

October–November 2020, Volume 9, Issue 5

The Mediating Role of Cognitive Bias in Explaining the Correlation Between Behavioral Activation system and Behavioral Inhibition System with Depression

Afsanh Farashbandi¹, Fariba Hafezi^{2*}, Zahra Eftekhari Saad³, Alireza Heidarie⁴

1- PhD Student, Department of Psychology, Khuzestan Science and Research Branch, Islamic Azad University, Ahvaz, Iran. /Department of Psychology, Ahvaz Branch, Islamic Azad University, Ahvaz, Iran.

2- Assistant Professor, Department of Psychology, Ahvaz Branch, Islamic Azad University, Ahvaz, Iran
(Corresponding Author)

Email: Febram315@yahoo.com

3- Assistant Professor, Department of Psychology, Ahvaz Branch, Islamic Azad University, Ahvaz, Iran.

4- Associate Professor, Department of Psychology, Ahvaz Branch, Islamic Azad University, Ahvaz, Iran

Received: 5 April 2020

Accepted: 28 July 2020

Abstract

Introduction: Depression is one of the most common mental disorders. Exploring the vulnerabilities of this disorder and how these factors relate to each other remains a major issue in mental health. The aim of this study was to determine the mediating role of cognitive bias in explaining the correlation between behavioral activation system and behavioral inhibition with depression.

Methods: The present research method is descriptive-correlational. The statistical population of the study included students of Islamic Azad University of Ahvaz in the academic year of 2017. Among them, 200 people were selected by purposive sampling method. Data collection was done through “Dysfunctional Attitude Scale” (DAS-26), “Behavioral Inhibition / Behavioral Activation Scales” (BIS / BAS) and “Beck Depression Inventory” (BDI-13). The content validity ratio and reliability was calculated by calculating Cronbach's alpha coefficient. For the analysis, SPSS. 21 and LISREL software were used.

Results: The evaluation of the structural model using statistical indicators showed that behavioral inhibition had a significant correlation on depression ($\beta=0.46$, $P < 0.01$). Direct effect of behavioral activation system on major depressive disorder beta coefficient $\beta=-0.55$ and the direct effect of cognitive bias on major depressive disorder beta coefficient $\beta=0.42$, none of which are significant ($p < 0.01$). So it can be claimed that the hypothetical model can have better relationships than the competing model. Explain among research variables.

Conclusions: Cognitive bias is an intermediate variable in relation to behavioral activation and behavioral inhibition with depression, and by controlling this variable, the role of behavioral activation and behavioral inhibition on depressive symptoms can be controlled. It is recommended that psychotherapists be better treated during psychotherapy by changing the way information is processed.

Keywords: Behavioral Activation and Inhibition System, Depressive Disorder, Bias.

نقش میانجی سوگیری شناختی در تبیین همبستگی بین سیستم فعال سازی رفتاری و سیستم بازدارنده رفتاری با افسردگی

افسانه فراشبندی^۱، فریبا حافظی^{۲*}، زهرا افتخار صعاد^۳، علیرضا حیدری^۴

۱- دانشجوی دکتری، گروه روان‌شناسی، واحد علوم و تحقیقات خوزستان، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران. / گروه روان‌شناسی، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران.

۲- استادیار، گروه روان‌شناسی، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران (نویسنده مسئول)

ایمیل: Febram315@yahoo.com

۳- استادیار، گروه روان‌شناسی، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران.

۴- دانشیار، گروه روان‌شناسی، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران.

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۵/۷

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱/۱۷

چکیده

مقدمه: افسردگی از شایع‌ترین اختلالات روانی است. کاوش عوامل آسیب‌پذیری این اختلال و نحوه رابطه این عوامل با یکدیگر همچنان به عنوان مسئله‌ای اساسی در سلامت روانی مطرح است. هدف از پژوهش حاضر تعیین نقش میانجی سوگیری شناختی در تبیین همبستگی بین سیستم فعال‌سازی رفتاری و بازدارنده رفتاری با افسردگی است.

روش کار: روش پژوهش حاضر توصیفی - همبستگی است. جامعه آماری پژوهش شامل دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی اهواز در سال تحصیلی ۱۳۹۶ بود. که از بین آن‌ها ۲۰۰ تن با روش نمونه‌گیری نمونه‌گیری هدفمند انتخاب شدند. جمع‌آوری داده‌های پژوهش با "مقیاس نگرش ناکارآمد" (DAS-26) (Dysfunctional Attitude Scale) "مقیاس‌های بازدارنده/فعال‌سازی رفتاری" (BIS/) (Behavioral Inhibition/Behavioral Activation Scales) و "سیاهه افسردگی بک" (BDI-13) (Beck Depression Inventory)، انجام گرفت. نسبت روایی محتوا و پایایی با محاسبه ضریب آلفای کرونباخ انجام شد. برای تحلیل داده‌ها از نرم افزار اسپس اس نسخه ۲۱ و لیزرل استفاده شد.

یافته‌ها: الگوی معادلات ساختاری با استفاده از شاخص‌های آماری نشان داد بازدارنده رفتاری دارای همبستگی معنادار بر روی افسردگی ($\beta = 0.46, P < 0.01$) است. همبستگی مستقیم فعال‌سازی رفتاری با افسردگی ضریب بتای $\beta = -0.55$ معنادار و همبستگی مستقیم سوگیری شناختی با افسردگی دارای ضریب بتای $\beta = 0.42$ که هیچ‌کدام در سطح $P < 0.01$ معنادار نیستند. بنابراین، می‌توان مدعی شد که الگوی فرضی نسبت به الگوی رقیب، بهتر می‌تواند روابط بین متغیرهای پژوهش را تبیین کند.

نتیجه‌گیری: سوگیری شناختی یک متغیر واسطه‌ای در رابطه فعال‌سازی رفتاری و بازدارنده رفتاری با افسردگی محسوب می‌شود و با کنترل این متغیر می‌توان نقش فعال‌سازی رفتاری و بازدارنده رفتاری را بر علایم افسردگی کنترل نمود. پیشنهاد می‌شود در جریان روان‌درمانی با تغییر نحوه پردازش اطلاعات، افراد افسرده را بهتر درمان کرد.

کلید واژه‌ها: فعال‌سازی و بازدارنده رفتاری، افسردگی، سوگیری.

امروزه، افسردگی از شایع‌ترین اختلالات روانی و معضل عمومی زندگی بشر است [۱]. افسردگی در بین اختلالات روان پزشکی بالاترین شیوع طول عمر (حدود ۱۷ درصد) را داشته و داده‌های موجود حاکی از آن است که متوسط سن شروع افسردگی حدود ۴۰ سالگی است و حدود ۵۰ درصد از کل این افراد بیماری آن‌ها در سنین ۲۰ تا ۵۰ سالگی شروع می‌شود [۲]. ویژگی اصلی این اختلال، یک دوره زمان حداقل دو هفته‌ای است که در ضمن آن، خلق افسرده، بی‌علاقگی و یا فقدان احساس لذت تقریباً در همه فعالیت‌ها وجود دارد [۳]. اگرچه امروزه پیشرفت‌های قابل ملاحظه‌ای در تشخیص و درمان افسردگی حاصل شده است، اما هنوز وجود کاوش عوامل آسیب‌پذیری این اختلال و نحوه رابطه و تعامل این عوامل با همدیگر همچنان به عنوان مسئله‌ای اساسی در سلامت روانی باقی مانده است [۴]. در طی سالیان متمادی، پژوهشگران عوامل آسیب‌پذیری [۵] و درمان [۶] برای این اختلال روانی شناسایی کرده‌اند. اما مسئله‌ای که از اهمیت فراوانی برخوردار است، چگونگی قرارگیری این عوامل در ساختار الگویی فراگیر است که بتواند شکل‌گیری و تداوم این اختلال را به خوبی تبیین کند [۷]. اشکال مختلف آسیب‌شناسی روانی به وسیله الگوهای خاصی از نقص در پاداش و تنبیه مشخص می‌شود [۸]. عموماً پژوهش در این حوزه بر سیستم فعال‌سازی رفتاری (Behavioral Activation System) (BAS) و سیستم بازداری رفتاری (Behavioral Inhibition System) (BIS) که به عنوان نظام‌های عصب رفتاری عمده شناخته می‌شوند، تمرکز دارند [۹]. سیستم بازداری رفتاری، به عنوان نظام انگیزشی مرتبط با حساسیت نسبت به محرک‌های تنبیه، حذف پاداش و محرک‌های جدید تعریف شده است. در مقابل سیستم فعال‌سازی رفتاری، نظامی انگیزشی قلمداد می‌شود که به محرک‌های پاداش یا حذف تنبیه واکنش نشان می‌دهد [۱۰]. برخی پژوهش‌ها افسردگی را با فعالیت اندک نظام‌های پاداش مرتبط دانسته‌اند به این معنی که افسردگی را حاصل فعل و انفعالاتی مغزی می‌دانند که کاهش تمایل به محرک‌های خوشایند را به دنبال دارد [۱۱، ۷]. علاوه بر این، شواهد تجربی وجود دارد که نشان می‌دهد افراد مبتلا به افسردگی تنبیه بیش‌فعالی داشتند، که نشان دهنده افزایش حساسیت در مقابل محرک‌های آزار دهنده است [۱۲]. این نظام‌های پاداش و تنبیه

