات را مربوطه پوشش می‌دهد. در این ابزار نشانه‌ها با چهار علامت؟ (اطلاعات ناکافی درباره نشانه)، ۱ (عدم وجود نشانه)، ۲ (پایین‌تر از حد آستانه)، ۳ (در حد آستانه) علامت‌گذاری می‌شوند. شاخص توافق کاپا برای تشخیص‌های مقوله‌ای از ۰/۴۸ تا ۰/۹۸ و برای تشخیص‌های درون طبقه‌ای از ۰/۹۰ تا ۰/۹۸ برآورد گردیده است (مافی[1] و همکاران، ۱۹۹۷). هم‌چنین ضریب همسانی درونی آن از ۰/۷۱ تا۰/۹۴ گزارش گردیده است (مافی و همکاران، ۱۹۹۷).

پرسشنامه افسردگی بک-۲ (BDI-II): این پرسشنامه برای سنجش شدت افسردگی و تشخیص آن از ۲۱ ماده تشکیل شده است. هر ماده نمره‌ای بین صفر تا ۳ دارد و هر فرد می‌تواند نمره بین صفر تا ۶۳ را بگیرد. این پرسشنامه از پنج زیر مقیاس افسردگی عمومی (سوالات، ۲، ۷، ۱۱، ۱۲، ۱۳، ۱۵ و ۱۷)، ناامیدی (۱، ۲، ۳، ۴، ۱۰، ۱۶ و ۱۷)، ناراحتی هیجانی آشکار (سوالات، ۵، ۶، ۸ و ۱۳)، نگرش‌های منفی (۷، ۱۴ و ۲۱) و اختلال‌های بدنی (سوالات، ۱۸، ۱۹ و ۲۰) تشکیل شده است (رجبی، عطاری و حقیقی، ۱۳۸۰). بک، ستیر و براون[2] (۲۰۰۰) ثبات درونی این ابزار را ۰/۷۳ تا ۰/۹۲ با میانگین ۰/۸۶ و ضریب آلفا را برای گروه بیمار ۰/۸۶ و برای غیر بیمار ۰/۸۱ گزارش کرده‌اند. در ایران نیز دابسون و محمدخانی[3] (۱۳۸۶) ضریب آلفای ۰/۹۲ را برای بیماران سرپایی و

1- Maffei
2- Beck, Steer, Brown
3- Dabson , Mohammadhkani

۰/۹۳ را برای دانشجویان و ضریب بازآزمایی به فاصله یک هفته را ۰/۹۳ به‌دست آورده‌اند. رجبی و همکاران (۱۳۸۰) ضریب آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه را ۰/۸۷ و ضریب بازآزمایی به فاصله سه هفته را ۰/۴۹ گزارش کرده‌اند. در این مطالعه از نمره کلی پرسشنامه استفاده شد و آلفای کرونباخ ۰/۸۸ بدست آمد.

مقیاس طرحواره های هیجانی لیهی (LESS): فرم اصلی این پرسشنامه دارای ۵۰ سوال است که در مقیاس ۶ درجه‌ای (۱= درباره من کاملاً اشتباه است، ۶= درباره من درست است) نمره‌گذاری می‌شود (لیهی، ۲۰۰۲). این مقیاس دارای ابعاد زیر می‌باشد: اعتباربخشی[1] (سوالات ۷ و ۱۲)، قابل درک بودن[2] (سوالات ۸، ۳۴ و ۲۳)، احساس گناه[3] (سوالات ۳، ۱۱ و ۲۲)، دیدگاه ساده‌انگارانه درباره هیجان[4] (سوالات ۱۴ و ۲۷)، ارزش‌های برتر[5] (سوالات ۵، ۱۸ و ۳۱)، کنترل‌ناپذیری[6] (سوالات ۶، ۱۹ و ۳۳)، بی‌حسی هیجانی[7] (در نسخه فارسی حذف شده)، خردگرایی[8] (سوالات ۱۳، ۲۱، ۲۵ و ۳۶)، تداوم[9] (در نسخه فارسی حذف شده)، توافق[10] (سوالات ۲۸ و ۳۰)، پذیرش[11] (سوالات ۲۰، ۲۹ و ۳۷)، ابراز هیجانی[12] (سوالات ۵ و ۱۶)، سرزنش[13] (سوالات ۹ و ۱۴) و اندیشناکی (سوالات ۱، ۱۷، ۲۵ و ۲۶). هم‌چنین در نسخه فارسی (خانزاده و همکاران، ۱۳۹۲) عاملی به‌عنوان خوداگاهی هیجانی (سوالات ۲، ۴، ۱۰، و ۳۲). نیز اضافه گردیده است. از این مقیاس علاوه بر هر عامل، دو نمره کلی یعنی طرحواره‌های هیجانی غیرانطباقی (مجموع نمرات طرحواره‌های احساس گناه، دیدگاه ساده‌انگارانه، بی‌حسی هیجانی، خردگرایی، تداوم و سرزنش) و طرحواره‌های هیجانی انطباقی (مجموع نمرات طرحواره‌های، اعتباربخشی، قابل درک بودن، ارزش‌های برتر، کنترل، ابراز هیجانی توافق و پذیرش) به‌دست می‌آید (باتماز و همکاران، ۲۰۱۴). لیهی (۲۰۰۲) همسانی درونی آن را ۰/۸۱ گزارش کرده است. در ایران نیز خانزاده و همکاران (۱۳۹۲) باکاهش دادن گویه به

1- validation
2- Comprehensibility
3- guilt
4- Simplistic views of emotion
5- higher values
6- Uncontrollability
7- numbness
8- rationality
9- Duration
10- Consensus
11- acceptance
12- expression
13- blame

۳۷ ماده پایایی این مقیاس از طریق روش بازآزمایی در فاصله دو هفته برای کل مقیاس ۰/۷۸و برای زیرمقیاس‌ها در دامنه بین ۰/۵۶ تا ۰/۷۱ گزارش کرده‌اند. هم‌چنین ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۸۲ و برای زیرمقیاس‌ها در دامنه ۰/۵۹ تا ۰/۷۳ به‌دست آمده است (خانزاده و همکاران، ۱۳۹۲). در پژوهش حاضر نیز آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۷۹ و برای عامل‌های طرحواره‌های هیجانی غیرانطباقی و طرحواره‌های هیجانی انطباقی به‌ترتیب ۰/۷۰ و ۰/۷۳ به‌دست آمد.

