



Structural model of inhibition and behavioral activation system and cognitive control and flexibility with adolescent depression with the mediating role of rumination

Soudabeh Ershadi Manesh¹ , Mahmoud Mokalaee²

1. Assistant Professor, Department of Psychology, North Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. E-mail: su_ershadi@yahoo.com

2. M.A. in Psychology, North Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. E-mail: mokalaee@gmail.com

ARTICLE INFO

Article type:

Research Article

Article history:

Received 25 December 2024

Received in revised form 21 January 2025

Accepted 27 February 2025

Published Online 21 March 2025

Keywords:

inhibition and behavioral activation system, cognitive control and flexibility, depression, rumination, adolescent

ABSTRACT

Background: Behavioral inhibition and activation systems explain changes in a person's mood and behaviors based on contextual factors, and therefore individual differences in sensitivities lead to differences in processing. In addition, rumination as a sustained response style is closely related to the maintenance of major depressive disorder and is an maladaptive pattern of focusing on negative thoughts and feelings. Considering the impact of depression on emotional, physical, and cognitive dimensions, it can cause problems in attention, memory, and cognitive control in affected people, therefore, more research on cognitive control in depressive disorder is needed.

Aims: This study aimed to investigate the structural model of inhibition and behavioral activation system and cognitive control and flexibility with adolescent depression with the mediating role of rumination.

Methods: This research was fundamental in purpose and a descriptive-correlational study of the structural equation modeling method. The statistical population of this study consisted of all high school students in Tehran who are studying in the academic year 2023-2024. The sample consisted of 347 Tehran students selected by cluster sampling. To collect data, the Rumination Questionnaire of Nolen et al. (1991), the Hospital Anxiety and Depression Scale of Zigmond and Snaith (1983), the Inhibition and Behavioral Activation System Questionnaire of Carver et al. (1994), and the Cognitive Control and Flexibility Questionnaire (CCFQ) of Gabrys et al. (2018) were used. To evaluate the proposed model, structural equation modeling and AMOS.24 and SPSS. 27 were used.

Results: The results of the Pearson correlation coefficient showed a significant relationship between behavioral activation system, cognitive control, and flexibility with rumination depression ($P < 0.05$). The findings indicate that the proposed model is appropriately fit with the data. The results of structural equation modeling showed that in the model, 20% of the variance in rumination drowning is explained by cognitive control flexibility and inhibition and behavioral activation system. Finally, 29% of the variance of depression is explained by cognitive control and flexibility, inhibition, behavioral activation system, and drowning in rumination.

Conclusion: According to these findings, the use of therapeutic interventions that provide the basis for psychological flexibility and cognitive control can help reduce rumination and depressive symptoms.

Citation: Ershadi Manesh, S., & Mokalaee, M. (2025). Structural model of inhibition and behavioral activation system and cognitive control and flexibility with adolescent depression with the mediating role of rumination. *Journal of Psychological Science*, 24(145), 1-21. [10.52547/JPS.24.145.1](https://doi.org/10.52547/JPS.24.145.1)

Journal of Psychological Science, Vol. 24, No. 145, 2025

© The Author(s). DOI: [10.52547/JPS.24.145.1](https://doi.org/10.52547/JPS.24.145.1)



✉ **Corresponding Author:** Soudabeh Ershadi Manesh, Assistant Professor, Department of Psychology, North Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

E-mail: su_ershadi@yahoo.com, Tel: (+98) 9149193686

Extended Abstract

Introduction

Depression is the leading cause of health-related disability. A proportion of depression cases begin in childhood and increase dramatically during adolescence. This systematic review and meta-analysis aimed to estimate the global prevalence of depression or depressive symptoms in children and adolescents and explore the temporal and regional distribution of depression or depressive symptoms (Lu et al., 2024). Major depressive disorder (MDD) onset occurs more frequently during adolescence than any other age group due to various factors, such as environmental stressors and hormonal changes, and MDD has been a leading cause of disability worldwide (Vos et al., 2020). Compared with adult-onset MDD, adolescent MDD has more destructive developmental implications, including serious social functioning impairments, poor school achievements, increased risk of self-injurious behavior, and suicide attempts (Sun et al., 2023). Additionally, most children and adolescents with MDD have mental disorder comorbidities and high symptomatic heterogeneity, highlighting the need to better understand the neurobiological basis of adolescent MDD and its subgroups for appropriate treatment options (Xu et al., 2024).

Previous findings have suggested that the neurobiological basis of depressive symptom profiles in adolescents is associated with complex interactions between environment and multimodal brain development. For example, functional magnetic resonance imaging (fMRI) studies have revealed altered activities of neural circuits implicated in emotion regulation, cognitive control, and reward processing in adolescent MDD, particularly involving dysregulation of the limbic system, default mode network (DMN), and frontoparietal network (Xu et al., 2024).

Cognitive control and (cognitive) flexibility play a fundamental role in the ability to adapt to continuously changing environments and have been associated with various goal-oriented behaviors, including creativity, problem-solving, multi-tasking, and decision-making (Dajani and Uddin, 2015).

Cognitive control and the processes underlying this ability (executive functions) have also been implicated in self- and emotional regulation, as well as mental health outcomes (Hofmann et al., 2012). Impaired cognitive control and flexibility have been observed among depressed individuals and those at risk for the disorder (Hou et al., 2016). Thus, greater attention has been devoted to identifying factors that contribute to cognitive control and flexibility (Shields et al., 2016), and how disturbances of these abilities might be linked to depressive illness (Koster et al., 2011). Since cognitive dysfunction is often associated with depressive illness, increased efforts have been made to understand how various types of stressors influence cognitive functioning, which may be relevant in identifying potential treatment targets (Koster et al., 2017).

Many studies have focused on the role of self-esteem and behavioral inhibition/activation systems in social anxiety and depression. Gray's neuropsychological reinforcement sensitivity theory postulates that two basic dimensions of motivation, including a behavioral inhibition system (BIS) and a behavioral activation system (BAS), govern avoidance and approach behaviors in response to various types of stimuli (Carver, & White, 1994). According to this theory, the BIS is sensitive to stimuli of punishment or non-reward, which may drive individuals to avoid potentially harmful consequences. Therefore, individuals with high levels of BIS activation are more likely to avoid loss and show a blunted response to reward (Li et al., 2020). However, the BAS generates behaviors corresponding to all conditioned and unconditioned appetitive stimuli and displays close relationships with the enhancement of reward or the termination of punishment. Thus, individuals with high levels of BAS activation may show greater proneness to seek reward and approach novelty (Li et al., 2020).

The present study examines the effects of rumination and hope on depressive symptoms (Geiger, & Kwon, 2010). Rumination is a maladaptive pattern of regulating thoughts and emotions characterized by a repetitive focus on negative thoughts such as dwelling on negative memories and analyzing events without taking action (Nolen-Hoeksema, & Morrow,

1991). It is a transdiagnostic behavioral element, as defined by the National Institute of Mental Health's Research Domain Criteria (RDoC), associated with vulnerability to several neuropsychiatric disorders (Watkins, & Roberts, 2020). Rumination is most strongly linked to depression, increasing the length and severity of episodes, increasing the likelihood of relapse, and exacerbating negative moods (Nolen-Hoeksema, & Morrow, 1991), primarily among women (Johnson, & Whisman, 2013). Furthermore, it amplifies negative thoughts and impairs problem-solving behavior, decreasing the motivation of depressed patients to seek solutions (Lyubomirsky et al., 2015).

According to the studies carried out so far, no research has comprehensively investigated the underlying factors of depression in the adolescent community in the form of structural equation modeling, and in this regard, there is a research gap, so the study of the mentioned factors has a significant scientific value and it is necessary for researchers, psychiatrists, psychotherapists, interested and specialized psychotherapists, and those involved in mental health centers to obtain information about the prominent variables. will be of significant help in developing appropriate prevention programs and follow-ups on special and proper treatment plans for patients with this disorder. In addition, confirming the relationships between the research variables can provide the necessary conditions for further research in this field, which can lead to more identification of the underlying factors of depression, efforts to reduce this disorder, and the negative consequences caused by it. Therefore, the present study seeks to investigate whether rumination mediates the relationship between brain-behavioral systems and cognitive control and flexibility with depressive symptoms.

Method

The design of the present study is a correlational and structural equation modeling method. The statistical population of this study consisted of all high school students in Tehran who are studying in the academic year 2023-2024. In this study, a multi-stage cluster sampling method was used. First, 3 districts (4, 5, and 6) were selected from among the 22 districts of Tehran. Then, two secondary schools were selected

from each region. Finally, based on the list of high school students, 347 students were randomly selected from among the students of this school who had the conditions to participate in the study and had the inclusion criteria (including the age range of 15 to 18 years, signing an informed consent) to the study. After identifying the secondary schools in the 4th, 5th, and 6th districts, two schools and 58 people from each school were randomly selected as the sample. Due to the possibility of conducting the questionnaires, the questionnaires were administered in person and online in schools. In this way, after explaining the research objectives to school principals and teachers, they are asked to explain the research objectives, the freedom of choice of students to participate in the research, the confidentiality of the information of the pencil-paper questionnaire and the online link of the questionnaires in their class for students. Inclusion criteria included the possibility of using a computer or mobile phone with active internet and having one of the virtual networks to send the questionnaire link, age between 15-18 years old, and motivation to participate in this study, and exclusion criteria included unwillingness to participate in the study.

Results

The mean (and standard deviation) of the students participating in the study was 16.55 (and 3.74) with a minimum age of 15 and a maximum age of 18 years. The mean age of female students was 16.88 (and 4.58) and male students were 16.45 (and 3.25).

As can be seen in Table 1, there is a negative relationship between the components of cognitive control and flexibility and the behavioral activation system with rumination and depression ($P < 0.05$). There is also a positive and significant relationship between the behavioral inhibition system with rumination and depression ($P < 0.05$).

Table 1. Correlation coefficient matrix of research variables

Variables	1	2	3	4	5	6	7
Cognitive control over emotion	-						
Appraisal and coping flexibility	0.42**	-					
CCF	0.55**	0.62**	-				
Inhibition System	-0.25**	-0.28**	-0.36**	-			
Behavioral Activation System	0.29**	0.31**	0.38**	-0.35**	-		
Rumination	-0.30**	-0.37**	-0.40**	0.25**	-0.40**	-	
Depression	-0.16**	-0.14**	-0.25**	0.18**	-0.26**	0.39**	-

Note: CCF= Cognitive Control and Flexibility

Table 2. Indirect effects of cognitive control and flexibility, inhibition, and behavioral activation system, Rumination and Depression

Indirect effect	Effect	SE	Lower Bounds	Upper Bounds	P
CCF → Rumination → Depression	-0.111	0.023	-0.154	-0.076	0.001
BAS → Rumination → Depression	-0.051	0.012	-0.044	-0.069	0.05
BIS → Rumination → Depression	0.045	0.015	0.017	0.067	0.05

As can be seen in Table 2, cognitive control and flexibility through rumination have a negative and significant effect on adolescent depression ($P < 0.05$). Also, the behavioral activation system through rumination has significant effect on adolescent depression ($P < 0.05$). The behavioral inhibition system through rumination has a positive and significant effect on adolescent depression ($P < 0.05$).

Conclusion

This study aimed to investigate the structural model of inhibition and behavioral activation system and cognitive control and flexibility with adolescent depression with the mediating role of rumination. The results of structural equation modeling showed that the standard path coefficient of cognitive control and flexibility to rumination and depression was negative and significant ($P < 0.05$).

In explaining these results, it can be said that the more flexible a person is the more he can consider stressful situations as a controllable situation, and in the face of life events and behavior, he has several alternative justifications, and in difficult situations, he can think of alternative solutions, his capacity to cope, adapt, and recover from anxiety, depression, and life difficulties is higher. People with the ability to control cognitively and think flexibly use alternative justifications, positively reconstruct their frame of mind, and accept challenging situations or stressful events, and are less psychologically stressed and depressed than those who are not flexible.

The results of structural equation modeling showed that the standard path coefficient of the behavioral

activation system to rumination was negative and significant ($P < 0.05$). The results of structural equation modeling showed that the standard path coefficient of the behavioral inhibition system to depression was positive and significant ($P < 0.05$). This finding can be explained using the framework of amplification sensitivity theory. In the framework of the theory of sensitivity to reinforcement, BAS responds to all the stimuli of reward and lack of punishment, and its activity triggers the invocation of positive emotions, turn behavior, and active avoidance. BAS is associated with dopaminergic pathways, the prefrontal cortex, the amygdala, and the basal ganglia. Also, in addition to decreasing dopamine activity in depression (Katz et al., 2020), the prefrontal cortex and amygdala, which make up the neuronal structures of BAS, are among the important brain regions in the regulation of normal emotions that are affected in depression. Therefore, it can be concluded that low sensitivity to BAS is associated with depression and its symptoms. In addition, the BIS, which is located in the prefrontal cortex and the poppy circuit, responds to punitive stimuli, lack of rewards, new stimuli, and innate fearful stimuli, thus hypersensitivity and activity of the BIS, which leads to anxiety, behavioral inhibition, passive avoidance, silence, and unpleasant emotions (Merchán -Clavellino et al., 2019).