مشابه فعال‌سازی رفتاری و بازداری رفتاری می‌باشد [۱۳]. در واقع گرایش‌های ذاتی فعال‌سازی رفتاری و بازداری رفتاری به صورت سبک‌های هیجانی بروز پیدا کرده و در نهایت منجر به اختلالات هیجانی و خلقی می‌شود [۱۴]. نتایج مطالعه عصفوری و همکاران حاکی از آن بود که نمره‌ها پایین در فعال‌سازی رفتاری با شدت افسردگی همبستگی دارد [۱۵]. در مطالعه Jiang & Zhao نشان داده شد که بازداری رفتاری بالا یک عامل آسیب‌پذیری برای افسردگی است [۱۶]. Joormann & Gotlib نقش محوری را به فعال‌سازی رفتاری می‌دهند و معتقدند فعالیت کم فعال‌سازی رفتاری، کاهش عاطفه مثبت را در پی داشته و مشخصه ویژه افسردگی است [۱۷].

با در نظر گرفتن نتایج این پژوهش‌ها، به نظر می‌رسد که نظام‌های مغزی رفتاری، الگوی فعالیت مشخصی در افراد افسرده دارای بازداری رفتاری بیش فعال و فعال‌سازی رفتاری کم فعال می‌باشد. از سویی، ماهیت به هم پیوسته‌ی فعال‌سازی رفتاری و بازداری رفتاری می‌تواند مکمل این الگو باشد [۱۸]. در واقع فعال‌سازی رفتاری و بازداری رفتاری نقش متقابلی با هم داشته و تحت شرایط خاص با هم تشریک مساعی می‌کنند. از این رو فعال‌سازی رفتاری و بازداری رفتاری باید همراه با هم و همزمان وارد چهارچوبی از الگوی روابط با افسردگی شوند. اگرچه بین حساسیت فعال‌سازی رفتاری و بازداری رفتاری و آسیب‌روانی رابطه مسلمی وجود دارد، با این حال شواهد حاکی از آن است که روابط مستقیم فقط به طور نسبی می‌تواند تبیین‌گر این رابطه باشد [۱۷]. در واقع به نظر می‌رسد که الگوهای تعاملی پیچیده می‌توانند این رابطه را تبیین کنند [۱۹]. از این رو درک سازوکار مداخله‌ای و واسطه‌ای افسردگی به شناخت بیشتر، ماهیت این اختلال و درک سازوکار سبب‌شناسی آن کمک می‌کند.

یکی از سازه‌های مهمی که می‌تواند تأثیر نظام‌های مغزی- رفتاری بر افسردگی را واسطه‌گری کند، سوگیری شناختی یا پردازش شناختی منفی است. نتایج پژوهش‌ها نشان دادند که هم فعال‌سازی رفتاری و هم بازداری رفتاری در پردازش اطلاعات شناختی نقش داشته و می‌توانند سوگیری در پردازش اطلاعات را پیش‌بینی کنند [۲۰]. فعال‌سازی رفتاری و بازداری رفتاری خود نوعی سوگیری زیستی - شخصیتی محسوب می‌شوند که باعث پردازش اشتباه اطلاعات محیطی می‌شود [۲۱]. در افسردگی،

سوگیری در پردازش شناختی تابع نگرش ها و باورهای ناکارآمد زیربنایی است. باورها و مفروضه های ناسازگار فرد، نوعی فیلتر ذهنی شکل می دهد که فقط به اطلاعاتی اجازه پردازش خواهد داد که مطابق با این باورها باشد [۲۲]. نتایج مطالعه عصفوری و همکاران [۱۵] نشان داد که بازداری رفتاری و فعال سازی رفتاری همبستگی معناداری بر روی افسردگی به واسطه سوگیری شناختی دارند. همچنین در پژوهش Li و همکاران [۲۳] نشان داده شد که بازداری رفتاری و فعال سازی رفتاری و تنظیم هیجانی با افسردگی همبستگی دارد. Gottlieb & Jorman [۱۷] در مطالعه خود نشان دادند که بازداری رفتاری و فعال سازی رفتاری با میانجی گری تنظیم هیجانی با افسردگی همبستگی دارد. این یافته ها نشان می دهد همبستگی مستقیم بین متغیرهای پژوهش از حمایت پژوهشی کافی برخوردار است؛ با این حال در جستجوهای انجام شده توسط نویسندگان مطالعه حاضر، مطالعه ای که به ارزیابی همبستگی فعال سازی رفتاری و بازداری رفتاری با افسردگی با میانجیگری سوگیری شناختی پردازد، یافت نشد. به دلیل محدود بودن پژوهش های انجام شده در این زمینه و همچنین به دلیل اینکه افسردگی با آسیب روانی و مشکلات رفتاری همراه است، برای درک بهتر علل بروز و تداوم این اختلال، مطالعه حاضر باهدف تعیین نقش میانجی سوگیری شناختی در تبیین همبستگی بین سیستم فعال سازی رفتاری و سیستم بازداری رفتاری با افسردگی انجام شد.

روش کار

پژوهش حاضر توصیفی- همبستگی بود. جامعه پژوهش دانشجویان دانشگاه آزاد اهواز در سال تحصیلی ۱۳۹۶ بودند. در این پژوهش با توجه به این که در معادلات ساختاری حداقل تعداد نمونه باید ۲۰۰ مورد باید باشد و همچنین دستیابی به توان آماری کافی و برآوردهای دقیق، حداقل تعداد نمونه های ۲۰۰ تن لازم است، [۲۴]. لذا تعداد ۲۰۰ دانشجو به روش نمونه گیری هدفمند انتخاب شدند. به اینصورت که ابتدا یک فراخوان جهت شرکت در پژوهش در مرکز مشاوره دانشجویی دانشگاه داده شد. سپس از افراد داوطلب مصاحبه و "سیاهه افسردگی بک" گرفته شد و دانشجویان دارای معیار ورود انتخاب شدند و نمونه گیری تا جایی ادامه پیدا کرد که تعداد ۲۰۰ تن انتخاب شدند و پس از آن نمونه گیری متوقف شد. معیارهای ورود به پژوهش

عبارت بودند کسب نمره برش بالاتر از ۳۰ در "سیاهه افسردگی بک"، اشتغال به تحصیل در مقطع کارشناسی شامل دانشجویانی که در هنگام انجام طرح حداقل دوترم تحصیلی خود را در دانشگاه گذرانده باشند، دامنه سنی بین ۱۹ تا ۳۰ سال، بود. ملاک های خروج از مطالعه شامل دانشجویانی که در حال استفاده از داروهای آرامبخش بودند. در این پژوهش ۲۰۰ تن بود، به گونه ای که با استفاده از روش نمونه گیری به روش نمونه گیری هدفمند انتخاب شدند. جمع آوری داده ها با ابزارهای ذیل انجام شد.