مقیاس پاسخ‌های نشخواری[1] (RRS): RRS یک مقیاس تک‌عاملی می‌باشد که ۲۲ عبارت دارد و از پاسخ‌دهندگان خواسته می‌شود هر عبارت را در مقیاسی از ۱ (هرگز) تا ۴ (اغلب اوقات) درجه‌بندی کنند و دامنه نمرات از ۲۲ تا ۸۸ پراکندگی دارد که نمرات بیشتر نشان‌دهنده نشخواری بیشتر است. آلفای کرونباخ آن در دامنه ۰/۸۸ تا ۰/۹۲ قرار دارد (نالن–هاکسما و داویس[2]، ۱۹۹۹). در ایران نیز باقری‌نژاد و همکاران (۱۳۸۹) روایی همزمان آن را با پرسشنامه افسردگی و اضطراب بک را به‌ترتیب ۰/۷۹ و ۰/۵۶ برآورد کرده‌اند. هم‌چنین حسنوندی، ولی‌زاده و مهرابی‌زاده هنرمند (۱۳۹۲) پایایی آن را از طریق آلفای کرونباخ ۰/۸۶ را به‌دست آورده‌اند. در پژوهش حاضر نیز آلفای ۰/۸۳ به‌دست آمد.

نسخه دوم پرسشنامه پذیرش و عمل -(AAQ-II): این پرسشنامه که توسط بوند[3] و همکاران در سال ۲۰۰۷ ساخته شده است یک مقیاس ۱۰ ماده ای از پرسشنامه اصلی (AAQ-I) می‌باشد. نمرات بالا نشان‌دهنده اجتناب تجربی زیاد است. این پرسشنامه دارای دو عامل اجتناب از تجارب هیجانی (سوالات ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶ و ۷) و کنترل روی زندگی (سوالات ۸، ۹ و ۱۰) می‌باشد که پژوهش حاضر بر بعد اجتناب تجربی متمرکز گردید. بوند و همکاران (۲۰۱۱) آلفای کرونباخ عامل اول را ۰/۸۸ و عامل دوم را ۰/۵۵ گزارش کردند و پایایی بازآزمایی برای کل پرسشنامه در فاصله ۳ و ۱۲ ماه به‌ترتیب ۰/۸۱ و ۰/۷۹ بـه‌دست آمد. در ایران نیز عـباسی، فتی، مولودی و ضرابی (۱۳۹۱) ضریب آلفای کرونبتاخ و ضریب تـصنیف را در افراد مبتلا به افسردگی اساسی بـه‌ترتیب ۰/۷۱ و

1- ruminative response scale (RRS)
2- Davis
3- Bond

۰/۷۶ به‌دست آوردند. هم‌چنین ضریب همبستگی آن با پرسشنامه افسردگی و اضطراب بک در افراد مبتلا به افسردگی به‌ترتیب ۰/۴۳ و ۰/۵۴ گزارش شد (عباسی و همکاران، ۱۳۹۱). در پژوهش حاضر نیز آلفای کرونباخ ۰/۹۰ به‌دست آمد.

شیوه اجرای پژوهش

فرایند اجرای پژوهش بدین شرح بود: در مرحله اول طی اعلامیه‌ای که در واحدهای دانشگاهی پیام نور (واحدهای دانشگاهی اسلامشهر، بهارستان، رباط‌کریم، ورامین، تهران جنوب، شهریار) نصب شد از دانشجویان درخواست گردید در صورتی که حداقل چهار تا از نشانه‌های زیر را در یک دوره دو هفته‌ای دارند یا داشتند برای شرکت در پژوهش روانشناسی و دریافت خدمات رایگان به مراکز مشاوره واحدهای دانشگاهی مراجعه نمایند. نشانه‌ها عبارت بودند از: مشکلات تمرکز، حافظه و تصمیم‌گیری، نا امیدی، احساس گناه، افکار خودکشی، کاهش یا افزایش خواب، کاهش یا افزایش اشتها، بی‌انگیزگی، بی‌لذتی از انجام فعالیت‌های لذت‌بخش و غمگینی.

سپس براساس مصاحبه ساختار یافته برای اختلالات محور یک (SCID-I) که در هر واحد دانشگاهی توسط یک دانشجوی دکترای روانشناسی اجرا می‌شد، افرادی که سابقه دوره افسردگی داشتند یا در حال حاضر تشخیص افسردگی را دریافت می‌کردند به صورت در دسترس به‌عنوان نمونه انتخاب شدند. در این مرحله از میان ۲۱۰۰۰ نفر ۸۷۹ نفر به مراکز مشاوره مراجعه کردند ولی براساس مصاحبه SCID-I ۵۰۰ نفر ملاک‌ها را برآورده کردند که ۱۰۸ نفر ملاک‌های فعلی افسردگی و ۳۹۲ نفر ملاک‌های یک دوره افسردگی را داشتند.

۵۰۰ نفر انتخاب شده پرسشنامه‌ها را به‌صورت انفرادی تکمیل کردند. ولی ۳۷ نفر از آنها پرسشنامه‌ها را به صورت ناقص پر کرده بودند و از نمونه حذف شدند. بنابراین، در مجموع ۴۶۳ نفر (۹۶ نفر دارای اختلال افسردگی اساسی فعلی و ۳۶۷ نفر دارای سابقه دوره افسردگی در ۱۲ ماه گذشته) به‌عنوان نمونه نهایی انتخاب گردیدند.