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines: This research was conducted with the ethics ID: IR.IAU.TNB.REC.1403.172. In order to maintain ethical principles in this research, it was tried to collect information after obtaining the consent of the participants. Also, the participants were assured about confidentiality in maintaining personal information and providing results without specifying the names and details of people's birth certificates.

Funding: This research was conducted without funding.

Authors' contribution: This article is extracted from the master's thesis of the second author and with the guidance of the first author.

Conflict of interest: The authors state that there is no conflict of interest in the results of this study.

Acknowledgments: Therefore, the researchers consider it necessary to express their utmost gratitude and gratitude to all the parents and students who participated in this study.



الگوی ساختاری سیستم‌های بازداری و فعال‌سازی رفتاری و کنترل و انعطاف‌پذیری شناختی با افسردگی نوجوانان با نقش میانجی گر نشخوار فکری

سودابه ارشادی‌منش^۱، محمود مکلائی^۲

۱. استادیار، گروه روانشناسی، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

۲. کارشناس ارشد روانشناسی، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

مشخصات مقاله

چکیده

نوع مقاله:

پژوهشی

تاریخچه مقاله:

دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۰۵

بازنگری: ۱۴۰۳/۱۱/۰۲

پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۹

انتشار برخط: ۱۴۰۴/۰۱/۰۱

کلیدواژه‌ها:

سیستم بازداری و فعال‌سازی رفتاری، کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری، افسردگی، نشخوار فکری، نوجوانان

زمینه: سیستم‌های بازداری و فعال‌سازی رفتاری تغییرات خلق‌و‌خو و رفتارهای شخص را بر اساس عوامل زمینه‌ای تبیین می‌کند و بنابراین تفاوت‌های فردی در حساسیت‌ها منجر به تفاوت‌هایی در پردازش می‌شود. علاوه بر آن نشخوار فکری به عنوان یک سبک پاسخ پایدار ارتباط نزدیکی با حفظ اختلال افسردگی اساسی دارد و یک الگوی ناسازگار از متمرکز بر افکار و احساسات منفی است. با توجه به تأثیر افسردگی بر ابعاد عاطفی، جسمی و شناختی می‌تواند در افراد مبتلا مشکلاتی را در توجه، حافظه و کنترل شناختی ایجاد کند، بنابراین پژوهش‌های بیشتر در خصوص کنترل شناختی در اختلال افسردگی مورد نیاز است.

هدف: این پژوهش با هدف الگوی ساختاری سیستم‌های بازداری و فعال‌سازی رفتاری و کنترل و انعطاف‌پذیری شناختی با افسردگی نوجوانان با نقش میانجی گر نشخوار فکری انجام شد.

روش: این پژوهش از نظر هدف بنیادی و از نظر روش یک پژوهش توصیفی-همبستگی از نوع مدل‌یابی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری این پژوهش شامل تمامی دانش‌آموزان مقطع متوسطه دوم شهر تهران که در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۳ مشغول به تحصیل بودند تشکیل دادند. نمونه پژوهش ۳۴۷ نفر از دانش‌آموزان شهر تهران بود که به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای انتخاب شدند. برای جمع‌آوری داده‌های از پرسشنامه‌های نشخوار فکری نالن هوکسما و همکاران (۱۹۹۱)، مقیاس اضطراب و افسردگی بیمارستانی زیگموند و اسنیت (۱۹۸۳)، پرسشنامه سیستم‌های بازداری و فعال‌سازی رفتاری کارور و وایت (۱۹۹۴) و پرسشنامه کنترل و انعطاف‌پذیری شناختی گیرس و همکاران (۲۰۱۸) استفاده شد. جهت ارزیابی الگوی پیشنهادی از الگویابی معادلات ساختاری و AMOS.24 و SPSS.27 استفاده شد.

یافته‌ها: نتایج حاصل از ضریب همبستگی پیرسون نشان داد که بین سیستم فعال‌سازی رفتاری، کنترل و انعطاف‌پذیری شناختی با نشخوار فکری و افسردگی رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد ($P < 0/05$). یافته‌ها حاکی از برازش مناسب الگوی پیشنهادی با داده‌هاست. نتایج مدل‌یابی معادله ساختاری نشان داد که ۲۰ درصد از واریانس نشخوار فکری توسط کنترل و انعطاف‌پذیری شناختی و سیستم‌های بازداری و فعال‌سازی رفتاری تبیین می‌شود. در نهایت ۲۹ درصد از واریانس افسردگی توسط کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری و سیستم‌های بازداری و فعال‌سازی رفتاری و نشخوار فکری تبیین می‌شود.

نتیجه‌گیری: با توجه به این یافته‌ها استفاده از مداخلات درمانی که زمینه را برای انعطاف‌پذیری روانشناختی و کنترل شناختی فراهم سازد می‌تواند در جهت کاهش نشخوار فکری و علائم افسردگی کمک کننده باشد.

استناد: ارشادی‌منش، سودابه؛ و مکلائی، محمود (۱۴۰۴). الگوی ساختاری سیستم‌های بازداری و فعال‌سازی رفتاری و کنترل و انعطاف‌پذیری شناختی با افسردگی نوجوانان با نقش میانجی گر نشخوار فکری. مجله علوم روانشناختی، دوره ۲۴، شماره ۱۴۵، ۱-۲۱.

مجله علوم روانشناختی، دوره ۲۴، شماره ۱۴۵، ۱۴۰۴. DOI: [10.52547/JPS.24.145.1](https://doi.org/10.52547/JPS.24.145.1)



✉ نویسنده مسئول: سودابه ارشادی‌منش، استادیار، گروه روانشناسی، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. رایانامه: su_ershadi@yahoo.com

تلفن: ۰۹۱۲۲۱۷۴۹۷۱

مقدمه

افسردگی^۱ که به‌عنوان اختلال افسردگی اساسی نیز شناخته می‌شود، یکی از شایع‌ترین اختلالات روانی است که با احساس مداوم غم، از دست دادن علاقه، و در موارد شدید، افکار خودکشی مشخص می‌شود (مک کارون و همکاران، ۲۰۲۱). بر اساس تبادل داده‌های بهداشت جهانی، تقریباً ۳/۸ درصد از جمعیت، شامل ۲۸۰ میلیون نفر در سراسر جهان، از افسردگی رنج می‌برند که سهم عمده‌ای در بار بیماری‌های جهانی داشت (ژو و همکاران، ۲۰۲۴). اختلال افسردگی یک اختلال جدی یا وخیم روان‌پزشکی است (مدینا-رودریگز و همکاران، ۲۰۲۳). افسردگی به مجموعه‌ای از نشانه‌ها اطلاق می‌شود که موجب تغییر در خلق، تفکر و فعالیت فرد می‌شود. احساس غمگینی و از دست دادن علاقه که باعث کاهش عملکرد فردی و اجتماعی توأم با تغییر در الگوی خواب، تغذیه، سطوح انرژی و انگیزش نیز روی می‌دهد (لیو و همکاران، ۲۰۲۳). افسردگی در حال حاضر جدی‌ترین بیماری قرن تلقی شده و به گزارش دانشگاه هاروارد تا سال ۲۰۲۰ در رتبه اول یا دوم بیماری‌های شایع قرار می‌گیرد (آلمیدا و همکاران، ۲۰۲۳). سازمان بهداشت جهانی، افسردگی را در ردیف چهارم فهرست حادترین مشکلات بهداشت عمومی در سراسر جهان قرار داده است (مدینا-رودریگز و همکاران، ۲۰۲۳). افسردگی سالانه تقریباً ۴ تا ۵ درصد از نوجوانان را در سراسر جهان تحت تأثیر قرار می‌دهد و بار درمانی سنگین است (ژو و همکاران، ۲۰۲۴). افسردگی به‌عنوان بار بزرگ بیماری در سراسر جهان در نظر گرفته می‌شود و پیش بینی می‌شود تا سال ۲۰۳۰ رتبه اول را به خود اختصاص دهد (سان و همکاران، ۲۰۲۳). فرد مبتلا به افسردگی اغلب تبعیض و انگ را تجربه می‌کند که بر تمام جنبه‌های زندگی او تأثیر می‌گذارد، مانند عملکرد مدرسه یا کار، روابط با خانواده و دوستان، و توانایی آن‌ها برای مشارکت در جامعه (کوشینگ و همکاران، ۲۰۲۳). تا به امروز، علل افسردگی هنوز نامشخص است، که عمدتاً به دلیل عوامل بیولوژیکی، ژنتیکی، محیطی و روانی است (زانگ و همکاران، ۲۰۲۳).

برخی از داده‌ها نشان می‌دهد که نشخوار فکری^۲ یک «سبک پاسخ» پایدار است که آسیب‌پذیری صفت را به دوره‌های افسردگی می‌دهد. نشخوار

فکری ارتباط نزدیکی با شروع و حفظ اختلال افسردگی اساسی (MDD) دارد (واتکینس و روبرت، ۲۰۲۰؛ چو و همکاران، ۲۰۲۳). شواهد قابل توجهی نشخوار فکری را با نقص در کنترل اجرایی بر اطلاعات منفی مرتبط می‌کند (واتکینس و روبرت، ۲۰۲۰). نشخوار فکری یک الگوی ناسازگار از نظم‌جویی افکار و احساسات است که با تمرکز مکرر بر افکار منفی مانند ماندن در خاطرات منفی و تجزیه و تحلیل وقایع بدون اقدام خاصی مشخص می‌شود (نولن هوکسما و همکاران، ۱۹۹۱). در واقع، نشخوار فکری را می‌توان به‌عنوان افکار تکراری و منفعل تعریف کرد که توجه فرد را بر علائم افسردگی خود و همچنین علل و پیامدهای احتمالی آن علائم متمرکز می‌کند (نولن هوکسما و مورو، ۱۹۹۱). این یک عنصر رفتاری فراتشخیصی است که توسط معیارهای حوزه تحقیقاتی مؤسسه ملی سلامت روان^۳ (RD/C) تعریف شده است، که با آسیب‌پذیری در برابر تعدادی از اختلالات عصبی روانی مرتبط است (واتکینس و روبرت، ۲۰۲۰). نشخوار فکری به شدت با افسردگی، افزایش طول و شدت دوره‌های خلق افسرده، افزایش احتمال عود، و تشدید خلق و خوی منفی، در درجه اول در میان افراد مبتلا به افسردگی همراه است (جانسون و وایسمن، ۲۰۱۳). نشخوار فکری علاوه بر این، افکار منفی را تقویت می‌کند و رفتار حل مسئله را مختل می‌کند و انگیزه بیماران افسرده را برای جستجوی راه‌حل کاهش می‌دهد (لایمورسکی و همکاران، ۲۰۱۵). نشخوار فکری به دو زیرشاخه متمایز تقسیم شده است: فکر کردن، که نشان دهنده گرایش به تفکر خلقی است (مثلاً «چرا من مشکلاتی دارم که دیگران ندارند؟»)، و انعکاس که نشان دهنده تمایل به تفکر و تأمل است (مثلاً شخصیت خود را تجزیه و تحلیل کنید تا بفهمید چرا افسرده هستید). چندین مطالعه نشان داده‌اند که فکر کردن و انعکاس را می‌توان به ترتیب به‌عنوان یک جزء ناسازگار و یک مؤلفه انطباقی نشخوار در نظر گرفت (ریس و هرمان، ۲۰۰۸؛ لیو و همکاران، ۲۰۱۷). لیو و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای با هدف نقش میانجی‌گر نشخوار فکری و در ارتباط بین حافظه سرگذشتی و افسردگی در بیماران مبتلا به اختلال افسردگی اساسی تجزیه و تحلیل میانجی‌گری ساده نشان داد که نشخوار فکری به‌طور معنی‌داری رابطه بین حافظه سرگذشتی عمومی و علائم افسردگی را واسطه می‌کند. تحلیل‌های

³. Research Domain Criteria

¹. Depression

². Rumination

میانجی‌گری چندگانه نشان داد که فکر کردن، اما نه انعکاس، به‌طور قابل‌توجهی رابطه بین حافظه سرگذشتی بیش‌ازحد عمومی و علائم افسردگی را واسطه می‌کند. وانگ همکاران (۲۰۲۴) در پژوهشی با هدف خودپنداره بدنی و افسردگی: بررسی نقش واسطه‌ای عزت‌نفس و نشخوار فکری نتایج نشان داد در ابتدا، ۹۹۶ شرکت‌کننده اولین نظرسنجی آنلاین را که عوامل جمعیت شناختی، پزشکی و روانشناختی را ارزیابی می‌کرد، تکمیل کردند. از این تعداد، ۴۵۱ نظرسنجی را در پیگیری ۱ ماهه و ۲ ماهه برای ارزیابی عزت‌نفس، نشخوار فکری و افسردگی تکمیل کردند. نتایج حاصل از مدل‌سازی معادلات ساختاری به روش ماکرو و بوت استرپینگ با برآورد حداکثر درست نمایی نشان داد که خودپنداره بدنی پایین علائم افسردگی بیشتری را در طول زمان پیش‌بینی می‌کند. همچنین نتایج نشان داد که عزت‌نفس نه نشخوار فکری در زمان‌های مختلف نقش میانجی‌گری در رابطه بین خودپنداره بدنی و افسردگی بود.