برای سنجش سوگیری شناختی از "مقیاس نگرش ناکارآمد" (DAS-26) (Dysfunctional Attitude Scales) Weissman & Beck استفاده شد. این مقیاس توسط Weissman & Beck در سال ۱۹۷۸ طراحی شد [۲۵]. این مقیاس دارای ۲۶ عبارت است که چهار عامل کمال طلبی (perfection)، نیاز به تایید دیگران (need approval from others)، نیاز به راضی کردن دیگران (need to please others) و آسیب پذیری (vulnerability) را اندازه گیری و بر اساس نظریه شناختی Beck مورد ارزیابی قرار می دهد. نمره گذاری در این مقیاس آزمودنی بر اساس مقیاس لیکرت ۷ درجه ای (۷=کاملا موافقم و ۱=کاملا مخالفم) به آن پاسخ می دهد. حداقل نمره ۲۶ و حداکثر نمره ۱۸۲ است [۲۵]. Weissman & Beck روایی ملاک بر روی ۳۰۰ دانشجو از یکی از دانشگاه های انگلستان، از طریق همبستگی آن با "جدول مصاحبه بالینی" (Clinical Interview Schedule) ۰/۴۱ و با "پرسشنامه سلامت عمومی" (General Health Questioner) (۰/۴۵) و پایایی به روش محاسبه ضریب آلفای کرونباخ ۰/۶۸ و نیز ثبات مقیاس با روش آزمون مجدد با فاصله سه هفته برای این مقیاس ۰/۸۱ گزارش نمودند [۲۵]. De Graaf و همکاران [۲۶]، در سال ۲۰۰۹ در پژوهشی بر روی ۸۹۶۰ نمونه بزرگسال غیربالینی (۱۸ تا ۶۵ سال) هلندی جهت بررسی ویژگی های روان سنجی "مقیاس نگرش ناکارآمد" این مقیاس را بازنگری نمودند. روایی همزمان از طریق ضریب همبستگی "مقیاس نگرش ناکارآمد" با "سیاهه تشخیص افسردگی" (Diagnostic Inventory for Depression) ۰/۶۱، و پایایی به روش محاسبه ضریب آلفای کرونباخ ۰/۷۱ گزارش نمودند.

در مطالعه ابراهیمی و موسوی [۲۷] در سال ۱۳۹۱ جهت کاربرد در جمعیت بالینی تهیه و روان سنجی آن تعیین شد. ابراهیمی

شاخص‌های روان‌سنجی این ابزار بر روی ۱۸۲۵ بیمار بزرگسال مضطرب و دارای اختلالات خلقی در حال بهبودی، پرداختند. روایی ملاکی زیر مقیاس بازداری رفتاری را با استفاده از همبستگی آن با زیر مقیاس اضطراب در "مقیاس افسردگی، اضطراب، تنش" (Depression, Anxiety, Stress, Scale) برابر با ۰/۵۹ و زیر مقیاس فعال‌سازی رفتاری را با استفاده از مقیاس "افسردگی، اضطراب، تنش" ۰/۶۴ بدست آورد. تحلیل عامل اکتشافی نشان داد که این ابزار از چهار عامل بازداری، سایق، پاداش و جستجوی سرگرمی ساخته شده و ۵۷/۱۲ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند. پایایی ابزار با استفاده از روش همبستگی درونی با محاسبه ضریب آلفای کرونباخ برای زیر مقیاس بازداری رفتار برابر ۰/۶۹ و برای دیگر بخش‌های زیر مقیاس فعال‌سازی رفتار، یعنی پاداش، سایق و جستجوی سرگرمی به ترتیب برابر با ۰/۶۲، ۰/۷۶ و ۰/۷۴ گزارش شد [۳۰]. Beck و همکاران [۳۱] در پژوهشی با عنوان بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی "مقیاس‌های بازداری رفتاری/فعال‌سازی رفتاری" بر روی ۱۰۳ زن مبتلا به اختلال خوردن در هلند پرداختند. در این پژوهش، روایی ملاکی ابزار از طریق همبستگی و زیر مقیاس بازداری رفتاری با "پرسشنامه تکانشگری آیزنگ" (Eysenck EPQ) برابر با ۰/۶۸، زیر مقیاس فعال‌سازی رفتاری از طریق همبستگی با "سیاهه حالت - صفت اضطراب" (State-Trait Anxiety Inventory) (STAI)، زیر مقیاس پاسخگویی به پاداش‌ها با "پرسشنامه حساسیت به تنبیه و پاسخگویی به پاداش‌ها" (Sensitivity to Punishment and Sensitivity to Reward Questionnaire) (SPSRQ) برابر با ۰/۶۱، گزارش شد. تحلیل عامل اکتشافی نشان داد که این ابزار از چهار عامل بازداری رفتاری، سایق، پاسخگویی به پاداش‌ها و جستجوی سرگرمی ساخته شده و ۴۷/۹۸ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند. پایایی ابزار با استفاده از روش همبستگی درونی با محاسبه ضریب آلفای کرونباخ برای بازداری رفتاری (۰/۸۲)، فعال‌سازی رفتاری (۰/۷۳)، زیرمقیاس‌های فعال‌ساز؛ یعنی پاسخگویی به پاداش‌ها (۰/۵۴)، سایق (۰/۷۵)، جستجوی سرگرمی (۰/۵۵) گزارش شد [۳۱].

در پژوهش امیری و حسنی [۳۲] با هدف تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس‌های بازداری رفتاری/فعال

و موسوی [۲۷] برای بررسی روایی همزمان "مقیاس نگرش ناکارآمد"، نمونه‌ای پایلوت با ۱۶۰ شرکت‌کننده شامل ۸۰ بیمار روان‌پزشکی از مراکز پزشکی وابسته به دانشگاه علوم پزشکی اصفهان و ۸۰ فرد غیربیمار که از لحاظ برخی ویژگی‌های جمعیت‌شناختی هم‌تا با گروه بیماران بودند، به طور تصادفی انتخاب نمودند. روایی همزمان به وسیله همبستگی آن با نمره کل "پرسشنامه سلامت عمومی" برابر ۰/۵۶ و روایی پیش‌بین با تشخیص روان‌پزشکی ۰/۵۵ بدست آمد. پایایی به روش محاسبه ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۲ گزارش شد. در پژوهشی توسط گلزار و همکاران [۲۸] بر روی ۲۰۰ تن از دانشجویان دانشگاه شیراز در مقطع کارشناسی انجام شد. در این مطالعه برای تعیین روایی همزمان "مقیاس نگرش ناکارآمد"، از طریق همبستگی این ابزار با "پرسشنامه افکار خودآیند" (Automatic Thoughts Questionnaire) (ATQ) بدست آمد. پایایی با روش محاسبه ضریب آلفای کرونباخ ۰/۷۸ و نیز به روش آزمون مجدد با فاصله یک ماه برای این مقیاس ۰/۸۹ محاسبه شد.

"مقیاس‌های بازداری/فعال‌سازی رفتاری Behavioral Inhibition/Behavioral Activation Scales (BIS/BAS) توسط Carver & White (۱۹۹۴)، [۲۹] طراحی شد. این مقیاس دارای دارای ۲۰ عبارت است که از زیر مقیاس بازداری رفتاری (۷ عبارت از عبارت ۷-۱) و زیر مقیاس فعال‌سازی رفتاری (۱۳ عبارت از عبارت ۲۰-۸) تشکیل شده‌است. زیرمقیاس بازداری رفتاری حساسیت بازداری رفتاری را در پاسخ به نشانه‌های تهدید اندازه می‌گیرد و زیر مقیاس فعال‌سازی رفتاری، سه بخش پاسخگویی به پاداش‌ها (responsiveness to incentives)، (۵ عبارت)، سایق (drive)، (۴ عبارت) و جستجوی سرگرمی (fun seeking)، (۴ عبارت) را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. در این ابزار، هر عبارت دارای یک مقیاس پاسخگویی ۴ درجه‌ای بر اساس مقیاس لیکرت است که از کاملاً موافق نیستم (نمره ۱)، تا کاملاً موافقم (نمره ۴) دامنه دارد. برای بدست آوردن نمره هر زیر مقیاس، مجموع نمره‌ها همه عبارات با هم جمع می‌شود و دامنه نمره‌ها در بازداری رفتاری بین ۷ تا ۲۸ بدست می‌آیند و نمره‌ها بالاتر نشان دهنده بازداری بیشتر است. همچنین در فعال‌سازی رفتاری دامنه نمره‌ها بین ۱۳ تا ۵۲ بدست می‌آیند و نمره‌ها بالاتر نشان دهنده فعال‌سازی بیشتر می‌باشد [۲۸].