یافته‌ها

جدول (۱) توزیع فراوانی نمونه را میانگین سنی ۶±۲۲/۷۴ براساس رشته و وضعیت تأهل، هم‌چنین دوره‌های افسردگی و تشخیص ثانویه را نشان می‌دهد نشان می‌دهد.

جدول (۱) توزیع فراوانی نمونه براساس رشته و وضعیت تأهل

متغیر جمعیت‌شناختی	فراوانی	درصد	دوره افسردگی (بر حسب تعداد)		تشخیص ثانویه
			فعلی	تاریخچه افسردگی	
روانشناسی	۴۵	۹/۷	۶	۳۹	۳
مشاوره	۴۲	۹/۱	۶	۳۶	۴
حقوق	۴۵	۹/۷	۵	۴۰	۳
شیمی	۶۱	۱۳/۲	۱۸	۴۲	۶
فیزیک	۴۹	۱۰/۶	۹	۳۸	۱۱
حسابداری	۵۶	۱۲/۱	۸	۴۵	۱۲
ریاضی	۵۵	۱۱/۹	۵	۴۹	۱۰
آمار	۵۳	۱۱/۴	۶	۴۶	۱۱
مدیریت	۳۹	۸/۴	۸	۳۲	۶
مجرد	۳۵۴	۷۵/۸	۶۲	۳۰۲	۸۱
متأهل	۴۶	۹/۹	۱۰	۲۹	۱۷
مطلقه	۱۰	۲/۲	۷	۲	۴

هم‌چنین ۱۸ نفر (۳/۹ درصد) از نمونه رشته خود را مشخص نکردند و ۶۳ نفر (۱۱/۹ درصد) وضعیت تأهل خود را گزارش نکردند.

جدول (۲) شاخص‌های توصیفی و ضریب همبستگی بین طرحواره‌های هیجانی و زیرمقیاس‌های آن با نشخوار فکری، اجتناب تجربی و افسردگی را نشان می‌دهد.

جدول (۲) شاخص‌های توصیفی و ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش (n=٤٦٣)

متغیرها	۱	۲	۳	٤	٥
۱.طرحواره‌های هیجانی غیرانطباقی	–	-۰/۵۹**	۰/۱۹**	۰/۵۴**	۰/۵۳**
۲.طرحواره‌های هیجانی‌انطباقی		–	-۰/۱۰*	-۰/۶۰**	-۰/۶۶**
۳. نشخوار فکری			–	۰/۱۶**	۰/۱۸**
۴. اجتناب تجربی				–	۰/۶۴**
۵. افسردگی					–
میانگین	۷۰/۶	۴۹/۷	۳۸/۹	۲۰/۸	۱۶
انحراف معیار	۱۰/۳۱	۷/۵۷	۴/۵۸	۱۰/۴۴	۱۰/۷۲

* (p<۰/۰۵)، ** (p<۰/۰۱)

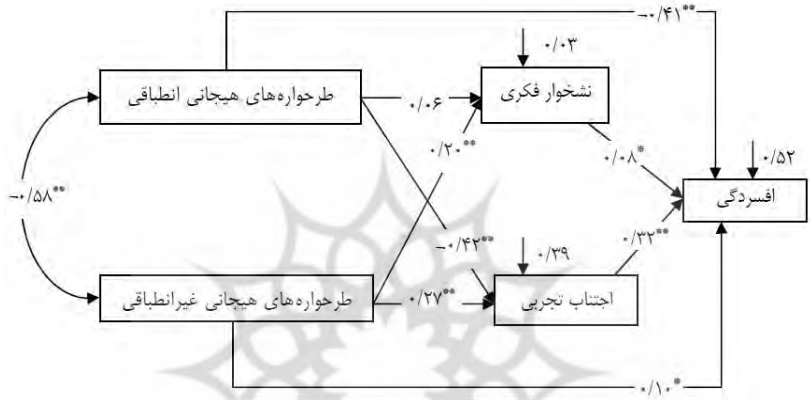
طبق جدول (۲) تمامی ضرایب همبستگی بین متغیرها معنادار است و دامنه ضریب همبستگی بین متغیرها از ۰/۱۰- (همبستگی بین نشخوار فکری و افسردگی) تا ۰/۶۴ (همبستگی بین اجتناب تجربی و افسردگی) پراکندگی دارد. هم‌چنین، همان‌طوری که میانگین افراد در پرسشنامه بک-دو (M=۱۶) نشان می‌دهد، شرکت‌کنندگان دارای افسردگی خفیف می‌باشند. در مرحله بعد ماتریس کوواریانس بین متغیرها بررسی شد که در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول (۳) ماتریس کوواریانس بین متغیرهای پژوهش

متغیرها	۱	۲	۳	٤	٥
۱.طرحواره‌های هیجانی غیرانطباقی	–	-۴۶/۲۳	۶/۶۰	۴۲/۳۷	۴۳/۲۱
۲.طرحواره‌های هیجانی‌انطباقی		–	-۳/۷۷	-۶۹/۶۴	-۷۳/۳۳
۳. نشخوار فکری			–	۷/۷۱	۸/۷۵
۴. اجتناب تجربی				–	۷۱/۶۹
۵. افسردگی					–

همان‌طوری که جدول (۳) نشان می‌دهد کوواریانس متغیرهای پژوهش از ۷۳/۳۳- تا ۷۱/۶۹ پراکندگی دارد. سپس برای بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم طرحواره‌های

هیجانی در قالب تحلیل مسیر ابتدا پیش‌فرض‌های روابط خطی میان متغیرها (از طریق نمودار پراکندگی)، عدم هم‌خطی چندگانه (۱/۸۷=بیشترین مقدار VIF، ۰/۹۵=بیشترین مقدار عامل تحمل) رعایت گردید. سپس ۲۴ داده پرت حذف گردید و تعداد نمونه برای تجزیه‌وتحلیل به ۴۳۹ نفر تقلیل یافت. شکل (۲) ضرایب استاندارد مسیرها را نشان می‌دهد.