با توجه به تأثیر افسردگی بر ابعاد عاطفی، جسمی، عاطفی و شناختی می‌تواند در افراد مبتلا مشکلاتی را در توجه، حافظه و کنترل شناختی^۱ ایجاد کند (میلان و همکاران، ۲۰۱۲). بنابراین یکی از سازه‌های مرتبط با افسردگی کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری^۲ است که به توانایی انطباق و سازگاری با موقعیت‌های و محیط‌های در حال تغییر اشاره دارد و می‌تواند در افراد به توانایی حل مسئله، خلاقیت، تصمیم‌گیری و نحوه برون‌رفت از بن‌بست کمک کند. (داجانی و الدین، ۲۰۱۵). تعریف مفهوم کنترل شناختی با توجه به ابعاد محدود آن بسیار دشوار است (هاتچیسون و مورتون، ۲۰۱۶). در واقع کنترل شناختی به توانایی فرد برای توجه، دریافت و کنترل اطلاعاتی است که در وضعیت فعلی با یک هدف خاص در ارتباط هستند. و از ورود اطلاعات غیرضروری و حاشیه‌ای با ساختار ذهنی پیشگیری می‌کند (مورتون و همکاران، ۲۰۱۱؛ گبریس و همکاران، ۲۰۱۸). داشتن نواقص و عدم فعالیت کارکردهای شناختی یا به عبارتی کنترل شناختی از جمله تمرکز، حافظه، توجه، تصمیم‌گیری و شناخت اجتماعی از شاه‌علامت‌های اساسی نقایص شناختی در بیماران افسرده است که با سوگیری انتخابی، انتساب و تعمیم افراطی در بیماران افسرده همراه است (دیسنر و همکاران، ۲۰۱۱؛ کوتلیب و جورمن، ۲۰۱۰). داشتن کنترل

شناختی در موقعیت و انجام یک رفتار با انگیزه و داشت هدف برای افراد بسیار مهم است. بنابراین کنترل شناختی دارای یک مجموعه‌ای از فرآیندها است که امکان انطباق، سازگاری و انعطاف‌پذیری شناخت و رفتار را مطابق با اهداف فعلی مشخص می‌کند (بوتوینینگ و کوهن، ۲۰۱۴؛ فریدمن و میاگی، ۲۰۱۷). به‌عنوان مثال، اگر بخواهیم یک کار یا فعالیت جدید را شروع کنیم باید توانایی مدیریت و کنترل افکار منفی را داشته باشیم که این بعد یک بخش جدایی‌ناپذیر از کنترل شناختی است. نتایج مطالعات نشان می‌دهد اختلالات در فرآیندهای کنترل شناختی با طیف وسیعی از اختلالات روان‌پزشکی و از جمله افسردگی مرتبط است (اسنایدر، ۲۰۱۳). باین‌وجود، با توجه به حوزه وسیع کارکردهای شناختی درک ما از کنترل شناختی و نحوه تأثیر آن بر ساختارهای ذهنی بیماران مبتلا به افسردگی دارای محدودیت‌های عمده‌ای است. برای مثال با توجه به سازه ساخته شده برای کنترل شناختی درک فعلی ما از این سازه (کنترل شناختی) و به‌خصوص در افسردگی بیشتر توصیفی-تبیینی است و مطالعات بر روی جنبه‌های منفی مرتبط با تشخیص‌گذاری ابعاد منفی این سازه تمرکز کرده اند (کراهگ و همکاران، ۲۰۱۸). بنابراین، در حال حاضر با توجه به اینکه اکثر مطالعات بر روی ابعاد عاطفی، جسمی و هیجانی افسردگی متمرکز شده‌اند نیاز شدیدی به پژوهش‌های بیشتری در خصوص سازه کنترل شناختی در اختلال افسردگی لازم است که توجه به این بعد و نبود مطالعات ساختاریافته یکی از دلایل انجام مطالعه حاضر بود. کراهگ و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای با هدف انگیزه و کنترل شناختی در افسردگی نتایج نشان داد که اختلالات مرتبط با افسردگی در مؤلفه‌های کلیدی انگیزش را به همراه مدل‌های جدید علوم اعصاب شناختی که بر نقش انگیزه در تصمیم‌گیری در مورد تخصیص کنترل شناختی تمرکز دارند، نتایج نشان داد که نقص‌های انگیزشی و کنترل شناختی با افسردگی به هم مرتبط هستند.

نتایج مطالعات نشان می‌دهند که سیستم‌های بازداری و فعال‌سازی با افسردگی مرتبط هستند (دونگ و همکاران، ۲۰۲۲). بر اساس تئوری حساسیت تقویتی، دو سیستم انگیزشی اولیه زیربنای احساسات و رفتارهای انسان هستند: سیستم بازداری رفتاری^۳ (BIS) و سیستم فعال‌سازی رفتاری^۴

³. behavioral inhibition system

⁴. behavioral activation system

¹. cognitive control

². Cognitive Control and Flexibility

(BAS) که با استفاده از مقیاس BIS/BAS اندازه‌گیری می‌شوند (کارور و وایت، ۱۹۹۴؛ سان و همکاران، ۲۰۲۰). این دو سیستم نشان می‌دهند که چگونه تغییرات در خلق‌و‌خو و رفتارهای شخصی بر اساس عوامل زمینه‌ای مختلف رخ می‌دهد. یک BIS بیش‌ازحد حساس باعث افزایش رفتار اجتنابی و احساسات منفی در پاسخ به مجازات یا تهدید می‌شود. در مقابل، یک BAS کم حساس باعث فقدان تجربیات مثبت و کاهش احساسات مثبت به دلیل کاهش حرکت رویکرد می‌شود (گری، ۱۹۹۴؛ اولینو و همکاران، ۲۰۱۸). تفاوت‌های فردی در حساسیت‌های BAS و BIS منجر به تفاوت‌هایی در پردازش زیاد، بد و ناسالم در شخصیت می‌شود. افراد با BAS حساس‌تر تمایل دارند سبک‌های شناختی و هیجانات مرتبط با محرک‌های پاداش و شخصیت برون‌گرایی را نشان دهند (گورر و کوپر، ۲۰۱۶). درحالی‌که یک BIS حساس‌تر بر رفتارها و فرآیندهای روانی مرتبط با تنبیه و روان‌رنجوری تأثیر می‌گذارد (سان و همکاران، ۲۰۲۰). مدل شناختی آسیب‌شناسی روانی نظریه حساسیت تقویتی گری^۱ بیان می‌کند که افراد با سطوح بی‌نظم BIS و حساسیت BIS در معرض خطر آسیب‌شناسی روانی بعدی هستند. مطالعات نشان داده‌اند که افسردگی با حساسیت BAS ارتباط منفی دارد و با حساسیت BIS ارتباط مثبت دارد (سیگارا و همکاران، ۲۰۰۷؛ پاپاچیرستو و همکاران، ۲۰۱۸)، افزایش حساسیت BIS همچنین به‌عنوان یک عامل خطر برای اختلالات عاطفی به‌طور کلی شناخته شده است که احتمالاً نقش کمی بیشتر از افسردگی در اضطراب دارد (دونگ و همکاران، ۲۰۲۲). سان و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی با هدف نقش میانجی‌گری نظم جویی هیجانی شناختی در حساسیت‌های BIS/BAS، افسردگی و اضطراب در میان سالمندان ساکن جامعه در چین نتایج نشان داد شرکت‌کنندگانی که حساسیت BIS بالاتری گزارش کردن از راهبردهای نظم‌جویی شناختی هیجانی ناسازگارانه بیشتری استفاده کردند. حساسیت BAS منجر به استفاده از راهبردهای نظم‌جویی شناختی هیجانی سازگارانه شد. این افراد علائم افسردگی و اضطراب کمتری را گزارش کردند. هو و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی با هدف حساسیت سیستم بازداری رفتاری بالا/سیستم فعال‌سازی رفتاری، غفلت عاطفی دوران کودکی و تعامل آن‌ها به‌عنوان عوامل مرتبط احتمالی برای

^۱. Gray's reinforcement sensitivity theory

سبک دلبستگی بزرگسالان با افسردگی نتایج نشان داد که حساسیت BAS با اجتناب از دلبستگی ارتباط منفی داشت. هرچه حساسیت BIS/BAS بالاتر بود، سطح اضطراب دلبستگی بالاتر بود. در میان آسیب‌های دوران کودکی، غفلت عاطفی به هر دو بعد دلبستگی ناایمن کمک کرد. تعامل بین حساسیت BAS و غفلت عاطفی به‌طور قابل‌توجهی با اضطراب دلبستگی مرتبط است.

با توجه به بررسی‌های انجام‌شده تاکنون پژوهشی به‌صورت جامع و در قالب یک مدل‌سازی معادلات ساختاری به بررسی عوامل زمینه‌ساز افسردگی در جامعه نوجوانان نپرداخته است و در این زمینه خلأ پژوهشی احساس می‌شود؛ بنابراین بررسی عوامل مذکور، ارزش علمی قابل‌توجهی دارد و به پژوهشگران، روان‌پزشکان و روان‌درمانگران علاقه‌مند و متخصص و برنامه‌ریزان در مراکز بهداشت روانی، در زمینه کسب اطلاعات در مورد متغیرهای مطرح‌شده کمک قابل‌توجهی خواهد کرد که بر اساس آن بتوانند برنامه‌های پیشگیری مناسبی را تدوین و برای بیماران، طرح‌های درمانی ویژه و متناسب با این اختلال را پیگیری کنند. علاوه بر این تأیید روابط بین متغیرهای پژوهش می‌تواند شرایط لازم برای تحقیقات بیشتر در این زمینه را فراهم کند که این خود می‌تواند منجر به شناسایی بیشتر عوامل زمینه‌ساز افسردگی، تلاش برای کاهش این اختلال و کاهش عواقب منفی ناشی از آن می‌شود. از این‌رو، پژوهش حاضر درصدد بررسی این مسئله است که آیا نشخوار فکری در رابطه بین سیستم‌های بازداری و فعال‌سازی رفتاری و کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری با علائم افسردگی نوجوانان نقش میانجی‌گر را دارند؟

روش

الف) طرح پژوهش و شرکت‌کنندگان: طرح پژوهش حاضر از نوع همبستگی و روش مدل‌یابی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری این پژوهش شامل تمامی دانش‌آموزان دوره دوم متوسطه شهر تهران که در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۲ مشغول به تحصیل بودند تشکیل دادند. در این پژوهش از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای استفاده شد. ابتدا از بین مناطق ۲۲ گانه شهر تهران ۳ منطقه (۴، ۵ و ۶) انتخاب شد. در ادامه از هر منطقه دو مدرسه مقطع متوسطه دوم انتخاب شد. در نهایت بر اساس