در پژوهش Campbell-Sills و همکاران [۳۰] به بررسی

سازاری رفتاری" در گروه های غیربالینی بر روی ۳۶۸ تن از دانشجویان دانشگاه ارومیه و ۴۷۲ تن از دانشجویان دانشگاه خوارزمی پرسشنامه را اجرا نمودند. روایی ملاکی ضرایب همبستگی بین خرده مقیاس های نسخه فارسی "مقیاس های فعال ساز /بازداری رفتاری" با "مقیاس عاطفه مثبت و منفی" (Positive Affect Negative Affect Scale) و زیر مقیاس بازداری رفتاری (۰/۷۱)، زیر مقیاس فعال ساز رفتاری (۰/۶۶)، زیر مقیاس پاسخگویی به پاداش ها (۰/۴۹) و جستجوی سرگرمی (۰/۵۱) را نشان داد. ضرایب آلفای کرونباخ ۰/۷۲، باز آزمایی به فاصله یک ماه در زیر مقیاس فعال سازی رفتاری (۰/۶۵) و در زیر مقیاس بازداری رفتاری (۰/۶۹) و دو نیمه سازی در زیر مقیاس فعال سازی رفتاری (۰/۶۲) و در زیر مقیاس بازداری رفتاری (۰/۶۸) گزارش شد. در پژوهش دیگری عبدالهی و همکاران [۳۳]. پژوهشی با عنوان سنجش روایی و پایایی "مقیاس بازداری /فعال سازی رفتاری" در جمعیت دانشجویی صورت گرفت. در این پژوهش از دانشجویان دانشکده های مختلف دانشگاه تبریز در پژوهش مشارکت نمودند. روایی همزمان بر روی نمونه ۳۲۶ تن انجام شد که برای "مقیاس های بازداری /فعال سازی رفتاری" از طریق محاسبه ضرایب همبستگی نمره ها مقیاس بازداری /فعال سازی رفتاری با "پرسشنامه شخصیت آیزنک" (Eysenck Personality Questionnaire) و برای "مقیاس بازداری /فعال سازی رفتاری" ۰/۷۸، برای زیرمقیاس های پاسخ به پاداش ۰/۸۲، سائق ۰/۷۵ و جستجوی سرگرمی ۰/۸۶، با "سیاهه حالت - صفت اضطراب - State Anxiety Inventory (STAI) (Trait)) برابر ۰/۷۱ و با "مقیاس عاطفه مثبت و منفی" برابر با ۰/۷۵ بدست آمد. همسانی درونی "مقیاس بازداری /فعال سازی رفتاری" از روش محاسبه ضریب آلفای کرونباخ بر روی نمونه ۳۰ تن برای مقیاس بازداری رفتاری ۰/۶۲، و برای زیرمقیاس های فعال سازی رفتاری، پاسخگویی به پاداش ها، سائق و جستجوی سرگرمی به ترتیب ۰/۶۸، ۰/۷۴ و ۰/۶۵ بدست آمد [۳۳]. برای سنجش افسردگی از "سیاهه افسردگی بک" (BDI-۱۳) (Beck Depression Inventory) استفاده شد. این سیاهه توسط Beck و همکاران [۳۴] در سال ۱۹۸۸ طراحی شد. این ابزار دارای ۲۱ عبارت است که با استفاده از مقیاس ۴ گزینه ای لیکرت (=۰ هرگز تا ۳= همیشه) نمره گذاری می شود، لذا حداقل نمره صفر و حداکثر نمره ۶۳ و نمره بالاتر نشان دهنده افسردگی بیشتر است. Beck و همکاران

[۳۴] ویژگی های روان سنجی این سیاهه را بر روی ۵۵ بیمار دارای اختلال خلقی در مراکز درمان سرپایی که در مرحله بهبودی نسبی بودند، بررسی نمودند. روایی ابزار را از طریق اجرای روایی همزمان "سیاهه افسردگی بک" با "مقیاس ناامیدی بک" (Beck Hopeless Scale) برابر با ۰/۶۲ و پایایی را بر روی ۵۰ تن بیمار دارای اختلال خلقی، از طریق محاسبه ضریب آلفای کرونباخ ۰/۵۹، همبستگی درونی بین عبارت ها از طریق محاسبه پایایی دو نیمه کردن ۰/۶۶ و پایایی مجدد از طریق باز آزمون به فاصله دو هفته همبستگی ۰/۷۱ گزارش نمودند [۳۴]. در مطالعه Stefan-Dabson و همکاران [۳۵] که بر روی ۳۵۴ تن از افرادی که تشخیص افسردگی اساسی گرفته بودند و در زمان مطالعه در بهبودی نسبی به سر می بردند، روایی سازه این سیاهه از طریق روایی همگرا و اجرای همزمان آن با "مقیاس ناامیدی بک" (Beck Hopelessness Scale) "مقیاس افکار خودکشی" ((Scale for Suicide) Ideation) و "سیاهه اضطراب بک" (Beck Anxiety Inventory) سنجیده شد که همبستگی آن به ترتیب ۰/۶۸، ۰/۵۷ و ۰/۶۰ گزارش شد و پایایی را بر روی ۵۰ بیمار افسرده، از طریق محاسبه ضریب آلفای کرونباخ ۰/۶۵ گزارش نمودند. در پژوهشی دیگر Khan و همکاران [۳۶] که بر روی ۲۰۹ بیمار بستری و سرپایی مبتلا به افسردگی در بیمارستان آموزشی ایوب شهر پاکستان انجام دادند، روایی سازه ابزار را با روش تحلیل عاملی تاییدی مشخص شد که سیاهه دارای دو عامل شناختی - عاطفی و افکار منفی است که ۰/۴۵ درصد از واریانس افسردگی را تبیین می نمود. پایایی ابزار با روش محاسبه ضریب آلفای کرونباخ بر روی ۱۰۰ تن از بیماران سرپایی بین ۰/۷۵ تا ۰/۹۲ گزارش شد [۳۶]. در ایران رجبی و کارجو [۳۷] بر روی یک نمونه ۴۶۸ تن از دانشجویان دانشگاه شهید چمران و دانشگاه علوم پزشکی روایی سازه "سیاهه افسردگی بک" را با روش تحلیل عاملی تحلیل مولفه های اصلی و چرخش واریماکس بررسی کردند. نتایج دو عامل شناختی - عاطفی و افکار منفی نشان داد. پایایی کل ابزار را بر روی ۱۵۰ تن از دانشجویان دانشگاه های شهید چمران و علوم پزشکی اهواز (جندی شاپور) با روش محاسبه ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۶ گزارش کردند. رجبی [۳۸] در پژوهشی روایی و همسانی درونی "سیاهه افسردگی بک" را در ۱۹۴ دانشجوی دانشگاه شهید چمران اهواز بررسی نمودند. روایی سازه ابزار بر اساس تحلیل

افسانه‌فراشبنندی و همکاران

از کد در پرسشنامه‌ها جهت محفوظ ماندن نام افراد، آگاهی تمامی افراد شرکت کننده از نتایج به دست آمده از پژوهش و اجازه از طراحان ابزارها، پس از هماهنگی با معاون پژوهشی دانشگاه و دریافت معرفی نامه، به مرکز مشاوره دانشجویی، مراجعه شد و ضمن بیان هدف و اهمیت پژوهش از آن‌ها درخواست همکاری شد.