شکل (۲) ضرایب استاندارد مسیرهای مستقیم در مدل پیشنهادی افسردگی؛ N=۴۳۹، df=۱، $^{**}p<۰/۰۰۰۱$ ، $^{*}p<۰/۰۵$

همان‌طوری که شکل یک نشان می‌دهد تنها مسیر مستقیم طرحواره‌های هیجانی انطباقی به نشخوار فکری معنادار نمی‌باشد ($p>۰/۰۵$). بیشترین ضریب استاندارد نیز به مسیر طرحواره‌های هیجانی انطباقی به اجتناب تجربی مربوط می‌شود ($\beta=-۰/۴۲$). هم‌چنین ۵۲ درصد از افسردگی، ۳۹ درصد از اجتناب تجربی و فقط ۰/۰۳ درصد از نشخوار فکری به‌وسیله این مدل تبیین می‌شود. در این پژوهش به‌منظور برآورد مدل از شاخص‌های مجذور خی (X2)، شاخص مجذور خی بر درجه آزادی (X2/DF)، شاخص نیکویی برازش[1] (GFI)، ریشه میانگین مجذورات خطای تقریب[2] (RMSEA)، شاخص برازش مقایسه‌ای[3] (CFI)، شاخص توکر-لویس[4] (TLI) و برازندگی هنجار شده بنتلر-

1- Goodness of Fit Index (GFI)
2- Root Mean Squared Error of Approximation (RMSEA)
3- Comparative Fit Index (CFI)
4- Tucker-Lewis (TLI)

بانت[3] (NFI) استفاده گردید. جدول (۴) مقادیر شاخص‌های برازش را نشان می‌دهد.

جدول (٤) شاخص‌های برازش مدل پیشنهادی

شاخص‌ها	مقادیر	دامنه مورد قبول	نتیجه
مجذور خی (X^2)	۳/۵۲	>۰/۰۵	
سطح معناداری (P .value)	۰/۰۶۱		مطلوب
مجذور خی بر درجه آزادی (X^2/DF)	۳/۵۲	<۵	مطلوب
شاخص نیکویی برازش (GFI)	۰/۹۹	>۰/۹۰	مطلوب
ریشه میانگین مجذورات خطای تقریب (RMSEA)	۰/۰۷۶	<۰/۱	مطلوب
شاخص برازش مقایسه‌ای (CFI)	۰/۹۹	>۰/۹۰	مطلوب
شاخص توکر–لویس (TLI)	۰/۹۶	>۰/۹۰	مطلوب
برازندگی هنجار شده بنتلر–بانت (NFI)	/۹۹	>۰/۹۰	مطلوب

همان‌طوری که جدول (۴) نشان می‌دهد مدل پیشنهادی برای افسردگی از برازش مطلوبی برخوردار می‌باشد.

برای ارزیابی اثرات غیرمستقیم مدل از دو روش بوت استراپ[4] و آماره سوبل[5] استفاده شد. جدول (۵) نیز مسیرهای غیرمستقیم طرحواره‌های هیجانی (انطباقی و غیرانطباقی) و میانجی‌گری نشخوار فکری و اجتناب تجربی را به‌وسیله روش بوت استراپ (با فاصله اطمینان ۹۵ درصد و ۵۰۰۰ بار نمونه‌گیری) و آماره سوبل نشان می‌دهد.

جدول (۵) مسیرهای غیرمستقیم در مدل پیشنهادی

جهت مسیرهای غیرمستقیم	خطای معیار	بوت	حد پایین	حد بالا	آماره سوبل	معناداری
طرحواره‌های هیجانی انطباقی -> -- نشخوار فکری ---> افسردگی	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶	-۰/۰۲۳	۰/۰۰۲	۱/۲۰	۰/۲۲
طرحواره‌های هیجانی انطباقی -> -- اجتناب تجربی ---> افسردگی	۰/۰۳۰	-۰/۲۰۹	-۰/۲۸۱	-۰/۱۵۹	۷/۵۱	۰/۰۰۱

1- Bentler–Bonett normed fit index (NFI 2- Bootstrpap
3- Sobel

ادامه جدول (۵)

جهت مسیرهای غیرمستقیم	خطای معیار	بوت	حد پایین	حد بالا	آماره سوبل	معناداری
طرحواره‌های هیجانی غیرانطباقی ---> نشخوار فکری ---> افسردگی	۰/۰۱۰۹	۰/۰۱۵۷	-۰/۰۰۰۹	۰/۰۴۲	۱/۵۱	۰/۱۳
طرحواره‌های هیجانی غیرانطباقی ---> اجتناب تجربی --->افسردگی	۰/۰۴۲۳	۰/۳۴۳	۰/۲۶۲	۰/۴۲۴	۸/۴۵	۰/۰۰۱

همان‌طوری که جدول (۵)نشان می‌دهد اجتناب تجربی بین طرحواره‌های هیجانی انطباقی و افسردگی نقش میانجی دارد چون حد پایین (۰/۱۵۹) و بالای (۰/۲۸۱-) بوت استراپ با فاصله اطمینان ۹۵ درصد صفر را شامل نمی‌شود و آماره سوبل نیز معنادار است (P<۰/۰۱). هم‌چنین اجتناب تجربی بین طرحواره‌های هیجانی غیرانطباقی انطباقی و افسردگی نقش میانجی دارد چون حد پایین (۰/۲۶۲) و بالای (۰/۴۲۴) بوت استراپ با فاصله اطمینان ۹۵ درصد صفر را شامل نمی‌شود و آماره سوبل نیز معنادار است (P<۰/۰۱). در حالی‌که نشخوار فکری نمی‌تواند به طور معناداری بین طرحواره‌های هیجانی و افسردگی میانجی‌گری کند چون داده‌های حد پایین و بالای بوت استراپ با فاصله اطمینان ۹۵ درصد صفر را شامل می‌شود و آماره سوبل نیز معنادار نیست (P>۰/۰۵).

بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه با هدف آزمون برازندگی مدل پیشنهادی برای افسردگی در جمعیت ایرانی صورت گرفت (شکل ۱) و شاخص‌های برازش نشان دادند که مدل پیشنهادی از برازش مطلوبی برخوردار می‌باشد. در این مطالعه رابطه طرحواره‌های هیجانی (انطباقی و غیرانطباقی) با نشخوار فکری، اجتناب تجربی و افسردگی معنادار بود. هم‌چنین تمامی متغیرها (طرحواره‌های هیجانی انطباقی و غیرانطباقی، نشخوار فکری و اجتناب تجربی) توانستند افسردگی را به‌صورت مستقیم پیش‌بینی کنند. در حالی‌که فقط اجتناب تجربی

توانست بین طرحواره‌های هیجانی و افسردگی به طور معناداری نقش میانجی داشته باشد.

معناداری اثر مستقیم طرحواره‌های هیجانی بر افسردگی در این مطالعه با پژوهش‌های زیادی از قبیل مطالعه خانزاده و همکاران، (۱۳۹۲)، جامی و همکاران (۱۳۹۳)، لیهی (۲۰۰۲)، سیلبرستین و همکاران (۲۰۱۲)، لیهی و همکاران (۲۰۱۲) یاووز و همکاران، (۲۰۱۱) باتماز و همکاران، (۲۰۱۴) همسو می‌باشد. در تبیین این یافته می‌توان گفت طبق مدل طرحواره‌های هیجانی (EMS) افراد افسرده بر این باورند که هیجان‌های ناخوشایند و دردسرساز به صورت نامحدودی ادامه یافته، کنترل‌ناپذیر است، اعتباریابی نمی‌شوند، قابلیت درک را ندارد و با کارکردهای آنها تداخل خواهند یافت، در نتیجه افسردگی را هر چه بیشتر تجربه خواهند کرد (لیهی، ۲۰۱۵). به‌عبارت دیگر محتوای منفی طرحواره‌های هیجانی و باورهای منفی فرد درباره هیجان به‌طور مستقیم آنها را به سوی افسردگی سوق می‌دهد (لیهی و همکاران، ۲۰۱۱). لیهی (۲۰۱۵) این باورها را ارزیابی‌های افسرده‌زا از هیجان می‌نامند. این عقیده مشابه مفهوم پایداری[1] و پیش‌بینی عاطفی[2] است که در آن بیماران پیش‌بینی می‌کنند هیجان‌های ناخوشایند و حتی خوشایند طولانی‌تر از آنچه که انتظار دارند ادامه خواهد یافت (ویلسون، ویتلی، می یرز، ژیلبرت و آکسوم[3]، ۲۰۰۰؛ به نقل از لیهی و همکاران، ۲۰۱۱). به‌علاوه، افراد افسرده اغلب، پاسخ‌های هیجانی خود را بر اساس تمایلات غیرقطعی خود تخمین می‌زنند و از آنجا به احساس خود کمتر یقین دارند حتی در صورت تجربه هیجان مثبت، پیش‌بینی منفی بیشتری انجام می‌دهند که منجر به پایداری افسردگی می‌گردد (لیهی، ۲۰۱۵). علت تحریف در این پیش‌بینی تداوم هیجانی که در افراد افسرده عمیق‌تر هم می‌باشد واضح نیست، ولی شاید نشان دهند فقدان توجه و به‌کارگیری راهبردهای مقابله‌ای مؤثر برای تنظیم عاطفی باشد (لیهی، ۲۰۱۲). از سوی دیگر، اگر فرد بر این باور باشد که دیگران هیجاناتش را می‌پذیرند (اعتباربخشی)، هیجاناتش دارای معنا و مفهوم است (قابل درک

1- durability
2- affective forecasting
3- Wilson, Wheatley, Meyers, Gilbert & Axsom

بودن) و یا در زندگی ارزش‌های برتری داشته باشد که تحمل هیجانات ناخوشایند را قابل تحمل کند (رنجش سودمند[1]) به‌جای تلاش برای سرکوب سعی خواهد کرد آنها را بپذیرد و بدین شکل احتمال ابتلا به اختلال‌های روانشناختی کاهش خواهد یافت (لیهی و همکاران، ۲۰۱۱).

از دیگر یافته‌های این پژوهش معناداری اثر مستقیم نشخوار فکری بر افسردگی بود که با یافته‌های زیادی (مثل، باقری‌نژاد و همکاران، ۱۳۸۹؛ کندی و همکاران،۲۰۱۴؛ رایز[2]، ۲۰۱۰؛ مک‌لاگین و نالن‌هاکسما، ۲۰۱۱؛ اوریو و همکاران، ۲۰۱۴) همخوانی می‌باشد. برای تبیین اثر نشخوار فکری بر افسردگی نالن‌هاکسما (۱۹۹۱؛ به نقل از ولز، ۲۰۰۹) نظریه سبک پاسخ نشخواری را ابداع کرده است. در این نظریه پاسخ‌های نشخواری می‌تواند به‌عنوان افکار تکرار شونده و رفتارهایی تعریف شود که توجه فرد افسرده را بر علائم افسردگی، دلایل و پیامدهای آن متمرکز می‌کند. برای نمونه، تمرکز بر احساس بی‌انگیختگی (احساس می‌کنم دوست ندارم کاری انجام دهم)، تمرکز برای یافتن دلیل افسردگی (چه اشتباهی از من سرزده که چنین احساسی دارم) و نگرانی درباره پیامدهای علائم (وقتی چنین احساسی دارم نمی توانم کارهایم را انجام دهم). در این نظریه تأکید می‌شود که پاسخ‌های نشخواری نقطه مقابل حل‌مسئله مؤثر و ساختار یافته است، یعنی، مانع بروز رفتارهای مؤثری می‌شود که می‌توانند به درمان افسردگی کمک کنند. هم‌چنین، ولز (۲۰۰۹) در توضیح نحوه تأثیر نشخوار فکری بر افسرگی، بیان می‌کند که افراد به این دلیل به نشخواری روی می‌آورند که می‌خواهند دلیل افسردگی خود را بیابند. ولی وقتی درگیر نشخوار فکری می‌شوند علاوه بر اینکه از یافتن علت افسردگی خود ناتوان می‌شوند بلکه باعث افزایش آگاهی فرد از مشکلاتشان می‌گردد و همزمان باعث می‌شود افراد از ارایه یک راه‌حل مناسب به این مشکل عاجز باشند و از تغییر آنها احساس ناامیدی کنند و در نتیجه منجر به حفظ چرخه افسردگی گردد. در صورت ادامه به نشخوار فکری باورهای منفی درباه نشخوار فکری و افسردگی فعال می‌شوند