ليست دانش آموزان دوره دوم متوسطه ۳۴۷ دانش آموز از ميان دانش آموزان اين مدرسه كه شرايط شركت در پژوهش را داشتند و ملاك‌هاي ورود (شامل دامنه سن ۱۵ تا ۱۸ سال، امضاء رضايتمانه آگاهانه) به مطالعه را داشته باشند به صورت تصادفي انتخاب شدند. بدین صورت كه پس از شناسايي مدارس مقطع متوسطه دوم مناطق ۴، ۵ و ۶ از بين مدارس موجود در هر منطقه دو مدرسه و از هر مدرسه نیز ۵۸ نفر به صورت تصادفي به عنوان نمونه انتخاب شدند. با توجه به امكان اجرای پرسشنامه‌ها به صورت حضوري و آنلاين در مدارس اجرا شد. به این صورت كه بعد از بيان اهداف پژوهش برای مدیران مدارس و دبیران از آن‌ها درخواست می‌شود ضمن توضیح اهداف پژوهش، آزادي انتخاب دانش آموزان برای شركت در پژوهش، محرمانه ماندن اطلاعات پرسشنامه مداد-كاغذي و لينك آنلاين پرسشنامه‌ها را در كلاس خود برای دانش آموزان به اشتراك بگذارند. از آنجا كه در مدل‌سازي معادلات ساختاري، حداقل حجم نمونه بر اساس متغيرهاي پنهان تعيين می‌شود نه متغيرهاي مشاهده‌پذير. با توجه به ۶ متغير پنهان حداقل حجم نمونه ۸۰ نفر در نظر گرفته می‌شود (بايرن، ۲۰۱۶). همچنين با توجه به فرمول سوپر (۲۰۲۴) اندازه اثر مورد نظر ۰/۱۹^۱، توان آماری آزمون^۲ در این پژوهش ۰/۹۰، تعداد متغيرهاي مكنون در این پژوهش ۶ متغير است و تعداد متغيرهاي آشكار^۳ (خرده مقیاس‌هاي پرسشنامه) ۱۷ و در نهايت ميزان خطای نوع اول را جهت دستيابی به سطوح اطمینان^۴ ۹۵ یا ۹۹ درصد با مقادير ۰/۰۵ حداقل حجم نمونه ۱۰۰ نفر و حداكثر ۱۰۰۰ در نظر گرفته شد. ملاك‌هاي ورود شامل امكان استفاده از رایانه یا تلفن همراه با اینترنت فعال و داشتن يکي از شبکه‌هاي مجازي برای ارسال لينك پرسشنامه، سن بين ۱۵-۱۸ سال و انگيزه برای شركت در این پژوهش و معيارهاي خروج شامل تمایل نداشتن به شركت در مطالعه و ناقص پاسخ دادن به بیش از ۵ سؤال از سؤالات پرسشنامه بود.

(ب) ابزار

مقیاس پاسخ نشخوارکننده^۵ (RRS): مقیاس پاسخ نشخوارکننده (RRS) يک مقیاس خودگزارشي برای توصیف پاسخ‌هاي فرد به خلق افسرده، از ۲۲ سؤال و سه عامل (افسردگی، غرق‌شدگی، و انعكاس) تشكيل شده

است. هر سؤال در مقیاس ليكرت ۴ درجه‌ای از ۱ (هرگز) تا ۴ (همیشه) نمره‌گذاری می‌شود. نمره كل از ۲۲ تا ۸۸ متغير است كه نمرات بالاتر نشان دهنده درجات بالاتري از علائم نشخواري است. نولن و همكاران سطوح قابل قبولی از همسانی درونی را گزارش کرده‌اند (نولن هوکسما و مورو، ۱۹۹۱). مقیاس پاسخ نشخوارکننده ۱۰ سؤالی، يک پرسشنامه ۱۰ سؤالی است كه از پاسخ نشخوارکننده اصلي ۲۲ سؤالی مشتق شده است و عامل افسردگی از سؤالات آن حذف شده است. در پژوهش لی و همكاران (۲۰۱۷) مدل دو عاملی پرسشنامه ۱۰ سؤالی پاسخ نشخوارکننده به طور معقولي با داده‌ها مطابقت داشت و دارای همسانی درونی قابل قبول و قابلیت اعتبار آزمون-بازآزمون در نمونه دانشجویان مطلوب گزارش شد. نتایج روایی هم‌زمان نشان داد كه این پرسشنامه با مقیاس افسردگی بیمارستانی (۰/۰۰۱، $P < ۰/۰۰۱$) داشت كه نشان‌دهنده روایی هم‌زمان است. نتایج حاصل از تحلیل عاملی تأییدی برای ارزیابی روایی سازه حاکی از برازش مطلوب بود و ۱۰ سؤال در دو خرده مقیاس غرق‌شدگی و انعكاس تأیید شد (لی و همكاران، ۲۰۱۷). در پژوهش حاضر روایی سازه به روش تحلیل عاملی تأییدی نشان داد ساختار پرسشنامه، برازش قابل قبولی با داده‌ها دارد و کلیه‌ی شاخص‌هاي نیکویی برازش الگوی چهار عاملی زیربنای پرسشنامه را تأیید کرد. شاخص‌هاي برازش مدل تحلیل عاملی حاکی از آن بود كه مدل از برازش مطلوب برخوردار بوده است ($GFI = ۰/۹۲$ ، $X^2/df = ۲/۴۱$)، $RMSEA = ۰/۰۶$ ، $CFI = ۰/۹۲$ ، $IFI = ۰/۹۲$ ، $TLI = ۰/۹۳$ پایایی پرسشنامه به روش آلفای کرونباخ برای كل پرسشنامه ۰/۸۴ به دست آمد. مقیاس اضطراب و افسردگی بیمارستانی^۶ (HADS): این مقیاس توسط زیگموند و اسنیت (۱۹۸۳) برای سنجش افسردگی و اضطراب تدوین شده است. این مقیاس شامل ۱۴ سؤال است كه ۷ سؤال مربوط به خرده مقیاس اضطراب است و ۷ سؤال مربوط به خرده مقیاس افسردگی است آزمودنی‌ها میزان موافقت و مخالفت خود را در يک طیف ۰-۳ هر سؤال دارای ۴ گزینه است كه آزمودنی بر اساس نوع احساس خود يکي از آن‌ها را بر می‌گزیند. به هر کدام از این گزینه‌ها، وزنی بين ۰-۳ تخصیص می‌یابد (بجند و همكاران، ۲۰۰۲). وایت و همكاران (۱۹۹۹) ویژگی‌هاي

4. Probability level

5. ruminative response scale

6. The Hospital Anxiety and Depression Scale

1. Anticipated effect size

2. Desired statistical power level

3. Desired statistical power level

روان‌سنجی HADS را بر روی یک گروه از نوجوانان ۱۲ تا ۱۷ ساله بررسی کردند نتایج نشان داد که HADS دارای پایایی آزمون باز آزمون و ساختار عاملی مناسب در بین نوجوانان است؛ و بین نوجوانان با و بدون تشخیص اضطراب و افسردگی تمایز قائل می‌شود. همچنین در مطالعه میهالکا و پیلکا (۲۰۱۵) در یک نمونه از نوجوانان لهستانی ساختار دو عاملی را در نوجوان بیمار و ساختار سه عاملی را در نوجوانان سالم تأیید شد. مقیاس اضطراب روانی هم‌زمان با مقیاس اضطراب اسپنس خرده مقیاس اضطراب فراگیر^۱ (SCAS-GA) ($\alpha = 0.77$, $P < 0.01$) و مقیاس افسردگی مزمن مرکز مطالعات اپیدمیولوژیک^۲ (CES-DC) ($\alpha = 0.58$, $P < 0.01$) بود. روایی هم‌زمان مقیاس افسردگی با SCAS-GA ($\alpha = 0.21$, $P < 0.05$) و با CES-DC ($\alpha = 0.52$, $P < 0.01$) بود. در نمونه سالم، سؤال‌های افسردگی به دو عامل تقسیم می‌شوند: خلق افسرده همراه با آرتیاسیون/کندی روانی-حرکتی و بی‌لذتی. در پژوهش کاویانی و همکاران (۱۳۸۸)؛ به نقل از اعتمادی و همکاران، (۱۴۰۲) HADS و زیر مقیاس‌های اضطراب و افسردگی دارای روایی، پایایی و هماهنگی درونی مناسبی هستند. در پژوهش اعتمادی و همکاران (۱۴۰۲) در یک نمونه از نوجوانان ضریب پایایی پرسشنامه به روش امگا مک دونالد ($\alpha = 0.614$, $n = 0.677$) به دست آمده.

مقیاس سیستم‌های فعال‌سازی و بازداری رفتاری^۳ (BIS-BAS): مقیاس بازداری/فعال‌سازی توسط کارور و وایت طراحی شده است. این مقیاس میزان فعالیت سیستم‌های بازداری و فعال‌سازی رفتاری را ارزیابی می‌کند و شامل ۲۰ سؤال است که بر روی یک مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرت از نمره ۱ برای کاملاً مخالفم تا نمره ۵ برای کاملاً موافقم نمره‌گذاری می‌شود. این مقیاس دارای ۲ خرده مقیاس شامل خرده مقیاس سیستم فعال‌سازی رفتاری و خرده مقیاس سیستم بازداری رفتار است. خرده مقیاس سیستم بازداری رفتاری با ۷ سؤال حساسیت این سیستم را اندازه‌گیری و خرده مقیاس سیستم فعال‌سازی شامل ۱۳ سؤال است و فعالیت این سیستم را اندازه‌گیری می‌گیرد (کارور و وایت، ۱۹۹۴). کارور و وایت (۱۹۹۴)، ثبات درونی زیر مقیاس BIS را ۰/۷۴ و ثبات درونی BAS را ۰/۷۱ گزارش کرده‌اند. خصوصیات

روان‌سنجی نسخه فارسی این مقیاس در ایران توسط محمدی (۱۳۸۷) در دانشجویان شیرازی مطلوب گزارش شده است. اعتبار به روش باز آزمایی برای مقیاس BAS، ۰/۶۸ و برای زیر مقیاس BIS، ۰/۷۱ گزارش کرده است (سید موسوی و همکاران، ۱۳۹۳). جانسون و همکاران (۲۰۱۰) ثبات درونی زیر مقیاس بازداری را ۰/۷۴ و برای خرده مقیاس فعال‌سازی ۰/۷۳ گزارش کرده‌اند. پایایی این پرسشنامه در پژوهش با ضریب آلفای کرونباخ ارزیابی شد که برای بازداری رفتاری ۰/۷۴ و برای سیستم فعال‌سازی رفتاری ۰/۷۷ به دست آمد. سید موسوی و همکاران (۱۳۹۳) ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس سیستم‌های فعال‌سازی رفتاری در نوجوانان ایرانی: مقایسه الگوهای دو و چهار عاملی این مقیاس آلفای کرونباخ نظام بازداری ۰/۷۶ و فعال‌سازی ۰/۸۷، و همبستگی آزمون-بازآزمون ۰/۹۱ و ۰/۸۹ بود که نشان‌دهنده همسانی درونی خوب و ثبات خوب نمره‌ها در طول زمان برای مقیاس مذکور است. افزون بر این نتایج تحلیل عاملی تأییدی نیز نشان‌دهنده برازش ساختار چهار عاملی بازداری رفتاری، پاسخ‌دهی به پاداش، جست‌وجوی لذت و کشاننده معطوف به آرزوها؛ و رابطه بازداری و فعال‌سازی رفتاری با مشکلات رفتاری و هیجانی متفاوت نیز نشان‌دهنده روایی سازه مقیاس بود (ارشادی‌منش و بگیان کوله‌مرزی، ۱۴۰۳). شاخص‌های برازش مدل تحلیل عاملی حاکی از آن بود که مدل از برازش مطلوب برخوردار بوده است ($CFI = 0.90$, $IFI = 0.90$, $TLI = 0.89$, $GFI = 0.90$, $X^2/df = 1.98$, $RMSEA = 0.08$). پایایی پرسشنامه به روش آلفای کرونباخ برای سیستم فعال‌سازی رفتاری ۰/۷۹ و برای سیستم بازداری رفتاری ۰/۷۲ به دست آمد. پرسشنامه کنترل و انعطاف‌پذیری شناختی^۴ (CCFQ): در پژوهش حاضر برای سنجش کنترل و انعطاف‌پذیری شناختی از پرسشنامه کنترل و انعطاف‌پذیری شناختی گبریس و همکاران (۲۰۱۸) استفاده شد. این مقیاس دارای ۱۸ سؤال خودگزارشی که در آن توانایی درک شده اعمال کنترل بر افکار مزاحم، ناخواسته (منفی) و احساسات و توانایی فرد برای مقابله با انعطاف‌پذیری با یک وضعیت استرس‌زا را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. این مقیاس دارای دو خرده مقیاس ارزیابی و انعطاف‌پذیری در مقابله^۵ سؤالات