از داده‌های جمع آوری شده، ۲۰۰ پرسشنامه تحلیل شدند. داده‌ها در سطح توصیفی از شاخص‌های گرایش مرکزی و پراکندگی برای توصیف توزیع متغیرها و در سطح استنباطی از برآزش الگو فرضی با کاربرد روش الگوی معادلات ساختاری مورد آزمون قرار گرفت. درگام اول تحلیل عاملی تاییدی برای ارزیابی برآزش الگو اندازه‌گیری استفاده شده و درگام دوم با بهره‌گیری از روش الگوی معادلات ساختاری، الگوی ساختاری فرضی در سطح معناداری کوچک‌تر از ۰/۰۵ مورد آزمون قرار گرفت. داده‌ها با نرم افزارهای اس پی اس نسخه ۲۱ و لیزرل تحلیل شدند.

یافته‌ها

شرکت کنندگان ۹۷ مرد (۴۷ درصد) و ۹۸ زن (۴۹/۱ درصد) بودند. همچنین ۵ تن (۳/۹ درصد) جنسیت خود را مشخص نکرده بودند. میانگین سنی و انحراف معیار سن پسران به ترتیب برابر ۲۲/۰۹ و ۲/۱۸ و میانگین سنی و انحراف معیار سن دختران به ترتیب برابر ۲۱/۹۳ و ۱/۷۷ بود. بعلاوه، ۱۴/۰ آن‌ها متاهل (۲۸ تن) و ۰/۸۶ مجرد (۱۷۲ تن) بودند. رشته‌های تحصیلی آن‌ها ۳۲ تن شیمی (۱۶ درصد)، ۴۴ تن جغرافیا (۲۲ درصد)، ۸۲ تن مدیریت (۴۱ درصد)، ۴۲ تن پرستاری و مامایی (۲۱ درصد)، بودند. همه شرکت کنندگان در مقطع تحصیلی کارشناسی مشغول به تحصیل بودند.

عاملی مؤلفه‌های اصلی، دو عامل به دست آمد. همچنین روایی ملاک با استفاده از ضریب همبستگی بین فرم کوتاه و فرم ۲۱ سؤالی "سیاهه افسردگی بک" ۰/۶۷ بدست آمد. پایایی ابزار نیز با استفاده از محاسبه ضریب آلفای کرونباخ و دو نیمه کردن برای کل ابزار ۰/۸۹ و ۰/۸۲ بودند.

در مطالعه حاضر، روایی صوری و محتوا در هر سه ابزار اندازه‌گیری شد. جهت تعیین روایی صوری، ابزارها در اختیار ۱۰۰ تن از دانشجویان قرار گرفت تا ابهامات احتمالی سؤالات را بررسی کنند. جهت بررسی روایی محتوا، هر سه ابزار در اختیار ۱۰ تن از افراد متخصص و مرتبط در زمینه پژوهش قرار گرفت. بدین صورت که سه گزینه "ضروری است"، "مفید است ولی ضروری نیست"، "غیرضروری است" برای هر یک از عبارتها تعیین شد. سپس مقادیر نسبت روایی محتوا بر طبق فرمول $Lawshe$ [۳۹] محاسبه و با توجه به تعداد متخصصان که ۱۰ تن بودند، عبارت‌هایی با نسبت روایی محتوا بالاتر از ۰/۶۸ پذیرفته شدند. قابل ذکر اینکه در این پژوهش همه عبارت‌ها توسط متخصصان تأیید شدند. در این پژوهش پایایی به روش محاسبه ضریب آلفای کرونباخ برای ۱۰۰ تن از دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهواز برای "مقیاس نگرش‌های ناکارآمد" ۰/۷۵، زیر مقیاس فعال‌سازی رفتاری، ۰/۶۹، برای زیر مقیاس بازداری رفتاری ۰/۷۳ و "سیاهه افسردگی بک" ۰/۷۱، محاسبه شد.

قبل از اجرای پژوهش در خصوص اهداف پژوهش و محفوظ ماندن نام و پاسخ‌ها به شرکت کنندگان اطمینان داده شد و رضایت آنان برای شرکت در پژوهش حاصل گردید. سپس ابزارهای مربوط در مرکز مشاوره دانشجویی و در مدت زمان کافی (حدود ۶۰ دقیقه) بر روی شرکت کنندگان اجرا گردید. ملاحظات اخلاقی این پژوهش نیز عبارت بودند از رضایت آگاهانه تمامی شرکت کنندگان برای انجام پژوهش، استفاده

جدول ۱: نتایج میانگین و انحراف معیار متغیرهای پژوهش

متغیرها	انحراف معیار \pm میانگین ($n=270$)
بازداری رفتاری	۱۴/۵۱ \pm ۳/۳۱
فعال‌سازی رفتاری	۲۸/۰۹ \pm ۵/۶۹
سوگیری شناختی	۷۴/۴۸ \pm ۸/۵۶
افسردگی اساسی	۱۹/۲۸ \pm ۲/۱۵

الگوی معادلات ساختاری بررسی شدند تا از قابلیت انجام تحلیل روی داده‌ها اطمینان حاصل شود. روشی که نرم افزار لیزرل برای تخمین برازندگی الگوی اندازه‌گیری و ساختاری به کار می‌برد برآورد حداکثر درست نمایی است. پیش فرض این روش، نرمال بودن تک متغیری و نرمال بودن چندمتغیری است.

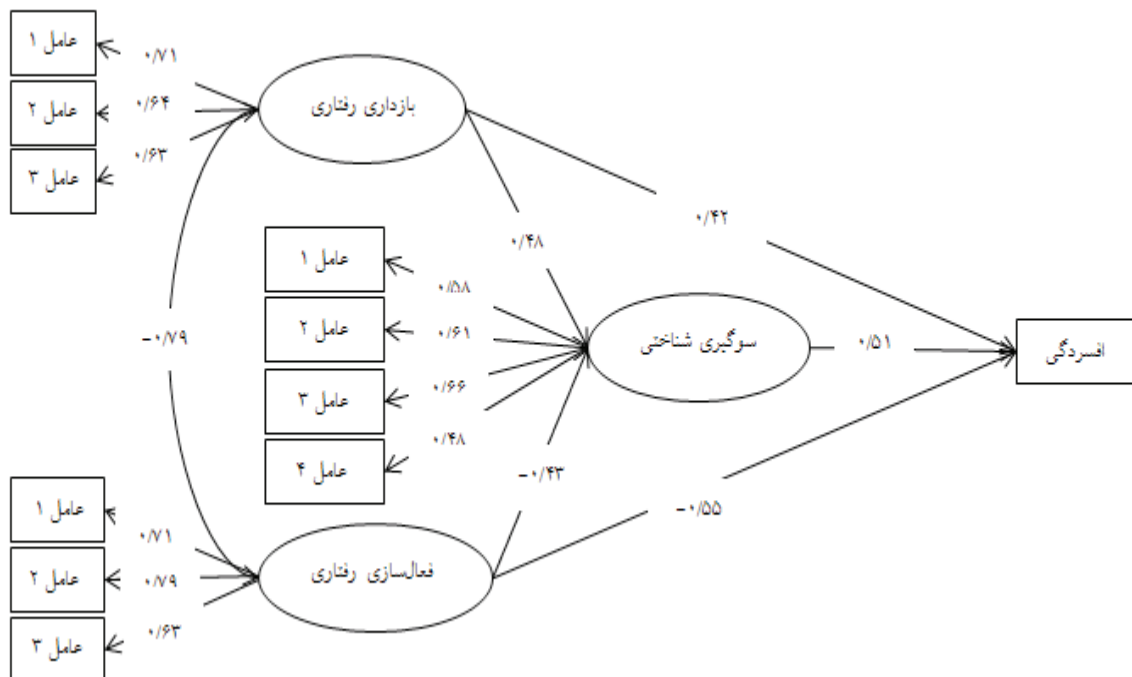
به‌منظور توصیف داده‌های به دست آمده از نمونه مورد پژوهش، از شاخص مرکزی میانگین و شاخص پراکندگی انحراف معیار استفاده شده تا از چگونگی پراکندگی داده‌ها اطلاعات لازم کسب شود. این شاخص‌ها در (جدول ۱) آورده شده است. قبل از انجام تحلیل، پیش فرض‌های مرتبط با روش آماری