1- Constructive Discomfort 2- Raes

و افراد فکر می‌کنند که افسردگی و نشخوار فکری برای آنها موضوعات خطرناکی را به همراه دارد بدین طریق آشفتگی هیجانی افراد تشدید یافته و تدام پیدا می‌کند.

هم‌چنین در پژوهش حاضر اجتناب تجربی اثر مستقیم و معناداری بر افسردگی داشت که پژوهش‌های اوتنبریت و همکاران (۲۰۱۴)؛ بیگلانو همکاران، (۲۰۱۵) مک کراکن و همکاران (۲۰۱۵) و بروک میر و همکاران (۲۰۱۵) هماهنگ می‌باشد. در تبیین اثر اجتناب تجربی بر افسردگی دیدگاه‌های رفتاری اجتناب را همواره با محرومیت از پاداش و تقویت مفهوم‌بندی می‌کنند و معتقدند که اجتناب از طریق کاهش پاداش بر افسردگی اثر می‌گذارد چون اجتناب تجربی را مانند نشخوار فکری یک راهبرد مقابله‌ای در نظر می‌گیرند که ناکارآمد بوده و منجر به کاهش دریافت پاداش می‌گردد (کارکلا و پانایوتو[1]، ۲۰۱۱). در این رابطه، فلکسمن و همکاران (۲۰۱۱) معتقدند که یکی از اساسی‌ترین جنبه‌های انعطاف‌پذیری روانشناختی (حالت عکس اجتناب تجربی) ارزشمند زیستن می‌باشد. ارزشمند زیستن تأکید بر فرایندهای رفتاری است که همسو با ارزش‌های فرد است. از دیدگاه آنها ارزشمند زیستن را می‌توان شیوه‌های پاسخگویی قلمداد کرد که تماس با منابع نسبتاً پایدار تقویت (کلامی یا غیرکلامی) را افزایش می‌دهند (فکسمن و همکاران، ۲۰۱۱) بنابراین، افزایش اجتناب تجربی تماس با منابع نسبتاً پایدار تقویت محدود می‌کند. به‌صورت کلی اجتناب تجربی به‌صورت تقویت منفی به فرد اجازه تجربه هیجانات و افکار ناخوشایند و به چالش کشیدن آنها را نمی‌دهد در نتیجه هیجانات و افکار ناخوشایند مجدداً و با شدت بیشتری ظاهر می‌شوند (فلکسمن و همکاران، ۲۰۱۱).

به‌علاوه، این مطالعه نشان داد که اجتناب تجربی می‌تواند به‌طور معناداری بین طرحواره‌های هیجانی و افسردگی میانجی‌گری کند این یافته با نتایج یانگ و همکاران (۲۰۰۳)، لیهی (۲۰۱۵) و لیهی و همکاران (۲۰۱۱) همخوان می‌باشد. در تبیین این یافته می‌توان گفت طرحواره‌های هیجانی به‌صورت غیرمستقیم از طریق گسترش راهبردهای مقابله‌ای اجتناب منجر به تداوم تجربه بیمارگون[2] می‌گردند (لیهی، ۲۰۱۵). در الگوی

1- Karekla & Panayiotou
2- pathological

طرحواره هیجانی (ESM)، افراد از نظر تفسیر و ارزیابی‌هایی که از تجربه هیجانی خود به عمل می آوردند با یکدیگر تفاوت داشته و ممکن است با راهبردهای رفتاری مثل اجتناب تجربی (مانند سرکوبی، گریز و اجتناب)، بکوشند با هیجان های خود مقابله کنند. در این مدل افراد بعد از تجربه هیجانی به آن توجه می‌کنند سپس برچسب‌زنی هیجانی را انجام می‌دهند و در نهایت به ارزیابی آن می‌پردازند. اگر این ارزیابی‌ها منفی باشد (تجربه طرحواره‌های هیجانی غیرانطباقی) اجتناب تجربی رخ خواهد داد و افراد مستعد اختلال روانشناختی می‌شوند اما اگر ارزیابی‌ها مثبت باشد (طرحواره‌های هیجانی انطباقی) فرد هیجان را طبیعی قلمداد می‌کند (لیهی و همکاران، ۲۰۱۱). به‌عبارت دیگر، لیهی (۲۰۱۲) معتقد است که طرحواره‌های هیجانی انطباقی منجر به افزایش ذهن‌آگاهی[1] لحظه به لحظه (کاهش اجتناب تجربی)، پذیرش و تجربه باز هیجانات می‌شود و از این طریق افراد را در برابر آسیب‌های روانشناختی مقاوم می‌کند. درحالی‌که طرحواره‌های هیجانی غیرانطباقی از طریق راهبرد مقابله‌ای اجتناب در کوتاه‌مدت منجر به آسودگی روانی افراد می‌گردد ولی در درازمدت منجر به پایداری آسیب‌های روانشناختی می‌شود (هایز و همکارن، ۱۹۹۹؛ به نقل از لیهی و همکاران، ۲۰۱۱). در همین راستا، یانگ و همکاران (۲۰۰۳) نیز معتقدند که طرحواره‌ها از طریق گسترش راهبردهای مقابله‌ای رفتاری، شناختی و هیجانی منجر به پریشانی روانی می‌گردد یعنی بعد از فعال شدن طرحواره فرد از روش‌های مقابله اجتناب استفاده می‌کند که منجر به تقویت بیشتر طرحواره می‌گردد.