3. Behavioral Inhibition and Activation Systems (BIS-BAS) Scales

4. Cognitive Control and Flexibility

5. Appraisal and coping flexibility

1. Spence Children's Anxiety Scale – Generalised Anxiety subscale (SCAS-GA)

2. Center for Epidemiological Studies Depression Scale for Children (CES-DC)

۱۰ تا ۱ و کنترل شناختی بر هیجانات^۱ سؤالات ۱۱ تا ۱۸ است. نمره‌گذاری این مقیاس به روش لیکرت از هرگز (۰) تا اغلب (۴) است. گبریس و همکاران (۲۰۱۸) روایی سازه این مقیاس را در دو مطالعه جداگانه هم به روش تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی مورد بررسی قرار دادند در مجموع دو عامل ارزیابی و انعطاف‌پذیری در مقابله و کنترل شناختی بر هیجانات ۵۶ درصد از واریانس مقیاس کنترل و انعطاف‌پذیری شناختی را تبیین کردند. همچنین روایی هم‌زمان این مقیاس با پرسشنامه ارزیابی عوامل استرس‌زا، سبک‌های مقابله‌ای و علائم افسردگی مطلوب به دست آمد. ضریب پایایی مقیاس برای عامل کنترل شناختی بر هیجانات ۰/۹۱ و برای ارزیابی و انعطاف‌پذیری در مقابله ۰/۹۲ به دست آمد. در این مطالعه ابتدا محقق پرسشنامه را به فارسی ترجمه کرد و پس از آن جهت بررسی و نظارت بر ترجمه یکی از اساتید روانشناسی و یکی از مترجمان زبان انگلیسی به‌طور جداگانه آن را بازبینی کرد. سپس ترجمه فارسی به ۱ نفر که مسلط به زبان انگلیسی و فارسی بود، داده شد تا ترجمه معکوس صورت بگیرد و در مرحله نهایی هر ۲ نسخه ترجمه و متن اصلی توسط نویسنده اول و مسئول بررسی شد و از تأیید و صحت برگردان اطمینان حاصل شد. فرآیند جمع‌آوری نمونه شروع شد. در ابتدا اهداف و روش مطالعه برای شرکت‌کنندگان شرح داده شد و بر محرمانه بودن اطلاعات شخصی تأکید شد. سپس پرسشنامه‌ها به ترتیب به‌منظور بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی، بین دانش‌آموزان حداقل ۱۵ سال و حداکثر ۱۸ سال سن داشتند و در طول

یک سال اخیر در مدارس مهمان یا انتقال نگرفته باشند، توزیع شد. نتایج حاصل از روایی سازه ۱۸ سؤال پرسشنامه را در دو عامل ارزیابی انعطاف‌پذیری و مقابله و کنترل شناختی هیجانات تأیید کرد و این نتایج حاکی از همسانی درونی مقیاس کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری به روش آلفای کرونباخ و مک دونالد ($\alpha = 0.87$, $\omega = 0.88$) بود. روایی سازه به روش تحلیل عاملی تأییدی حاکی از برازش مطلوب بود و بارهای عاملی در تحلیل عاملی تأییدی برای هر کدام از سؤالات کمتر از ۰/۴۰ نبود. ریشه میانگین مربع باقیمانده (RMR) تناسب قابل‌قبولی با مقادیر ۰/۰۶ نشان داد و شاخص برازش مدل نیز مطلوب بود ($RMSEA = 0.02$, $CFI = 0.94$, $TLI = 0.92$ و $GFI = 0.94$).

یافته‌ها

میانگین (و انحراف استاندارد) دانش‌آموزان شرکت‌کننده در پژوهش ۱۶/۵۵ (و ۳/۷۴) با حداقل سن ۱۵ و حداکثر سن ۱۸ سال بود. میانگین سنی دانش‌آموزان دختر شرکت‌کننده در پژوهش ۱۶/۸۸ (و ۴/۵۸) و دانش‌آموزان پسر شرکت‌کننده در پژوهش ۱۶/۴۵ (و ۳/۲۵) بود. از بین دانش‌آموزان شرکت‌کننده در پژوهش ۱۵۰ نفر (۳۷/۵ درصد) در پایه دهم، ۱۵۰ نفر (۳۷/۵ درصد) در پایه یازدهم و ۱۰۰ نفر (۲۵ درصد) در پایه دوازدهم مشغول به تحصیل بودند. از بین دانش‌آموزان ۱۸۰ نفر (۴۵ درصد) دختر و ۲۲۰ نفر (۵۵ درصد) پسر بودند.

جدول ۱. یافته‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	انحراف استاندارد	کمینه	بیشینه	چولگی	SD	کشدگی	SD
ارزیابی انعطاف‌پذیری و مقابله	۵۱/۷۸	۱۱/۳۱	۱۰	۷۰	-۰/۶۰۲	۱۱۱	۰/۲۵۸	۲۲۱
کنترل شناختی بر هیجانات	۳۱/۳۶	۷/۴۴	۸	۵۶	۰/۰۸۲	۱۱۱	۰/۱۹۵	۲۲۱
کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری	۸۳/۱۴	۱۴/۳۵	۴۱	۱۱۵	-۰/۰۹۱	۱۱۱	-۰/۰۷۵	۲۲۱
سیستم بازداری	۱۹/۶۲	۲/۸۷	۸	۲۸	-۰/۲۹۷	۱۱۱	۱/۲۲۵	۲۲۱
سیستم فعال‌سازی	۳۹/۶۷	۴/۸۷	۲۵	۵۱	-۰/۳۴۹	۱۱۱	-۰/۰۳۱	۲۲۱
نشخوار فکری	۱۲/۴۳	۳/۶۸	۵	۲۰	۰/۰۷۰	۱۱۱	-۰/۶۲۶	۲۲۱
افسردگی	۱۱/۸۸	۲/۹۵	۰	۲۱	-۰/۳۵۸	۱۱۱	۰/۹۷۷	۲۲۱

میانگین نمره کل کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری ۸۳/۱۴ (و ۱۴/۳۵)، سیستم بازداری ۱۹/۶۲ (و ۲/۸۷)، سیستم فعال‌سازی ۳۹/۶۷ (و ۴/۸۷)،

همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود میانگین (و انحراف استاندارد)، کمینه و بیشینه متغیرهای پژوهش آورده شده است. با توجه به جدول

^۱. Cognitive control over emotion

جدول ۲. شاخص‌های نیکویی برازش مدل پیشنهادی

شاخص‌ها	نام شاخص	مدل پیشنهادی	برازش قابل قبول
	χ^2	۱۰۸۹/۱۶۶	بزرگ‌تر از ۵ درصد
شاخص‌های برازش مطلق	GFI	۰/۹۰	$\geq 0/9$
	AGFI	۰/۹۲	$\geq 0/9$
	NNFI	۰/۹۱	$\geq 0/9$
	NFI	۰/۹۲	$\geq 0/9$
شاخص‌های برازش تطبیقی	CFI	۰/۹۲	$\geq 0/9$
	RFI	۰/۹۲	$\geq 0/9$
	IFI	۰/۹۲	۱-۰
	PNFI	۰/۵۶	$\geq 0/5$
شاخص‌های برازش مقتصد	RMSEA	۰/۰۸	$\leq 0/1$
	CMIN/DF	۴/۷۴	مقدار بین ۱ تا ۳

در این پژوهش با توجه به مطلوب بودن شاخص‌های برازش مطلق، شاخص‌های برازش تطبیقی و شاخص‌های برازش مقتصد دست به اصلاح مدل نزدیک در نهایت مدل پیشنهادی از برازش مطلوب با داده‌ها برخوردار بود. همان‌طور که مشاهده می‌شود در مدل تأییدی نهایی مقدار χ^2 دو^۹ (χ^2) معنی‌دار شده است، اما از آنجاکه در نمونه‌های بزرگ این شاخص به‌طور معمول معنی‌دار است و نمی‌توان آن را به‌عنوان ملاکی مطمئن در جهت بررسی برازش الگوی پیشنهادی با داده‌ها در نظر گرفت. همچنین، سایر شاخص‌های برازندگی، مانند نسبت مجذور خی به درجه آزادی (χ^2/df) با مقدار ۴/۷۴، شاخص برازندگی افزایشی^۹ (IFI) با مقدار ۰/۹۲، شاخص برازندگی تطبیقی^{۱۰} (CFI) با مقدار ۰/۹۲، شاخص نیکویی (GFI) با مقدار ۰/۹۰، شاخص برازش هنجار شده یا شاخص توکر-لویس^{۱۲} (NNFI=۰/۹۱)، شاخص نیکوی برازش تعدیل‌یافته^{۱۳} (AGFI= ۰/۹۲)، شاخص برازندگی هنجار شده^{۱۴} (NFI= ۰/۹۲) و ریشه میانگین مجذورات خطای تقریب^{۱۵} (RMSEA) با مقدار ۰/۰۸ حاکی از برازش مطلوب الگوی تأییدی نهایی با داده‌ها است. در ادامه ماتریس ضریب همبستگی متغیرهای پژوهش در جدول ۳ آمده است.

نسخوار فکری ۱۲/۴۳ (و ۳/۶۸) و افسردگی ۱۱/۸۸ (و ۲/۹۵) است. فرض نرمال بودن داده‌ها بر اساس دیدگاه کلاین (۲۰۱۶) با استفاده از آماره چولگی^۱ و کشیدگی^۲ بررسی شد با توجه به نتایج تخطی از مفروضه نرمال بودن در داده‌های پژوهش حاضر قابل مشاهده نیست (جدول ۱). نتایج حاصل از نمودار جعبه‌ای^۳ برای بررسی مفروضه داده‌های پرت نشان داد که از بین ۳۵۵ داده جمع‌آوری شده، ۳۵۰ داده وارد تحلیل شد از ۳۵۰ پرسشنامه‌ای که ملاک ورود را داشتند ۳ داده در کرانه بالا قرار داشتند که در نهایت این داده‌ها حذف شدند و تحلیل نهایی بر روی ۳۴۷ پرسشنامه انجام شد. برای بررسی روابط خطی بین متغیرها از روش ترسیم نمودار پراکندگی^۴ استفاده شود. نتایج حاصل از نمودار پراکندگی نشان داد که، رابطه بین متغیرها خطی است. برای بررسی عدم وجود هم‌خطی چندگانه از آماره تحمل^۵ و عامل افزایش واریانس^۶ (VIF) استفاده می‌شود. مقدار تحمل یک پیش‌بین بیانگر نسبتی از واریانس استاندارد کل است که از فرمول $1-R^2$ به دست می‌آید. عامل افزایش واریانس نیز بیانگر نسبت واریانس استاندارد کل به واریانس اختصاصی (یا مقدار تحمل) است ($1-R^2$). مقدار تحمل کمتر از ۰/۱ بیانگر هم‌خطی چندگانه بین متغیرها است. همچنین در صورتی که عامل افزایش واریانس بزرگ‌تر از ۱۰ باشد هم‌خطی چندگانه بین متغیرها را تأیید می‌کند (هایر و همکاران، ۲۰۱۹). در پژوهش حاضر آماره‌های تحمل و عامل افزایش واریانس برای هیچ کدام از متغیرها به ترتیب از ۰/۱ کوچک‌تر و از ۱۰ بزرگ‌تر نبود. بنابراین، هم‌خطی چندگانه در بین متغیرهای پیش‌بین این پژوهش یافت نگردد. نتایج حاصل از آزمون دوربین واتسون^۷ (DW) روشی برای تشخیص همبستگی در باقی‌مانده‌های تحلیل مدل رگرسیونی نشان داد که دامنه نمرات این آزمون بین ۱ تا ۱/۹۶ بود بنابراین مفروضه استقلال داده‌ها به‌درستی رعایت شده است.