جدول ۲: شاخص‌های برازش الگوی اندازه‌گیری

شاخص برازندگی	شاخص نیکویی	شاخص برازش	شاخص برازش	شاخص برازش	چندر میانگین	درجه آزادی	درجه آزادی	خی دو
توکر-لویس	برازش	تطبیقی	هنجارشده	مجزورات خطای تقریب	خی دو/درجه آزادی			
۰/۹۳۱	۰/۹۳۵	۰/۹۴۲	۰/۹۴۷	۰/۰۳	۱/۴۷	۴۸	۷۰/۶۷	

الگوی نهایی از برازندگی مطلوبی برخوردار است. همچنین، شاخص‌های برازش الگوی اندازه‌گیری که در (جدول ۲) ارائه شده است، نشان می‌دهد متغیرهای مشهود توانایی لازم برای عملیاتی کردن متغیرهای مکنون را دارند. همان‌گونه که مندرجات (جدول ۲) نشان می‌دهد تمامی شاخص‌های برازش الگوی معادلات ساختاری در محدوده برازش مناسب قرار دارد. (شکل ۱) ضرایب استاندارد شده برای الگو ساختاری فرضی را نشان می‌دهد.

الگوی اندازه‌گیری ارتباط متغیرهای مشهود را با متغیرهای مکنون مشخص می‌کند. ارزیابی این الگو با استفاده از روش الگوی معادلات ساختاری انجام می‌شود. نتایج مندرج در (جدول ۲) نشان می‌دهند که شاخص‌های برازندگی الگو شامل شاخص مجذور خی نسبی ($\chi^2/df = 1/47$)، شاخص نیکویی برازش ($GFI = 0/935$)، شاخص برازش مقایسه‌ای ($CFI = 0/942$)، شاخص برازندگی توکر-لویس ($TLI = 0/931$) و چندر میانگین مجذورات خطای تقریب ($RMSEA = 0/03$) حاکی از برازش مناسب الگو نهایی شده است، بنابراین،



شکل ۱. الگوی ساختاری پژوهش

افسانه فراشبندی و همکاران

راستای بررسی نقش واسطه‌ای سوگیری شناختی در روابط بین نظام‌های مغزی- رفتاری و افسردگی از روش بوت استرپ (Bootstrap method) استفاده شد. در این روش چنانچه حد بالا و پایین این آزمون هر دو مثبت یا هر دو منفی باشند و مقدار صفر مابین این دو حد قرار نگیرد در آن صورت مسیر علی غیرمستقیم، معنادار خواهد بود. مندرجات (جدول ۳) نتایج این آزمون را ارائه نموده است.

جدول ۳: نتایج آزمون بوت استرپ برای روابط واسطه‌ای الگوی معادلات ساختاری

مسیر	حدود بوت استرپ		مقدار سوگیری	خطای بر آورد	اندازه رابطه	سطح معناداری
	حد بالا	حد پایین				
بازداری رفتاری به سوگیری شناختی به افسردگی	۰/۱۳۱۱	۰/۱۱۹۸	۰/۰۰۱۱	۰/۰۱۲	۰/۱۴	۰/۰۵
فعالسازی رفتاری به سوگیری شناختی به افسردگی	-۰/۱۸۵۶	-۰/۱۷۴۴	۰/۰۰۰۸	۰/۰۱۰	-۰/۱۸	۰/۰۵

تهدید کننده به‌عنوان واسطه‌ای برای افسردگی در شرایطی که تهدید اجتماعی قریب الوقوع وجود دارد می‌باشد. سوگیری شناختی که در افراد افسرده دیده می‌شود در نتیجه بازداری رفتاری قوی به وجود می‌آید و این ناشی از این می‌شود که بازداری رفتاری در بررسی اطلاعات تهدید کننده در پاسخ به موقعیت‌های بالقوه تهدید کننده نقش دارد. حاصل این پردازش شناختی سودا، ادراک و یا تفسیر حالات و شرایط مبهم و جدید به شکلی تهدیدآور است. این نوع پردازش در نوع خود منجر به اجتناب از تجارب جدید می‌شود. افرادی که بازداری رفتاری حساسی دارند باورهای تحریف شده‌ای تشکیل می‌دهند که سبب ادراک منفی محیط در آن‌ها می‌شود؛ همچنین این افراد قضاوت‌های منفی درباره محرک‌های خوشایند و ناخوشایند دارند و در واکنش به نشان‌های خلقی برانگیختگی کمی نشان می‌دهند [۱۷].

یافته‌ی دیگر مویلد آن بود که سوگیری شناختی با افسردگی همبستگی مستقیم و مثبت دارد. این یافته‌ها همسو با پژوهش‌های Joormann & Gotlib [۱۷]، Lerner و همکاران [۱۸] است. در تبیین این یافته می‌توان بیان نمود که، سوگیری شناختی متاثر از بازداری رفتاری، به شکل‌گیری و رشد باورها، طرحواره‌ها و انتظارات منفی درباره محیط اطراف و همچنین توانایی خود در مقابله با این محیط منجر خواهد شد. در چنین شرایطی بستر مناسبی برای ظهور علائم افسردگی، پدید خواهد آمد. افراد مبتلا به افسردگی گرایش دارند تا رویدادهای اجتماعی مبهم را به گونه‌ای منفی تفسیر کنند و گرایشی که باعث تقویت این

نتایج به دست‌آمده نشان می‌دهد که بازداری رفتاری با ضریب بتای $\beta = 0/48$ و فعال‌سازی رفتاری با ضریب بتای $\beta = -0/43$ با سوگیری شناختی همبستگی دارند. همچنین، همبستگی مستقیم این دو متغیر با افسردگی به ترتیب برابر $0/42$ و $-0/55$ و همبستگی مستقیم سوگیری شناختی با افسردگی برابر $0/51$ می‌باشد. بنابراین، همه همبستگی‌های مستقیم بر افسردگی در سطح $p < 0/05$ معنادار بودند. در

(جدول ۳) نشان می‌دهد که: الف- رابطه فعال‌سازی رفتاری با افسردگی به واسطه سوگیری شناختی از نظر آماری معنادار است. چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استرپ، هر دو منفی بوده و مقدار صفر مابین این دو حد قرار ندارد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که فعال‌سازی رفتاری به‌واسطه سوگیری شناختی همبستگی منفی و معناداری در نشانه‌های افسردگی دارد. ب- همبستگی بازداری رفتاری با افسردگی به‌واسطه سوگیری شناختی از نظر آماری معنادار است. چرا که حد بالا و پایین آزمون بوت استرپ، هر دو مثبت بوده و مقدار صفر بین این دو حد قرار ندارد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که بازداری رفتاری به‌واسطه سوگیری شناختی همبستگی مثبت و معناداری در نشانه‌های افسردگی دارد.

بحث

پژوهش حاضر با هدف تعیین همبستگی سیستم‌های مغزی رفتاری بر روی نشانه‌های افسردگی با واسطه‌گری سوگیری شناختی انجام شد. یافته پژوهش حاضر آشکار ساخت که فعال‌سازی رفتاری بر سوگیری شناختی همبستگی منفی و بازداری رفتاری بر سوگیری شناختی همبستگی مثبت دارد. این یافته‌ها با نتایج عصفوری و همکاران [۱۵]، Lee و همکاران [۲۳]، همسو بود و پژوهش ناهمسویی یافت نشد. در تبیین یافته‌های پژوهش می‌توان بیان نمود که بازداری رفتاری همواره به دنبال واررسی و جستجوی اطلاعات تهدیدآور درونی و بیرونی در موقعیت‌های بالقوه تهدیدزاست [۱۶]. سوگیری شناختی برای دروندا‌های اجتماعی منفی و

باور در آن‌ها می‌شود این است که دیگران درباره آن‌ها به‌گونه‌ای منفی می‌اندیشند. همچنین یکی از تبیین‌هایی که می‌توان برای تداوم افسردگی بیان کرد این است که سوگیری در پردازش اطلاعات و سرخ‌های اجتماعی، موجب تداوم در افسردگی این افراد می‌شود [۱۸]. یافته‌ها نشان می‌دهند که حساسیت بازداری رفتاری، با سطوح پایین باورهای کنترل [۱۱] نوعی تمایل شناختی به تمرکز روی اطلاعات منفی [۱۰]، فزونی یادآوری کلمات دارای بار منفی در تکالیف یادآوری کلمات [۱۲] و فزونی بازشناسی کلمات دارای بار منفی [۸] رابطه دارد. سطوح بالای افسردگی با گرایش به یادآوری بیشتر خاطرات و افکار منفی درباره خود [۱۲]، گرایش به حفظ باورهای منفی درباره جهان و توانایی خویش به مقابله با آن [۱۷] و گرایش به نشخوار فکری و اشتغال با باورهای ناکارآمد [۱۶] همبستگی دارد.