اما در این مطالعه نشخوار فکری نتوانست بین طرحواره‌های هیجانی و افسردگی میانجی‌گری کند که با پژوهش‌های کالویت (۲۰۱۴)، کالویت و همکاران، (۲۰۱۴)، اوریو و همکاران، (۲۰۱۴) ناهمخوان می‌باشد. این ناهمسویی می‌تواند ناشی نوع نمونه باشد چرا که در سه مطالعه یاد شده از نوجوان غیربالینی دختر و پسر استفاده شده در حالی‌که در پژوهش حاضر، نمونه بالینی بزرگسال و فقط دختر مورد مـطالعه قرار گرفت. همچنین

1- mindfulness

بخشی از این ناهمخوانی می‌تواند ناشی از بکارگیری ابزارهای متفاوت برای سنجش طرحواره باشد. چون در سه پژوهش مذکور فقط از طرحواره‌های حوزه بریدگی و طرد یانگ و همکاران (۲۰۰۳) استفاده شده که بیشتر جنبه شناختی دارند ولی در این مطالعه از طرحواره‌های هیجانی استفاده شده بیشتر جنبه هیجانی دارند.

به‌صورت کلی، این پژوهش نشان داد که طرحواره‌های هیجانی، نشخوار فکری و اجتناب تجربی اثر مستقیم و معناداری بر افسردگی دارند ولی فقط اجتناب تجربی توانست بین طرحواره‌های هیجانی و افسردگی نقش میانجی داشته باشد بنابراین، در درمان افسرگی بهتر است بر نقش آن بیشتر توجه گردد. این پژوهش خالی از محدودیت نبود که برخی از آنها عبارت‌اند از: استفاده از ابزارهای خودسنجی که احتمال سوگیری بیشتری دارند، استفاده از دخترها به‌عنوان نمونه و چشم پوشی از پسرها، هم‌چنین در این مطالعه بیشتر افراد شرکت‌کننده سابقه افسردگی داشتند و درحال حاضر افسردگی را تجربه نمی‌کردند. لذا پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی از این محدودیت‌ها چشم‌پوشی شود و برازش مدل پیشنهادی در افراد بالینی و غیربالینی مورد مقایسه قرار بگیرد. هم‌چنین از آنجا متغیرهای به‌کارگرفته‌شده در این پژوهش فراتشخیصی هستند این مدل را می‌توان در سایر اختلالات روانی مورد آزمون قرار داد.

تاریخ دریافت نسخه اولیه مقاله: ۱۳۹۵/۰۳/۰۸
تاریخ دریافت نسخه نهایی مقاله: ۱۳۹۵/۰۹/۱۵
تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۵/۱۲/۱۹

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

باقری‌نژاد، مینا؛ صالحی فدردی، جواد و محمود طباطبایی (۱۳۸۹). رابطه بین نشخوار فکری و افسردگی در نمونه‌ای از دانشجویان ایرانی، **مطالعات تربیتی و روانشناسی**، ۱۱(۱)، ۳۸-۲۱.

جامی، دشتبان؛ بیاضی، حسین؛ زعیمی، حسین و سیدکاوه حجت (۱۳۹۲). بررسی رابطه طرحواره‌های هیجانی و باورهای فراشناختی با افسردگی در مراجعه‌کنندگان به مراکز خدمات روانشناختی و مشاوره‌ایی شهرستان تربت جام، **مجله دانشگاه علوم پزشکی خراسان شمالی**، ۶(۲)، ۳۰۵-۲۹۷.

حسنوندی، صبا؛ ولی‌زاده، مهدی؛ مهناز مهرابی‌زاده هنرمند (۱۳۹۲). اثربخشی درمان فراشناختی به شیوه گروهی بر علایم افسردگی و نشخوار فکری، **مجله اصول بهداشت روانی**، ۱۵(۱)، ۸۱-۷۱.

خانزاده، مصطفی؛ ادریسی، فروغ؛ محمدخوانی، شهرام و محسن سعیدیان (۱۳۹۲). بررسی ساختار عاملی و مشخصات روانسنجی مقیاس طرحواره‌های هیجانی بر روی دانشجویان، **فصلنامه روانشناسی بالینی**، ۱۱، ۱۱۹-۹۲.

دابسون، استفان و پروانه محمدخوانی (۱۳۸۶). مختصات روانسنجی پرسشنامه افسردگی -۲ در مبتلایان به افسردگی اساسی در دوره بهبودی نسبی، ***توانبخشی***، (۸)، ۸۶-۸۰.

رجبی، غلامرضا؛ عطاری، یوسف و جمال حقیقی (۱۳۸۰). تحلیل عاملی سوال‌های پرسشنامه بک بر روی دانشجویان پسر دانشگاه شهید چمران اهواز، **مجله علوم تربیتی و روانشناسی**، ۸، ۴۹-۶۶.

رضایی، مهدی؛ قدم‌پور، عزت‌اله؛ رضایی، مظاهر و رضا کاظمی (۱۳۹۴). اثربخشی طرحواره درمانی هیجانی (EST) بر اندیشناکی و شدت افسردگی بیماران مبتلا به افسردگی اساسی، **فصلنامه روانشناسی بالینی**، ۴، صص ۵۸-۴۵.

عباسی، ایمانه؛ فتی، لادن؛ مولودی، رضا و حمید ضرابی (۱۳۹۱). کفایت روانسنجی نسخه فارسی پرسشنامه پذیرش و عمل- نسخه دوم، **مجله روش‌ها و مدل‌های روانشناختی**، ۱۰، ۸۰-۶۵.