1. Skewness

2. kurtosis

3. Boxplot

4. scatter plot

5. Tolerance

6. variance inflation factor (VIF)

7. Durbin-Watson

8. Chi- Square

9. incremental of fit index

10. comparative of fit index

11. goodness of fit index

12. tucker - lewis index

13. adjusted goodness of fit index

14. normal of fit index

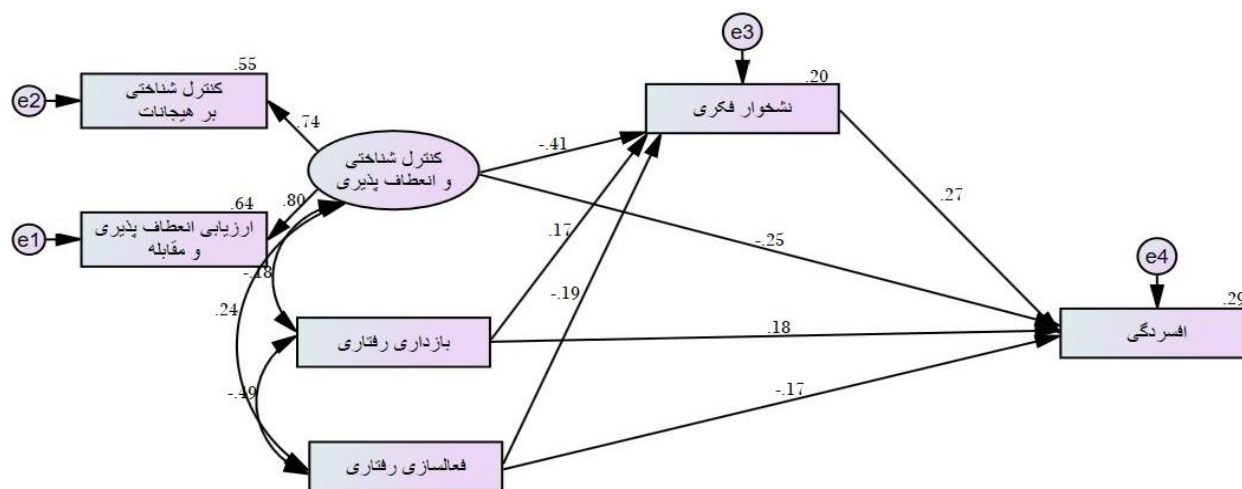
15. root mean square error of approximation

جدول ۳. ماتریس ضریب همبستگی متغیرهای پژوهش

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
کنترل شناختی بر هیجانات	-						
ارزیابی انعطاف‌پذیری و مقابله	$^{**}0/42$	-					
کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری	$^{**}0/55$	$^{**}0/62$	-				
سیستم بازداری	$^{**}0/25$	$^{**}0/28$	$^{**}0/36$	-			
سیستم فعال‌سازی	$^{**}0/29$	$^{**}0/31$	$^{**}0/38$	$^{**}0/35$	-		
نشخوار فکری	$^{**}0/30$	$^{**}0/37$	$^{**}0/40$	$^{**}0/25$	$^{**}0/40$	-	
افسردگی	$^{**}0/16$	$^{**}0/14$	$^{**}0/25$	$^{**}0/18$	$^{**}0/26$	$^{**}0/39$	-

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود بین ابعاد کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری با نشخوار فکری ($r = -0/40$, $P < 0/05$) و افسردگی ($r = -0/25$, $P < 0/05$) رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. بین سیستم بازداری با نشخوار فکری ($r = 0/18$, $P < 0/05$) و افسردگی ($r = 0/17$, $P < 0/05$) رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود بین ابعاد کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری با نشخوار فکری ($r = -0/40$, $P < 0/05$) و افسردگی ($r = -0/25$, $P < 0/05$) رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. بین سیستم بازداری با نشخوار فکری ($r = 0/18$, $P < 0/05$) و افسردگی ($r = 0/17$, $P < 0/05$) رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.



شکل ۱. برازش مدل نهایی پژوهش

همان‌طور که در شکل ۱ مشاهده می‌شود ضریب مسیر مستقیم و استاندارد کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری به افسردگی ($\beta = -0/25$, $P \leq 0/05$) منفی و معنی‌دار است. ضریب مسیر مستقیم و استاندارد بازداری رفتاری به افسردگی ($\beta = 0/18$, $P \leq 0/05$) مثبت و معنی‌دار است. همچنین ضریب مسیر مستقیم و استاندارد فعال‌سازی رفتاری به افسردگی ($\beta = -0/17$, $P \leq 0/05$) منفی و معنی‌دار است.

همان‌طور که در شکل ۱ مشاهده می‌شود ضریب مسیر مستقیم و استاندارد کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری به افسردگی ($\beta = -0/25$, $P \leq 0/05$) منفی و معنی‌دار است. ضریب مسیر مستقیم و استاندارد بازداری رفتاری به افسردگی ($\beta = 0/18$, $P \leq 0/05$) مثبت و معنی‌دار است. همچنین ضریب مسیر مستقیم و استاندارد فعال‌سازی رفتاری به افسردگی ($\beta = -0/17$, $P \leq 0/05$) منفی و معنی‌دار است.

جدول ۴. نتایج بوت‌استرپینگ اثر غیرمستقیم متغیرهای پژوهش بر افسردگی نوجوانان

متغیر	اثر غیرمستقیم	حد پایین	حد بالا	S.E	P
کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری >--> نشخوار فکری >--> افسردگی	-0/111	-0/154	-0/076	0/023	$P \leq 0/001$
فعال‌سازی رفتاری >--> نشخوار فکری >--> افسردگی	-0/051	-0/044	-0/069	0/012	$P \leq 0/05$
بازداری رفتاری >--> نشخوار فکری >--> افسردگی	0/045	0/017	0/067	0/015	$P \leq 0/05$

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد متغیرهای کنترل شناختی با حد پایین فاصله اطمینان $0/154$ و حد بالای آن $0/076$ و سیستم بازداری با حد پایین فاصله اطمینان $0/017$ و حد بالای آن $0/067$ (حد بالا و حد پایین صفر را در بر نمی‌گیرند). سطح اطمینان $0/95$ و تعداد نمونه‌گیری مجدد بوت استرپ 2000 از طریق نشخوار فکری بر افسردگی نوجوانان اثر غیرمستقیم و معنی‌داری دارند. همچنین سیستم فعال‌سازی رفتاری با حد پایین فاصله اطمینان $0/044$ و حد بالای آن $0/069$ (حد بالا و حد پایین صفر را در بر نمی‌گیرند). سطح اطمینان $0/95$ و تعداد نمونه‌گیری مجدد بوت استرپ 2000 از طریق نشخوار فکری بر افسردگی نوجوانان اثر غیرمستقیم منفی و معنی‌داری دارند.

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف الگوی ساختاری سیستم‌های بازداری و فعال‌سازی رفتاری و کنترل و انعطاف‌پذیری شناختی با افسردگی نوجوانان با نقش میانجی‌گر نشخوار فکری انجام شد. نتایج حاصل از مدل‌سازی معادلات ساختاری نشان داد که ضریب مسیر استاندارد کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری به افسردگی منفی و معنی‌دار است. همچنین مسیر غیرمستقیم کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری از طریق نشخوار فکری به افسردگی منفی و معنی‌دار بود. این نتایج با مطالعات دیگر برای مثال (وانگ و همکاران، 2024 ؛ لیو و همکاران، 2023 ؛ پهلویان و همکاران، 2022 ؛ گراهک و همکاران، 2019) همخوانی دارد.

در تبیین این نتایج می‌توان گفت، هر چه انعطاف‌پذیری فرد بیشتر باشد و بتواند موقعیت‌های تنش‌زا را به‌عنوان موقعیت قابل کنترل در نظر بگیرد و در مواجهه با رویدادهای زندگی و رفتار افراد، توانایی چندین توجیه جایگزین را داشته باشد و در موقعیت‌های سخت بتواند به راه‌حل‌های جایگزین فکر کند، ظرفیت او در مقابله، سازگاری و بهبودی از اضطراب، افسردگی و دشواری‌های زندگی بالاتر است. افرادی که توانایی کنترل شناختی و تفکر انعطاف‌پذیر دارند، از توجیهات جایگزین استفاده می‌کنند، چارچوب فکری خود را به‌صورت مثبتی بازسازی می‌کنند و موقعیت‌های چالش‌انگیز یا رویدادهای تنش‌زا را می‌پذیرند و نسبت به افرادی که انعطاف‌پذیر نیستند، از نظر روانشناختی تنش و افسردگی کمتری دارند (گبریس و همکاران، 2018). از سویی دیگر افراد افسرده نمی‌توانند

موقعیت‌های سخت را به‌عنوان موقعیت قابل کنترل در نظر گرفته و در مواجهه با رویدادهای زندگی و رفتار افراد، توانایی توجیه چندیدن جایگزین را ندارند و در موقعیت‌های سخت نمی‌توانند به راه‌حل‌های جایگزین فکر کنند. درواقع، بیماران افسرده اغلب اوقات محیط خود را به‌صورت محیطی تغییرناپذیر در نظر می‌گیرند، جهان از نظر این افراد ثابت، ملال‌آور، پوچ و بی‌فایده است. سبک شناختی غیرانعطاف‌پذیر ویژه افسردگی، باعث تقویت حالت افسردگی از طریق ایجاد سوگیری در پذیرش خودکار افکار ناکارآمد می‌شود. بنابراین بالا بودن کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری باعث کاهش افسردگی می‌شود (گبریس و همکاران، 2018).

نتایج حاصل از مدل‌سازی معادلات ساختاری نشان داد که ضریب مسیر استاندارد سیستم فعال‌سازی رفتاری به افسردگی، منفی و معنی‌دار است ($P \leq 0/05$). همچنین ضریب مسیر استاندارد سیستم بازداری رفتاری به افسردگی، مثبت و معنی‌دار است ($P \leq 0/05$). اثر غیرمستقیم سیستم بازداری از طریق نشخوار فکری بر افسردگی مثبت و معنی‌دار است. ولی اثر غیرمستقیم سیستم فعال‌سازی از طریق نشخوار فکری بر افسردگی منفی و معنی‌دار بود ($P \leq 0/05$). این نتایج با مطالعات دیگر برای مثال (هو و همکاران، 2020 ؛ سان و همکاران، 2020 ؛ وانگ و همکاران، 2024 ؛ لیو و همکاران، 2023 ؛ پهلویان و همکاران، 2022 ؛ گراهک و همکاران، 2019) همخوانی دارد.

در تبیین این یافته را می‌توان با استفاده از چهارچوب نظریه حساسیت به تقویت تبیین کرد. در چارچوب نظریه حساسیت به تقویت BAS به تمامی محرک‌های پاداش و فقدان تنبیه پاسخ می‌دهد و فعالیت آن موجب فراخوانی هیجان‌های مثبت، رفتار روی‌آوری و اجتناب فعال می‌شود. BAS با مسیرهای دوپامرژیک، قشر پیش‌پیشانی، آمیگدال و عقده‌های قاعده‌ای مرتبط است (مرچن-کلاولینو و همکاران، 2019). همچنین، علاوه بر کاهش فعالیت دوپامینی در افسردگی (کاتز و همکاران، 2020)، قشر پیش‌پیشانی و آمیگدال که ساختارهای عصبی BAS را تشکیل می‌دهند؛ جزو نواحی مغزی مهم در نظم‌جویی هیجان‌ات طبیعی می‌باشند که در افسردگی تحت تأثیر قرار می‌گیرند (کاتز و همکاران، 2020)؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که حساسیت پایین BAS با افسردگی و نشانگان آن ارتباط باشد. به‌علاوه، BIS که در قشر پیشانی و مدار پاپز قرار دارد، به محرک‌های تنبیه،

فقدان پاداش، محرک‌های جدید و محرک‌های ترس‌آور ذاتی پاسخ می‌دهد؛ بنابراین حساسیت و فعالیت بالای BIS که اضطراب، بازداری رفتاری، اجتناب غیرفعال، خاموشی و هیجان‌های ناخوشایند را به دنبال دارد (مرچن - کلاولینو و همکاران، ۲۰۱۹). می‌تواند با افزایش فعالیت‌های اجتنابی و کاهش فعالیت‌های لذت‌بخش و پاداش دهنده به افسردگی منجر شود. از سویی دیگر، اهمیت غلبه و فعالیت سیستم‌های بازداری/فعال‌سازی رفتاری و نقش و ارتباط آن‌ها با افسردگی و علائم و نشانه‌های آن با در نظر گرفتن این فرض رفتاری که افسردگی را پیامد و نتیجه فقدان و کاهش پاداش و تقویت مثبت در نظر می‌گیرد بیشتر روشن می‌شود.

در تبیین دیگر این یافته از پژوهش حاضر می‌توان اذعان کرد که سیستم فعال‌سازی، اساس نوروفیزیولوژیک تکانش‌گری بوده و با عواطف مثبت همراه است و توسط محرک‌های مثبت فعال می‌شود، درحالی‌که سیستم بازداری رفتار، اساس نوروفیزیولوژیک اضطراب بوده و با عواطف و محرک‌های منفی در ارتباط است، فعالیت بیش‌ازحد این سیستم، باعث ایجاد اختلال‌های اضطرابی می‌شود. گری در سال ۱۹۹۱ پاسخ افراد به محرک‌های بیرونی را به این دو سیستم مرتبط دانست (رینهر و همکاران، ۲۰۱۸). در واقع سیستم فعال‌سازی رفتاری با توجه به اینکه با عواطف مثبت در ارتباط است، اگر به‌صورت کنترل شده و مناسب با هیجانات در ارتباط باشد، می‌تواند هیجانات را به سمت کنترل شده و مثبت هدایت کند که نقش به‌سزایی در مدیریت عواطف و خلق خواهد داشت و فقدان مدیریت هیجانی و کاهش خلق به‌خصوص در دوران نوجوانی می‌تواند زمینه را برای افسردگی نهفته و واکنشی فراهم سازد. همچنین سیستم بازداری رفتار نقش تعیین‌کننده‌ای در بهبود خلق دارد، بدین صورت که در نوجوانان گاهی وجود داشتن مقداری استرس به آن‌ها کمک می‌کند تا در شرایط حساس عملکرد خود را بهتر کنند، اما اگر فعالیت این سیستم از حالت طبیعی خارج شود با اضطراب همراه بوده که همین مسئله باعث کاهش عملکرد و در موقعیت‌های سخت باعث احساس افسردگی خواهد شد. زمانی که حساسیت و کارکرد هر کدام از این دو سیستم از روند طبیعی خارج شود، این امکان وجود دارد که باعث افزایش برانگیختگی بیشتر گردد که همین مسئله باعث کناره‌گیری، انزوا و مشکلات رفتاری و هیجانی شود. افرادی که سیستم بازداری فعالی دارند، بیشتر مستعد مشکلات خلقی بوده و به وقایع محیطی با واکنش‌های نوراتیک (روان‌آزردگی) نشان می‌دهند.

سیستم بازداری رفتاری نه تنها با بروز مشکلات هیجانی مرتبط است، بلکه در بروز مشکلات جسمی متأثر از مشکلات هیجانی نیز تأثیرگذار است. برای نمونه افراد دارای مشکلات زمینه‌ای از مشکلات خلقی بیشتری چون افسردگی رنج برده و سیستم بازداری فعال‌تری دارند.

از جمله محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: از آنجاکه این پژوهش در دانش‌آموزان انجام شده است، در تعمیم نتایج به سایر گروه‌ها باید احتیاط کرد. از آنجا که پژوهش حاضر می‌تواند به نوع طرح پژوهش اشاره کرد که اصولاً از نظر تعیین روابط علت و معلولی محدودیت دارد. در این پژوهش برای گردآوری داده‌ها از پرسشنامه استفاده گردید، در نتیجه ممکن است برخی از آزمودنی‌ها از ارائه پاسخ واقعی خودداری کرده و پاسخ غیر واقعی داده باشند. با توجه به یافته‌های پژوهش حاضر می‌توان پیشنهاد کرد که عدم کنترل شناختی و انعطاف‌پذیری به‌عنوان یک ویژگی شخصیتی و بازداری مغزی به‌عنوان یک عامل زیستی منشأ بسیاری از مشکلات اجتماعی و بین‌فردی هستند، و توجه به این جنبه‌ها در زمینه درک، سبب‌شناسی، فرمول‌بندی و درمان مشکلات و اختلالات خلقی به غایت مهم و حیاتی است. روان‌درمانگران می‌توانند با سنجش و شناسایی این ابعاد و مهم‌تر از آن، جنبه‌های مختلف هر یک از ابعاد مرضی شخصیت به عمق و ماورای آسیب‌ها و اختلال‌های مربوطه دست یافته و از طریق بهره‌گیری از رویکردهای درمانی مؤثر در این زمینه مانند ذهنی‌سازی، شفقت به خود، نظم‌جویی هیجانی و سیستم روان‌درمانی تحلیل شناختی رفتاری و با استفاده از تکنیک‌های شناختی، رفتاری، هیجانی و فعال‌سازی رفتاری و تغییر باورهای مرکزی ناکارآمد به نوجوانان دارای اختلالات خلقی کمک نمایند. پیشنهاد می‌شود هر ساله در مدارس با توجه به برنامه‌های مشاوره‌ای آزمون‌های غربالگری اجرا و با شناسایی گروه‌های در معرض خطر و ارجاع به مراکز مشاوره از رویکردهای مختلف درمانی و یا رویکردهای فراتشخیصی در جهت کاهش مشکلات روانشناختی نوجوانان گام‌های مهمی بردارند.

ملاحظات اخلاقي

پيروي از اصول اخلاقي پژوهش: اين پژوهش با شناسه اخلاقي

IR.IAU.TNB.REC.1403.172 انجام شد. در جهت حفظ رعايت اصول اخلاقي در اين

پژوهش سعي شد تا جمع‌آوري اطلاعات پس از جلب رضايت شرکت‌کنندگان انجام

شود. همچنين به شرکت‌کنندگان درباره رازداري در حفظ اطلاعات شخصي و ارائه نتايج

بدون قيد نام و مشخصات شناسنامه افراد، اطمينان داده شد.

حامی مالی: اين پژوهش بدون حمايت مالي انجام شده است.

نقش هر يك از نويسندگان: اين مقاله از پايان‌نامه کارشناس ارشد نويسنده دوم و به

راهنمايي نويسنده اول استخراج شده است.

تضاد منافع: نويسندگان اعلام مي‌دارند که در نتايج اين پژوهش هيچ‌گونه تضاد منفعي

وجود ندارد.

تشکر و قدرداني: بدین وسیله پژوهشگران بر خود لازم می‌دانند تا از تمامی والدین و

دانش آموزانی که در اين پژوهش شرکت کردند نهايت تشکر و قدرداني را داشته باشند.

منابع

اعتمادی، زهره؛ عباسپور، صبا؛ تیرگری، عبدالحکیم، بگیان کوله مرزی، محمد جواد (۱۴۰۲). نقش تعدیل‌کننده جنسیت در رابطه بین فشار روان‌شناختی، حساسیت به طرد شدن و شکست با ایده پردازی خودکشی نوجوانان: نقش میانجی افسردگی و ناامیدی. *مجله روان‌پزشکی و روانشناسی بالینی ایران*، ۲۹ (۲)، ۱۷۰-۱۸۷.

<http://ijpcp.iuums.ac.ir/article-1-3850-fa.html>

سید موسوی، پریسا؛ پور اعتماد، حمیدرضا و قنبری، سعید (۱۳۹۳) ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس نظام‌های بازداری و فعال‌سازی رفتاری در نوجوانان ایرانی: مقایسه الگوهای دو و چهار عاملی. *روانشناسی کاربردی*، ۸ (۳) پیاپی، ۳۱، ۹۷-۱۱۵.

<https://doi.org/20.1001.1.20084331.1393.8.4.3.5>

کاویانی، حسین؛ صیفوریان، حسین؛ شریفی، وندا و ابراهیم‌خانی، نرگس (۱۳۸۸). پایایی و روایی مقیاس بیمارستانی اضطراب و افسردگی (HADS) بیماران افسرده و اضطرابی ایرانی، *نشریه دانشکده پزشکی دانشگاه علوم پزشکی تهران*، ۶۷ (۵)، ۳۷۹-۳۸۵.

http://tumj.tums.ac.ir/index.php?slc_lang=en&sid=1

References

- Almeida, S., Camacho, M., Barahona-Corrêa, J. B., Oliveira, J., Lemos, R., da Silva, D. R., da Silva, J. A., Baptista, T. M., Grácio, J., & Oliveira-Maia, A. J. (2023). Criterion and construct validity of the Beck Depression Inventory (BDI-II) to measure depression in patients with cancer: The contribution of somatic items. *International journal of clinical and health psychology: IJCHP*, 23(2), 100350. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2022.100350>
- Bjelland, I., Dahl, A. A., Haug, T. T., & Neckelmann, D. (2002). The validity of the Hospital Anxiety and Depression Scale. An updated literature review. *Journal of psychosomatic research*, 52(2), 69-77. [https://doi.org/10.1016/s0022-3999\(01\)00296-3](https://doi.org/10.1016/s0022-3999(01)00296-3)
- Botvinick, M. M., & Cohen, J. D. (2014). The computational and neural basis of cognitive control: charted territory and new frontiers. *Cognitive science*, 38(6), 1249-1285. <https://doi.org/10.1111/cogs.12126>
- Byrne, B.M. (2016). *Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming, Third Edition (3rd ed.)*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315757421>
- Carver, C. S., & White, T. L. (1994). Behavioral inhibition, behavioral activation, and affective

responses to impending reward and punishment: the BIS/BAS scales. *Journal of personality and social psychology*, 67(2), 319. [doi:10.1037/0022-3514.67.2.319](https://doi.org/10.1037/0022-3514.67.2.319)

- Chu, S. A., Tadayonnejad, R., Corlier, J., Wilson, A. C., Citrenbaum, C., & Leuchter, A. F. (2023). Rumination symptoms in treatment-resistant major depressive disorder, and outcomes of repetitive Transcranial Magnetic Stimulation (rTMS) treatment. *Translational psychiatry*, 13(1), 293. <https://doi.org/10.1038/s41398-023-02566-4>
- Corr, P. J., & Cooper, A. J. (2016). The Reinforcement Sensitivity Theory of Personality Questionnaire (RST-PQ): Development and validation. *Psychological assessment*, 28(11), 1427-1440. <https://doi.org/10.1037/pas0000273>
- Dajani, D. R., & Uddin, L. Q. (2015). Demystifying cognitive flexibility: Implications for clinical and developmental neuroscience. *Trends in neurosciences*, 38(9), 571-578. <https://doi.org/10.1016/j.tins.2015.07.003>
- Dajani, D. R., & Uddin, L. Q. (2015). Demystifying cognitive flexibility: Implications for clinical and developmental neuroscience. *Trends in neurosciences*, 38(9), 571-578. <https://doi.org/10.1016/j.tins.2015.07.003>
- Disner, S. G., Beevers, C. G., Haigh, E. A., & Beck, A. T. (2011). Neural mechanisms of the cognitive model of depression. *Nature reviews. Neuroscience*, 12(8), 467-477. <https://doi.org/10.1038/nrn3027>
- Dong, H., Zheng, H., Wang, M., Ye, S., & Dong, G. H. (2022). The unbalanced behavioral activation and inhibition system sensitivity in internet gaming disorder: evidence from resting-state Granger causal connectivity analysis. *Progress in Neuro-Psychopharmacology and Biological Psychiatry*, 119, 110582. <https://doi.org/10.1016/j.pnpbp.2022.110582>
- Ershadi Manesh, S., & Bagian Kulemarzi, M. J. (2024). Inhibition and Activation Systems of Behavior and Suicide Mediating Role of Cognitive Emotion Regulation. *Journal of family & reproductive health*, 18(1), 36-43. <https://doi.org/10.18502/jfrh.v18i1.15437>
- Etemadi, Z., Abbaspour, S., Targari, A., & Bagian Koulemarzi, M. J. (2023). The Mediating Role of Depression and Hopelessness in the Relationship of Psychological Strain, Rejection Sensitivity, and Defeat With Suicide Ideation in Adolescents in Iran. *Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology*, 29(2), 170-187. <http://ijpcp.iuums.ac.ir/article-1-3850-fa.html>

- Friedman, N. P., & Miyake, A. (2017). Unity and diversity of executive functions: Individual differences as a window on cognitive structure. *Cortex; a journal devoted to the study of the nervous system and behavior*, 86, 186–204. <https://doi.org/10.1016/j.cortex.2016.04.023>
- Gabrys, R. L., Tabri, N., Anisman, H., & Matheson, K. (2018). Cognitive Control and Flexibility in the Context of Stress and Depressive Symptoms: The Cognitive Control and Flexibility Questionnaire. *Frontiers in psychology*, 9, 2219. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02219>
- Geiger, K. A., & Kwon, P. (2010). Rumination and depressive symptoms: Evidence for the moderating role of hope. *Personality and Individual Differences*, 49(5), 391–395. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.04.004>
- Gotlib, I. H., & Joormann, J. (2010). Cognition and depression: current status and future directions. *Annual review of clinical psychology*, 6, 285–312. <https://doi.org/10.1146/annurev.clinpsy.121208.131305>
- Grahek, I., Shenhav, A., Musslick, S., Krebs, R. M., & Koster, E. H. W. (2019). Motivation and cognitive control in depression. *Neuroscience and biobehavioral reviews*, 102, 371–381. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2019.04.011>
- Grahek, I., Shenhav, A., Musslick, S., Krebs, R. M., & Koster, E. H. W. (2019). Motivation and cognitive control in depression. *Neuroscience and biobehavioral reviews*, 102, 371–381. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2019.04.011>
- Gray, J. A. (1993). "Framework for a taxonomy of psychiatric disorder," in *Emotions: Essays on Emotion Theory*, eds S. Van Gozen, N. Van de Poll, and J. A. Sergeant (New Jersey, NJ: Lawrence Erlbaum), 29–59.
- Heidari, P., & Nemattavousi, M. (2021). behavioral inhibition/activation systems and self-esteem with depression: The mediating role of social anxiety. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 39(3), 375–389. <https://doi.org/10.1007/s10942-020-00378-9>
- Hofmann, W., Schmeichel, B. J., & Baddeley, A. D. (2012). Executive functions and self-regulation. *Trends in cognitive sciences*, 16(3), 174–180. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2012.01.006>
- Hou, Z., Sui, Y., Song, X., & Yuan, Y. (2016). Disrupted Interhemispheric Synchrony in Default Mode Network Underlying the Impairment of Cognitive Flexibility in Late-Onset Depression. *Frontiers in aging neuroscience*, 8, 230. <https://doi.org/10.3389/fnagi.2016.00230>
- Huh, H. J., Jeong, B. R., Hwang, J. H., & Chae, J. H. (2020). High Behavioral Inhibition System/Behavioral Activation System Sensitivity, Childhood Emotional Neglect and Their Interaction as Possible Related Factors for Adult Attachment Style in Depression. *Psychiatry investigation*, 17(2), 122–129. <https://doi.org/10.30773/pi.2019.0165>
- Hutchison, R. M., & Morton, J. B. (2016). It's a matter of time: Reframing the development of cognitive control as a modification of the brain's temporal dynamics. *Developmental cognitive neuroscience*, 18, 70–77. <https://doi.org/10.1016/j.dcn.2015.08.006>
- Johnson, D. P., & Whisman, M. A. (2013). Gender differences in rumination: A meta-analysis. *Personality and individual differences*, 55(4), 367–374. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2013.03.019>
- Johnson, D. P., & Whisman, M. A. (2013). Gender differences in rumination: A meta-analysis. *Personality and individual differences*, 55(4), 367–374. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2013.03.019>
- Johnson, J. L., Kim, L. M., Giovannelli, T. S., & Cagle, T. (2010). Reinforcement sensitivity theory, vengeance, and forgiveness. *Personality and Individual Differences*, 48(5), 612–616. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2009.12.018>
- Katz, B. A., Matanky, K., Aviram, G., & Yovel, I. (2020). Reinforcement sensitivity, depression and anxiety: A meta-analysis and meta-analytic structural equation model. *Clinical psychology review*, 77, 101842. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2020.101842>
- Kaushik, A., Tanwar, N., Tewari, S., Sharma, R. K., & Jangid, P. (2023). Assessment of Periodontal Status in Patients with Depression: A Cross-Sectional Study. *Medical principles and practice: international journal of the Kuwait University, Health Science Centre*, 32(1), 16–25. <https://doi.org/10.1159/000529283>
- Kaviani, H., Seyfourian, H., Sharifi, V., & Ebrahimkhani, N. (2009). Reliability and validity of anxiety and depression hospital scales (HADS): Iranian patients with anxiety and depression disorders. *Published in Tehran University Medical Journal*, 67 (5), 379–385. http://tumj.tums.ac.ir/index.php?slc_lang=en&sid=1
- Koster, E. H. W., Hoorelbeke, K., Onraedt, T., Owens, M., & Derakshan, N. (2017). Cognitive control interventions for depression: A systematic review of

- findings from training studies. *Clinical psychology review*, 53, 79–92. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2017.02.002>
- Koster, E. H., De Lissnyder, E., Derakshan, N., & De Raedt, R. (2011). Understanding depressive rumination from a cognitive science perspective: the impaired disengagement hypothesis. *Clinical psychology review*, 31(1), 138–145. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2010.08.005>
- Li, Q., Wang, Y., Yang, Z., Dai, W., Zheng, Y., Sun, Y., & Liu, X. (2020). Dysfunctional cognitive control and reward processing in adolescents with Internet gaming disorder. *Psychophysiology*, 57(2), e13469. <https://doi.org/10.1111/psyp.13469>
- Liu, Y., Feng, Q., & Guo, K. (2023). Physical activity and depression of Chinese college students: chain mediating role of rumination and anxiety. *Frontiers in psychology*, 14, 1190836. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1190836>
- Liu, Y., Yu, X., Yang, B., Zhang, F., Zou, W., Na, A., Zhao, X., & Yin, G. (2017). Rumination mediates the relationship between overgeneral autobiographical memory and depression in patients with major depressive disorder. *BMC psychiatry*, 17(1), 103. <https://doi.org/10.1186/s12888-017-1264-8>
- Lu, B., Lin, L., & Su, X. (2024). Global burden of depression or depressive symptoms in children and adolescents: A systematic review and meta-analysis. *Journal of affective disorders*, 354, 553–562. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2024.03.074>
- Lyubomirsky, S., Layous, K., Chancellor, J., & Nelson, S. K. (2015). Thinking about rumination: the scholarly contributions and intellectual legacy of Susan Nolen-Hoeksema. *Annual review of clinical psychology*, 11, 1–22. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032814-112733>
- Lyubomirsky, S., Layous, K., Chancellor, J., & Nelson, S. K. (2015). Thinking about rumination: the scholarly contributions and intellectual legacy of Susan Nolen-Hoeksema. *Annual review of clinical psychology*, 11, 1–22. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032814-112733>
- McCarron, R. M., Shapiro, B., Rawles, J., & Luo, J. (2021). Depression. *Annals of internal medicine*, 174(5), ITC65–ITC80. <https://doi.org/10.7326/AITC202105180>
- Medina-Rodriguez, E. M., Cruz, A. A., De Abreu, J. C., & Beurel, E. (2023). Stress, inflammation, microbiome and depression. *Pharmacology, biochemistry, and behavior*, 227–228, 173561. <https://doi.org/10.1016/j.pbb.2023.173561>
- Merchán -Clavellino, A., Alameda -Bailén, J. R., Zayas García, A., & Guil, R. (2019). Mediating effect of trait emotional intelligence between the behavioral activation system (BAS)/behavioral inhibition system (BIS) and positive and negative affect. *Frontiers in Psychology*, 10, 424. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00424>
- Mihaela, A., & Pilecka, W. (2015). Struktura czynnikowa oraz walidacja polskiej wersji Szpitalnej Skali Lęku i Depresji (HADS) dla młodzieży [The factorial structure and validity of the Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS) in Polish adolescents]. *Psychiatria Polska*, 49(5), 1071–1088. <https://doi.org/10.12740/PP/38139>
- Millan, M. J., Agid, Y., Brüne, M., Bullmore, E. T., Carter, C. S., Clayton, N. S., Connor, R., Davis, S., Deakin, B., DeRubeis, R. J., Dubois, B., Geyer, M. A., Goodwin, G. M., Gorwood, P., Jay, T. M., Joëls, M., Mansuy, I. M., Meyer-Lindenberg, A., Murphy, D., Rolls, E., ... Young, L. J. (2012). Cognitive dysfunction in psychiatric disorders: characteristics, causes and the quest for improved therapy. *Nature reviews. Drug discovery*, 11(2), 141–168. <https://doi.org/10.1038/nrd3628>
- Nolen-Hoeksema S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of abnormal psychology*, 100(4), 569–582. <https://doi.org/10.1037//0021-843x.100.4.569>
- Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1991). A prospective study of depression and posttraumatic stress symptoms after a natural disaster: the 1989 Loma Prieta Earthquake. *Journal of personality and social psychology*, 61(1), 115–121. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.61.1.115>
- Olino, T. M., McMakin, D. L., & Forbes, E. E. (2018). Toward an Empirical Multidimensional Structure of Anhedonia, Reward Sensitivity, and Positive Emotionality: An Exploratory Factor Analytic Study. *Assessment*, 25(6), 679–690. <https://doi.org/10.1177/1073191116680291>
- Papachristou H, Theodorou M, Neophytou K, Panayiotou G. (2018). Community sample evidence on the relations among behavioural inhibition system, anxiety sensitivity, experiential avoidance, and social anxiety in adolescents. *Journal of Contextual Behavioral Science*. 8, 36–43. [doi:10.1016/j.jcbs.2018.03.001](https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2018.03.001)
- Raes, F., & Hermans, D. (2008). On the mediating role of subtypes of rumination in the relationship between childhood emotional abuse and depressed mood:

- brooding versus reflection. *Depression and anxiety*, 25(12), 1067–1070. <https://doi.org/10.1002/da.20447>
- Reinherz, H. Z., Giaconia, R. M., Pakiz, B., Silverman, A. B., Frost, A. K., & Lefkowitz, E. S. (1993). Psychosocial risks for major depression in late adolescence: a longitudinal community study. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 32(6), 1155–1163. <https://doi.org/10.1097/00004583-199311000-00007>
- Segarra, P., Ross, S. R., Pastor, M. C., Montañés, S., Poy, R., & Moltó, J. (2007). MMPI-2 predictors of Gray's two-factor reinforcement sensitivity theory. *Personality and Individual Differences*, 43(3), 437–448. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.12.013>
- Seyed Mousavi, P.S., Pouretamad, H.R., Ghanbari, S. (2015). Psychometric properties of the behavioral inhibition and activation systems scale in Iranian adolescents: Comparison of two factorial models. *Applied Psychology*, 8(4), 97–115. <https://doi.org/20.1001.1.20084331.1393.8.4.3.5>
- Snyder H. R. (2013). Major depressive disorder is associated with broad impairments on neuropsychological measures of executive function: a meta-analysis and review. *Psychological bulletin*, 139(1), 81–132. <https://doi.org/10.1037/a0028727>
- Soper, D.S. (2023). A-priori Sample Size Calculator for Structural Equation Models [Software]. Available from <http://www.danielsoper.com/statcalc>.
- Sun, J., Luo, Y., Chang, H., Zhang, R., Liu, R., Jiang, Y., & Xi, H. (2020). The Mediating Role of Cognitive Emotion Regulation in BIS/BAS Sensitivities, Depression, and Anxiety Among Community-Dwelling Older Adults in China. *Psychology research and behavior management*, 13, 939–948. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S269874>
- Sun, X., Xia, M., & He, Y. (2023). Towards dysfunctional connectome development in depressed adolescents. *European child & adolescent psychiatry*, 32(7), 1147–1149. <https://doi.org/10.1007/s00787-023-02223-7>
- Vos, T., Lim, S. S., Abbafati, C., Abbas, K. M., Abbasi, M., Abbasifard, M., ... & Bhutta, Z. A. (2020). Global burden of 369 diseases and injuries in 204 countries and territories, 1990–2019: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2019. *The lancet*, 396(10258), 1204–1222. doi: 10.1016/S0140-6736(20)30925-9
- Wang, Y., Chen, Y., Lu, C., Kwan, A. T. H., McIntyre, R. S., Yang, F., & Cao, B. (2024). The psychological factors mediating/moderating the association between body-image disturbance and depression: A systematic review. *PsyCh journal*, 13(4), 527–540. <https://doi.org/10.1002/pchj.754>
- Watkins, E. R., & Roberts, H. (2020). Reflecting on rumination: Consequences, causes, mechanisms and treatment of rumination. *Behaviour research and therapy*, 127, 103573. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2020.103573>
- Watkins, E. R., & Roberts, H. (2020). Reflecting on rumination: Consequences, causes, mechanisms and treatment of rumination. *Behaviour Research and Therapy*, 127, 103573. [doi:103573. 10.1016/j.brat.2020.103573](https://doi.org/10.1016/j.brat.2020.103573)
- White, D., Leach, C., Sims, R., Atkinson, M., & Cottrell, D. (1999). Validation of the Hospital Anxiety and Depression Scale for use with adolescents. *The British journal of psychiatry: the journal of mental science*, 175, 452–454. <https://doi.org/10.1192/bjp.175.5.452>
- Xu, M., Li, X., Teng, T., Huang, Y., Liu, M., Long, Y., Lv, F., Zhi, D., Li, X., Feng, A., Yu, S., Calhoun, V., Zhou, X., & Sui, J. (2024). Reconfiguration of Structural and Functional Connectivity Coupling in Patient Subgroups With Adolescent Depression. *JAMA network open*, 7(3), e241933. <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2024.1933>
- Zhang, J., Li, X., Tang, Z., Xiang, S., Tang, Y., Hu, W., Tan, C., & Wang, X. (2024). Effects of stress on sleep quality: multiple mediating effects of rumination and social anxiety. *Psicologia, reflexao e critica: revista semestral do Departamento de Psicologia da UFRGS*, 37(1), 10. <https://doi.org/10.1186/s41155-024-00294-2>
- Zigmond, A. S., & Snaith, R. P. (1983). The hospital anxiety and depression scale. *Acta psychiatrica Scandinavica*, 67(6), 361–370. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.1983.tb09716.x>