سومین یافته این پژوهش حاکی از آن بود که بازداری رفتاری بر نشانه‌های افسردگی با در نظر گرفتن نقش میانجی سوگیری شناختی همبستگی غیرمستقیم و مثبت دارد. همبستگی فعال‌سازی رفتاری با سوگیری شناختی اگرچه به اندازه همبستگی بازداری رفتاری برجسته نبود؛ با این حال این همبستگی معنادار است. بنابراین، فعال‌سازی رفتاری نقشی معنادار، هرچند متوسط در الگوی حاضر ایفا می‌کند. این نتایج همسو با یافته‌های Bergman و همکاران [۲۰] و نجاتی و همکاران [۲۱] است. بازداری رفتاری و فعال‌سازی رفتاری اثری متضاد و در عین حال تسهیل‌گر نسبت به هم بر رفتار و کارکرد فرد دارند. همبستگی معنادار فعال‌سازی رفتاری بر سوگیری شناختی مطابق با یافته‌های پیشین در این زمینه است. برای مثال، فعال‌سازی رفتاری، با انتظارات زیاد از اطرافیان [۱۸]، همبستگی دارد. در تبیین این یافته می‌توان بیان نمود که بازداری رفتاری اساس زیستی-شخصیتی سوگیری‌های شناختی در افراد دچار اختلالات هیجانی است که حاصل این پردازش شناختی سودار، ادراک و یا تفسیر حالات و شرایط مبهم و جدید به شکلی تهدیدآور است. این نوع پردازش در نوع خود منجر به افسردگی مداوم و اجتناب از تجارب جدید می‌شود [۱۸]. علاوه بر این، در طول زمان سوگیری شناختی متأثر از بازداری رفتاری زیاد، به شکل‌گیری و رشد باورها، طرحواره‌ها و انتظارات منفی درباره محیط اطراف و همچنین توانایی خود در مقابله با این محیط منجر خواهد شد که در چنین شرایطی بستر مناسبی برای ظهور علائم افسردگی و اختلالات هیجانی

مرتبط پدید خواهد آمد [۱۸]. یافته‌ها نشان می‌دهند که بازداری رفتاری، با سطوح پایین باورهای کنترل [۲۰] نوعی تمایل شناختی به تمرکز روی اطلاعات منفی [۲۱] رابطه دارد. بنابراین، افرادی که بازداری رفتاری حساسی دارند باورهای تحریف‌شده‌ای تشکیل می‌دهند که سبب ادراک منفی محیط در آن‌ها می‌شود؛ که بدنبال آن این افراد قضاوت‌های منفی درباره محرک‌های خوشایند و ناخوشایند را نشان خواهند داد [۱۸].

نتیجه‌گیری

نتایج مطالعه حاضر نشان داد که سوگیری شناختی یک متغیر واسطه‌ای در رابطه فعال‌سازی رفتاری و بازداری رفتاری با افسردگی محسوب می‌شود و با کنترل این متغیر می‌توان نقش فعال‌سازی رفتاری و بازداری رفتاری را بر علائم افسردگی کنترل نمود. براین اساس پیشنهاد می‌شود که روان‌درمانگران روی‌های فعال‌سازی و بازداری و سوگیری‌های شناختی افراد تمرکز نموده و با آموزش‌های لازم در مورد این متغیرهای دخیل در میزان افسردگی به درمان افراد افسرده کمک نمایند. از سویی با توجه به نقش مهم پردازش اطلاعات در افراد مبتلا به افسردگی، با استفاده از روش‌های درمانی-آموزشی به تصحیح سوگیری‌های افراد مبتلا همت گماشت. مطالعه حاضر بر روی دانشجویان که جمعیت نسبتاً همگنی بوده و میزان کمتری از آسیب روانی را گزارش می‌کنند، انجام شده است. بنابراین، در تعمیم نتایج به جمعیت‌های دیگر محدودیت وجود دارد.

سپاسگزاری

مقاله حاضر برگرفته از پایان‌نامه دکتری افسانه فراشبندی و به راهنمایی خانم دکتر فریبا حافظی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهواز در رشته روان‌شناسی می‌باشد. که شماره کد اخلاق آن IR.IAUahvaz.REC.1394.101 است. نویسندگان بر خود لازم می‌بینند که از مسئولان و دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهواز به دلیل مساعدت و مشارکت در انجام پژوهش تشکر و قدردانی به عمل آورند.

Reference

1. Bond G, Stanton R, Wintour SA, Rosenbaum S, Rebar AL. Do exercise trials for adults with depression account for comorbid anxiety? A systematic review. *Mental Health and Physical Activity*. 2020; 18(100320): 1-6. <https://doi.org/10.1016/j.mhpa.2020.100320>
2. Depression WH. Other common mental disorders: Global health estimates. Geneva: World Health Organization. 2017:1-24
3. American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-5®). American Psychiatric Pub; 2013 May 22. <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>
4. Graham EA, Deschênes SS, Khalil MN, Danna S, Filion KB, Schmitz N. Measures of depression and risk of type 2 diabetes: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Affective Disorders*. 2020; 265(15): 224-232. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.01.053> PMID:32090745
5. Fallah M, Moshtagh N, Mirabzadeh A, Dolatshahi B. [Correlation between different dimensions of anger and depression in women by mediating objectives and capabilities of ego]. *Journal of Health Promotion Management*. 2019;8(3):59-67 URL: <http://jhpm.ir/article-1-1000-fa.html>
6. Rezaee Jamaloe H. [Effect of “Ellis’s Rational Emotive Therapy” and “Seligman Optimism Training” on general health and hopelessness in divorce women with depression]. *Journal of Health Promotion Management*. 2019;8(5):33-40 URL: <http://jhpm.ir/article-1-708-fa.html>
7. Serrano-Ibáñez ER, Ramírez-Maestre C, López-Martínez AE, Esteve R, Ruiz-Párraga GT, Jensen MP. Behavioral inhibition and activation systems, and emotional regulation in individuals with chronic musculoskeletal pain. *Frontiers in Psychiatry*. 2018; 10(9):394-401. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2018.00394> PMID:30250434 PMID:PMC6139336
8. García JA. Activity of the behavioral activation system and the behavioral inhibition system and psychopathology. *Annual Review of Clinical Psychology*. 2010; 6 (6):57-60. <http://institucional.us.es/apcs>
9. Bowins B. Activity for Mental Health. Academic Press; 2020, Canada.
10. Logan E, Kaye SA, Lewis I. The influence of the revised reinforcement sensitivity theory on risk perception and intentions to speed in young male and female drivers. *Accident Analysis & Prevention*. 2019; 132(1):1-. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2019.105291> PMID:31518766
11. Solomonov N, Bress JN, Sirey JA, Gunning FM, Flückiger C, Raue PJ, Areán PA, Alexopoulos GS. Engagement in socially and interpersonally rewarding activities as a predictor of outcome in “Engage” Behavioral Activation Therapy for late-life depression. *American Journal of Geriatric Psychiatry*. 2019 27(6):571-578. <https://doi.org/10.1016/j.jagp.2018.12.033> PMID:30797650 PMID:PMC6511287
12. Turner AP, Hartoonian N, Hughes AJ, Arewasikporn A, Alschuler KN, Sloan AP, Ehde DM, Haselkorn JK. Physical activity and depression in MS: The mediating role of behavioral activation. *Disability and Health Journal*. 2019;12(4):635-640. <https://doi.org/10.1016/j.dhjo.2019.04.004> PMID:31097413
13. Hershenberg R, Smith RV, Goodson JT, Thase ME. Activating veterans toward sources of reward: A pilot report on development, feasibility, and clinical outcomes of a 12-week behavioral activation group treatment. *Cognitive and Behavioral Practice*. 2018; 25(1):57-69. <https://doi.org/10.1016/j.cbpra.2017.04.001>
14. Serrano-Ibáñez ER, López-Martínez AE, Ramírez-Maestre C, Esteve R, Jensen MP. The behavioral inhibition and activation systems and function in patients with chronic pain. *Personality and Individual Differences*. 2019; 1(3): 56-62. <https://doi.org/10.1080/20008198.2019.1581013> PMID:30891160 PMID:PMC6419650
15. Osfori M, Soruri M, Karsazi H, Bayrami M. [Evaluate the role of BAS / BIS in Social Anxiety Disorder is due to the effects mediated cognitive Bias]. *Urmia Medical Journal*. 2017;28(1):1-13. URL: <http://umj.umsu.ac.ir/article-1-3512-fa.html>.
16. Jiang Z, Zhao X. Brain behavioral systems, self-control and problematic mobile phone use: The moderating role of gender and history of use. *Personality and Individual Differences*. 2017; 106(1):111-6 <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.10.036>
17. Joormann J, Gotlib IH. Emotion regulation in

- depression: Relation to cognitive inhibition. *Cognition & Emotion*. 2010; 24(2):281-98. <https://doi.org/10.1080/02699930903407948> PMID:20300538 PMCID:PMC2839199
18. Lerner DA, Hatak I, Rauch A. Deep roots? Behavioral Inhibition and Behavioral Activation System (BIS/BAS) sensitivity and entrepreneurship. *Journal of Business Venturing Insights*. 2018; 9(4): 107-15. <https://doi.org/10.1016/j.jbvi.2018.02.005>
 19. McFarland BR, Shankman SA, Tenke CE, Bruder GE, Klein DN. Behavioral activation system deficits predict the six-month course of depression. *Journal of Affective Disorders*. 2006; 91(2-3):229-34. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2006.01.012> PMID:16487598
 20. Bergman MA, Schene AH, Vissers CT, Vrijzen JN, Kan CC, van Oostrom I. Systematic review of cognitive biases in autism spectrum disorders: A neuropsychological framework towards an understanding of the high prevalence of co-occurring depression. *Research in Autism Spectrum Disorders*. 2020; 69(3):1-19. <https://doi.org/10.1016/j.rasd.2019.101455>
 21. Nejati V, Fathi E, Shahidi S, Salehinejad MA. [Cognitive training for modifying interpretation and attention bias in depression: Relevance to mood improvement and implications for cognitive intervention in depression]. *Asian Journal of Psychiatry*. 2019; 39(4): 23-8. <https://doi.org/10.1016/j.ajp.2018.11.012> PMID:30496949
 22. Everaert J, Koster EH, Derakshan N. The combined cognitive bias hypothesis in depression. *Clinical Psychology Review*. 2012; 32(5):413-24. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2012.04.003> PMID:22681914
 23. Li Y, Xu Y, Chen Z. Effects of the behavioral inhibition system (BIS), behavioral activation system (BAS), and emotion regulation on depression: A one-year follow-up study in Chinese adolescents. *Psychiatry Research*. 2015;230(2):287-93. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2015.09.007> PMID:26386601
 24. Boomsma A. The robustness of LISREL against small sample sizes in factor analysis models. Systems under indirect observation: Causality, structure, prediction. 1982:149-73.
 25. Weissman AN, Beck AT. Development and validation of the Dysfunctional Attitude Scale: A preliminary investigation. 1978.
 26. De Graaf LE, Roelofs J, Huibers MJ. Measuring dysfunctional attitudes in the general population: The Dysfunctional Attitude Scale (form A) Revised. *Cognitive Therapy and Research*. 2009; 33(4):345. <https://doi.org/10.1007/s10608-009-9229-y> <https://doi.org/10.1007/s10608-009-9229-y> PMID:19623267 PMCID:PMC2712063
 27. Ebrahimi A, Moosavi S G. Development and validation of the dysfunctional Attitude Scale -26 items: factor structure, reliability and validity in Psychiatric outpatients. *Journal of Ilam University of Medical Sciences*. 2013; 21 (5) :20-28.URL: <http://sjimu.medilam.ac.ir/article-1-210-fa.html>
 28. Golzar HR, Aflakseir A, Molazadeh J. [Structural Equation Modeling of dysfunctional attitudes and depression symptoms: Investigation of the mediation role of ruminative response style]. *International Journal of Pharmaceutical Compounding*. 2017; 22(4):318-329 <https://doi.org/10.18869/ijpcp.22.4.318>
 29. Carver CS, White TL. Behavioral inhibition, behavioral activation, and affective responses to impending reward and punishment: The BIS/BAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*. 1994; 67(2):319-323. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.67.2.319>
 30. Campbell-Sills L, Liverant GI, Brown TA. Psychometric evaluation of the Behavioral Inhibition/Behavioral Activation Scales in a large sample of outpatients with anxiety and mood disorders. *Psychological Assessment*. 2004;16(3):24-245. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.16.3.244> PMID:15456380
 31. Beck I, Smits DJ, Claes L, Vandereycken W, Bijttebier P. Psychometric evaluation of the Behavioral Inhibition/Behavioral Activation System Scales and the sensitivity to punishment and sensitivity to reward questionnaire in a sample of eating disordered patients. *Personality and Individual Differences*. 2009;47(5):407-412. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2009.04.007>
 32. Amiri S, Hassani J. [Assessment of Psychometric properties of Behavioral activation and Behavioral inhibition systems scale associated

- with impulsivity and anxiety]. Razi Journal of Medical Sciences. 2016; 23 (144) :68-80. URL: <http://rjms.iums.ac.ir/article-1-3960-fa.html>.
33. Abdollahi R, Bakhshipour R, Mahmoodaliloo M. [Validity and reliability of Behavioral Inhibition and Activation Systems (BIS/BAS) Scales among Tabriz University Students]. Journal of Modern Psychological Researches. 2013; 7(28): 123-139.
 34. Beck AT, Steer RA, Ranieri WF. Scale for Suicide Ideation: Psychometric properties of a self-report version. Journal of Clinical Psychology. 1988; 44(4):499-505. [https://doi.org/10.1002/1097-4679\(198807\)44:4<499::AID-JCLP2270440404>3.0.CO;2-6](https://doi.org/10.1002/1097-4679(198807)44:4<499::AID-JCLP2270440404>3.0.CO;2-6)
 35. Stefan-Dabson K, Mohammadkhani P, Massah-Choulabi O. Psychometrics characteristic of Beck Depression Inventory-II in patients with major depressive disorder. Archives of Rehabilitation. 2007; 29(8): 80-6 URL: <http://rehabilitationj.uswr.ac.ir/article-1-135-fa.html>
 36. Khan AA, Marwat SK, Noor MM, Fatima S. Reliability and validity of Beck Depression Inventory among general population in Khyber Pakhtunkhwa, Pakistan. Journal of Ayub Medical College, Abbottabad. 2015;27(3):573-5.
 37. Rajabi G, Karjo KS. [Psychometric properties of a Persian language version of the Beck Depression Inventory- Second Edition]. Educational Measurement. 2013;3(10):139-58.
 38. Rajabi GR. Psychometric properties of Beck Depression Inventory Short Form items (BDI-13). Journal of Iranian Psychologists. 2004;1(4):28-35.
 39. Lawshe CH. A qualitative approach to content validity. Personnel Psychology 1975; 28(4): 563-75. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x>