Batmaz, S., Kaymak, S.U., Kocbiyik, S. & Turkcapar, M.H. (2014). Metacognitions and emotional schemas: a new cognitive perspective for the distinction between unipolar and bipolar depression, *Comprehensive Psychiatry*, 55(7), 546–1555.

Beck, A.T., Steer, R.A., & Brown, G.K. (2000). *Manual of the Beck inventory-II*, SanAntonio TX: The psychlogicol corporation.

Biglan, A., Gau, J.M., Jones, L.B., Hinds, E., Rusby, J.C., Cody, C., Sprague, J. (2015). The role of experiential avoidance in the relationship between family conflict and depression among early adolescents, *Journal of Contextual Behavioral Science*, 4, 30-36.

Bond, F.W., Hayes, S.C., Baer, R.A., Carpenter, K,M., Guenole, N., Orcutt, H.K. (2011). Preliminary Psychometric Properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: A Revised Measure oF Psychological Inflexibility and Experiential Avoidance, *Behavior Therapy*, 4(42):676-688.

Brockmeyer, T., Kulessa, D., Hautzinger, M., Bents, H., Backenstrass. M. (2015). Differentiating early onset chronic depression from episodic depression in terms of cognitive-behavioral and emotional avoidance, *Journal of Affective Disorders*, 175, 418-423.

Calvete, E. (2014). Emotional abuse as a predictor of early maladaptive schemas in adolescents: Contributions to the development of depressive and social anxiety symptoms, *Child Abuse & Neglect*, 38, 735-746.

Calvete, F., Orue, I., Hankin, B.L. (2013). Transactional Relationships among Cognitive Vulnerabilities, Stressors, and Depressive Symptoms in Adolescence, *J Abnormal Child Psychology*, 41, 399-410.

Candea, D.M., Matu, S.A., & Szentagotai, A. (2014). Individual differences in shame proneness and trait rumination as predictors of depressive symptoms, *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 127, 277-281.

Eisma, C.C., Rinck, M., Stroebe, M. S., Schut, H. A. W., Boelen, P. A., Stroebe, W., van den, J. (2015). Rumination and implicit avoidance following bereavement: An approach avoidance task investigation, *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 47, 84-91

Flaxman, P.E., Blackledge, J.T., Bond, F.W. (2011). *Acceptance and commitment therapy: distinctive and features*, London: Routledge.

Karekla, M., Panayiotou, G. (2011). Coping and experiential avoidance: Unique or overlapping constructs? *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 42, 163-170.

Leahy, R.L. (2002). Model of emotional schemas, *Cognitive and Behavioral Practice*, 9, 177-190.

Leahy, R.L. (2007). Emotional schemas and self-help: Homework compliance and obsessive-compulsive disorder, *Cognitive and Behavioral Practice, 14*(3), 297-302.

Leahy, R. L. (2015). *Emotional Schema Therapy*, New York: Guilford Press.

Leahy, R.L. (2012). Introduction: Emotional Schemas, Emotion Regulation, and Psychopathology. *International Journal of Cognitive Therapy*, 5, 359–361.

Leahy, R.L., Tirch, D.D., & Melwani, P.S. (2012). Processes Underlying Depression: Risk Aversion, Emotional Schemas, and Psychological Flexibility, *International Journal of Cognitive Therapy*, 5(4), 362 379.

Leahy, R. L., Tirch, D., & Napolitano, L. A. (2011). *Emotion Regulation in Psychotherapy: A Practitioner's Guide*, New York: Guilford press.

Ma S. Helen; Teasdale, John D. Mindfulness based cognitive therapy for depression: Replication and Exploration of Differential Relapse Prevention Effects, *J of Consulting and Clinical Psychology*, 2004,72(1): 31-40.

Maffei, C., Fossati, A., Agostoni, I., Donati, D., Namia, C., Novella, L., Petrachi, M. (1997). Inter-rater reliability and internal consistency of the structured clinical interview for DSM-IV Axis II personality disorders (SCID-II), version 2.0., *Journal of Personality Disorders*, 11, 279- 84.

McCracken, L.M., Barker, E., Chilcot, J. (2015). Decentering, rumination, cognitive defusion, and psychological flexibility in people with chronic pain, *Behavior Medicn*, 37, 1215-1225.

McLaughlin, K.A., Nolen-Hoeksema, S. (2011). Rumination as a transdiagnostic factor in depression and anxiety, *Behavior Research and Therapy*, 49(3), 186-193.

Nolen–Hoeksema, S. & Davis, C.G. (1999). "Thanks for sharing that": Ruminators and their social support networks, *Journal of Personality and Social Psychology*, 77, 801-814.

Orue, I., Calvete, E. & Padilla, P. (2014). Brooding rumination as a mediator in the relation between early maladaptive schemas and symptoms of depression and social anxiety in adolescents, *Journal of Adolescence*, 37, 1281-1291.

Raes, F., (2010). Rumination and worry as mediators of the relationship between self-compassion and depression and anxiety, *Personality and Individual Differences*, 48, 757–761.

Silberstein, L.R., Tirch, D. & Leahy, R.L. (2012). Mindfulness, Psychological Flexibility and Emotional Schemas, *International Journal of Cognitive Therapy*, 5(4), 406–419.

Wells, A. (2009). *Metacognitive therapy for anxiety and depression*, New York: Guilford Press.

Yavuz, K.F., Türkçapar, M.H., Demirel, B., & Karadere, E. (2011). Adaptation, Validity and Reliability of The Leahy Emotional Schema Scale Turkish Version Based on Turkish University students and workers, *Journal of Psychiatry and Neurological Sciences*, 24, 273-282.

Young, J.E., Klosko, J.S., & Weishaar, M.E. (2003). *Schema therapy: A practitioner's guide*, New York: Guilford Press.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی