



(ISSN: 2602-4047)

Erduran Tekin, Ö. (2022). The mediating role of cognitive defusion in the relationship between rumination and psychological flexibility (acceptance) of university student. *International Journal of Eurasian Education and Culture*, 7(18), 1581-1627.

DOI: <http://dx.doi.org/10.35826/ijoecc.605>

Article Type (Makale Türü): Research Article

THE MEDIATING ROLE OF COGNITIVE DEFUSION IN THE RELATIONSHIP BETWEEN RUMINATION AND PSYCHOLOGICAL FLEXIBILITY (ACCEPTANCE) OF UNIVERSITY STUDENTS

Özge ERDURAN TEKİN

Instructor, Dr., National Defense University, Air Force Academy, Department of Educational Sciences
oerduran@hho.msu.edu.tr pskdanozgeerduran@gmail.com, Turkey,
ORCID: 0000-0002-4052-1914

Received: 04.05.2022

Accepted: 14.08.2022

Published: 03.09.2022

ABSTRACT

University students are at risk for depression, considering the processes of change they are going through. Depressive symptoms of students may increase during the stages of adaptation to the pandemic and its subsequent processes. The first important indicator of depression is rumination. Rumination causes departure from psychological flexibility, which is an important component in protecting mental health. On the other hand, cognitive defusion enables one to distance oneself from repetitive negative thoughts. Considering that cognitive defusion is a mediating variable in coping with rumination and increasing acceptance and psychological flexibility, the study aims to examine the mediating role of cognitive defusion in the relation of rumination to psychological flexibility. The study is designed according to Structural Equation Modelling (SEM). The study group determined by the convenience sampling method consists of 470 university students aged between 18 and 28 who continue to study at various universities in Turkey as of 2022. In this study, the scores obtained from the psychological flexibility scale were evaluated as a reflection of acceptance. According to the results of our research, as the rumination scores increase, the acceptance scores from the psychological flexibility scale decrease. The relationship between the scores obtained from the psychological flexibility scale and cognitive defusion scores was moderately negative. The relationship between rumination and cognitive defusion scale scores was moderately negative. The mediation analysis demonstrates that rumination negatively affects psychological flexibility (acceptance), accounting for 38% of the change in psychological flexibility. The indirect effect of rumination on psychological flexibility scale scores was also significant. Cognitive defusion partially mediates rumination's effect on psychological flexibility (acceptance) scale scores. Rumination and cognitive defusion explained 47% of the change in psychological flexibility scale scores representing acceptance.

Keywords: Rumination, psychological flexibility, cognitive defusion, acceptance, university students.

INTRODUCTION

Students who enter the university environment with a different social structure experience an important cultural change (Gfellner & Cordoba, 2017). The university students who meet different people, continue to establish new relationships, leave their families, and have increased individual responsibility during this period may confront difficulties in various respects (Öztürk Çopur & Kibilay, 2017). With these changes and difficulties, mental health disorders such as depression, anxiety, and self-concern may often be observed among university students (Çoban & Karaman, 2013; Ediz et al., 2017). Emerging with such main symptoms as lethargy, slowing down, and pessimism, depression is described as one of the most important problems that threaten university students (Naveen & Sudhakar, 2013; Oy, 1995; Özdel et al., 2022; Sherer, 1985). The most common symptom of depression is ruminative form of thinking (Nolen-Hoeksema, 1991; Nolen-Hoeksema et al., 2008).

Rumination means to ruminate mentally and keep thoughts spinning in one's mind (Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991). According to the Response Styles Theory, which explains the concept of rumination over depression, people tend to focus on the depressive mood and the consequences it creates during the rumination process, which causes the depressive mood to continue for a longer time and to intensify (Gülüm & Dağ, 2012; Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991). With an increase in rumination, considered one of the dysfunctional emotion regulation strategies, people are preoccupied with the same thought content and unable to show new behaviours. They also experience various mood disorders (Leahy, 2002; Nolen-Hoeksema & Jackson, 2001). Consequently, these conditions prevent the person from correctly sensing the process and cause mental health deterioration (Nolen-Hoeksema, 1991; Segerstrom et al., 2000; Wells & Matthews, 2004; Michael et al., 2007).

The risk of experiencing mental health disorders among university students has increased due to many reasons arising from the pandemic. They include increased anxiety, fear, lack of social support, problems in online education, etc. (AlAzzam et al., 2020; Cao et al., 2020; Chen et al., 2020; Guessoum et al., 2020). Recent studies examining university students' depressive symptoms and anxiety levels have demonstrated that they were a risky group before the pandemic (American College Health Association, 2018; Saleh et al., 2017). The public restrictions during the pandemic caused distress, worry in university students and increased their rumination levels (Watkins & Roberts, 2020; Whisman et al., 2020; Yıldırım & Solmaz, 2020). Increased ruminative thoughts reduce psychological flexibility, an important component of mental health (Cook et al., 2012; Martin et al., 1991; Ruiz, 2014).

Psychological flexibility is a key concept of Acceptance and Commitment Therapy. It enables people to focus on the present moment and lead a life in compliance with their chosen values, thus distancing the individual from repetitive past-oriented thoughts and behavioural patterns (Yavuz, 2015). Psychological flexibility is a psychological skill that can be developed, and it represents a multidimensional structure consisting of acceptance, cognitive defusion, contact with the present moment, self-as-context, contact with values, and

commitment (Hayes et al., 2006; Hayes et al., 2012). Simultaneously, since psychological flexibility focuses on all positive or negative experiences in the present moment, it enables the individual to use more effective strategies to cope with crises and restrictions, may increase people's commitment to life, and life energy even in traumatic situations like pandemics (Harris, 2016; Hayes & Strosahl, 2004).

According to Acceptance and Commitment Therapy for people to be psychologically flexible, they must have cognitive defusion and acceptance, which are two basic dynamics that represent being open to experiences (Yektaş, 2020). It is seen that the scale used in the study to measure psychological flexibility generally measures experiential avoidance and when the scores obtained are reversed, it reflects psychological acceptance. Higher scores indicate greater psychological acceptance. Taking another study as an example (McCracken, 2014), the scores obtained from the psychological flexibility scale were evaluated as a reflection of acceptance. Acceptance, one of the six processes that make up the psychological flexibility model, means that the individual adopts the existence of his subjective experiences and continues to experience them, engage in new behaviors as willingly as possible (Hayes et al., 2012).

Another important symptom of depression is the loss of psychological flexibility. Depressive patients generally continue to show non-differentiating experiences, remain unresponsive in their expressions, and retain rigid behaviour patterns with a parallel deterioration in social abilities (Ellgring, 1989; Kashdan & Rottenberg, 2010; Rottenberg & Gotlib, 2004). While the psychological flexibility of people decreases along with these increasing depressive symptoms and ruminative thoughts, the absence of psychological flexibility makes it difficult for them to cope with stressful life events and recover from negative life experiences (Nolen-Hoeksema et al., 2008).

Cognitive processes involved in someone's perception of a particular event they experience, regardless of the type of that event, are effective in determining the degree to which they will be affected by it (Bardeen & Fergus, 2016; LoSavio et al., 2017; Turliuc et al., 2015). Cognitive defusion, one of the important concepts that make up psychological flexibility, is also one of these mental processes. Cognitive defusion is the ability of a person to perceive what is in their mind as just a thought, distance oneself from it and bring one's actual behaviours to the forefront (Hayes et al., 2006). When there is no cognitive defusion, the person falls under the influence of negative thoughts like rumination and becomes disconnected from new experiences other than negative thoughts. It moves away from psychological flexibility (McCracken, 2014). According to Acceptance and Commitment Therapy, cognitive defusion is a meta-cognitive strategy. The aim is not to change the content of thoughts and emotions with cognitive defusion but to change its undesirable function (Hofmann & Asmundson, 2008). If the thoughts can only be seen as thoughts and accepted from a non-judgmental point of view, the person can engage in new behaviours by the values one has chosen independently of the uncomfortable thoughts and feelings (Eifert et al., 2009; Hofmann & Asmundson, 2017).

The functional context that causes ruminative thinking to emerge and integrate with other thoughts can be changed with cognitive defusion. If cognitive defusion occurs, the person's thoughts cease to be one's reality,

and the person can manage only to perceive the thought as a mental product (Wilson & Roberts, 2002). An increase in the use of cognitive defusion increases the psychological flexibility of the person. It enables one to contact the present moment, distances the person from the ruminative thoughts that worry one by constantly thinking about the past and positively affects one's mental health (Boykin et al., 2018; Biglan et al., 2008; Meyer et al., 2019). Psychological flexibility is very important for individuals to use their functional coping strategies and have a healthy mood (Berghoff et al., 2018; Kohtala et al., 2018; Sandoz et al., 2013). When we look at the studies conducted in our country, we could not find any study examining the mediating role of cognitive defusion in the effect of rumination on acceptance and psychological flexibility. It is thought that the research will contribute to the literature in this sense.

Various transdiagnostic processes play a role in developing and maintaining mental disorders such as depression. The limited features that distinguish mental disorders from each other and the high level of comorbidity in these disorders indicate that transdiagnostic approaches (beyond diagnosis) are important (Kendler, 2012; Kessler et al., 2005; van Loo & Romeijn, 2015). Thought-action fusion and rumination, which represent the opposite of cognitive defusion, can be considered among the transdiagnostic processes that play a role in the emergence and maintenance of emotional disorders (Batmaz, 2020; Hayes et al., 1996; Nolen-Hoeksema, 1991; Oğuz & Batmaz, 2020). With recent research, these processes are determined more, and the relations of the concepts with each other are considered in the treatment processes (Batmaz, 2020). This study aims to reveal the relationships between transdiagnostic processes such as rumination, cognitive defusion and acceptance.

Rumination is one of many concepts similar to cognitive defusion in different ways, which is the opposite of an avoidant behavior pattern and represents cognitive fusion (Gillanders et al., 2014; Nolen-Hoeksema et al., 2008; Yektaş, 2020). Cognitive defusion differs from psychological flexibility and rumination, as it includes multidimensional structures such as awareness and control over thoughts, being flexible, being aware of personality and focusing on values (Gillanders et al., 2014). In addition, it is suggested that cognitive defusion is one of the neglected aspects of psychological flexibility in the literature. It is recommended to examine further the relationship of cognitive defusion with concepts such as rumination and how it affects them (Gillanders et al., 2014). In this context, it is thought that the results obtained from the study will contribute to the development of the psychological flexibility of university students and the cognitive defusion literature.

Considering all these points of view, it is thought that the ruminative thoughts of the university students who were confronted with various difficulties during the pandemic process and who try to adapt to the new normal with the removal of pandemic measures negatively affect their psychological flexibility, acceptance, and cognitive defusion may also be a mediator in this relationship. In this context, the study's main objective is to examine the mediating role of cognitive defusion in the relationship between rumination levels and the psychological flexibility of university students. The sub-objectives determined on the axis of the main objective in the study are as follows:

- Are there any significant relations between rumination levels, psychological flexibility (acceptance), and cognitive defusion in university students?
- Does cognitive defusion play a mediating role in the relationship between rumination levels and the university students' psychological flexibility (acceptance)?

METHOD

Research Model

The Structural Equation Model (SEM) is applied in this study to examine the mediating role of cognitive defusion in the relationship between psychological flexibility and rumination among university students. Structural Equation Models enable the researcher to explore the causal relationships between the latent and observed variables, and examine the model's compatibility with the data. As a corollary, constructed direct and indirect effects can be tested within the framework of mediation analysis (Stevens, 2009; Hoyle & Gottfredson, 2015).

Study Group

The study group consists of university students attending various universities in Turkey. The study is applied to 470 university students aged between 18 and 28 with the convenience sampling method. This sampling method effectively saves time and resources since it is started by collecting data from the participants who are easiest to reach, as a, and continued until the needed data is reached (Cohen et al., 2005).

253 participants were female students (53.8%), and 217 (46.2%) were male students. While 41 of the students (8.7%) continue their education at the preparatory and first-grade level, 283 (60.2%) continue their education at the second and third-grade level and 146 (31.1%) continue their education at the fourth grade and advanced levels. 150 (31.9%) of the students who participated in the study enjoyed various professional psychological support services even once in their lives, and 320 (68.1%) students had never received any professional psychological support services before. While 44 (9.4%) of the students defined their socioeconomic levels as low, 357 (76%) defined their socioeconomic levels as a medium and 69 (14.7%) as high. The students continued their education in various universities and voluntarily participated in the study.

Data Collection

The ethics committee's approval was obtained from the Marmara University Institute of Educational Sciences Research and Publication Ethics Committee with the approval number 12.01.2022/01-15. After obtaining permission from the scale owners to implement the study, the data was collected online in January and February via the created Google form. The Google form was sent to some academicians working at the university and accessible to the students. All ethical rules were considered during the research's data collection, implementation and writing stages.

Data Collection Tools***Short Form Rumination Scale***

The scale was arranged by Treynor et al. in 2003 by eliminating some items in their long form. On the scale of ten items, there are two sub-dimensions: Obsessive and in-depth thinking. It may be said that the level of rumination increases as the total score obtained from the scale increases. During the scale development study, the internal consistency coefficient of the total rumination scale was calculated as .85. To adapt the scale to Turkish culture, validity and reliability analyzes were performed by Erdur Baker and Bugay (2012) in the sample of high school and university students. According to the reliability analysis results conducted during the adaptation study, the Cronbach alpha internal consistency coefficient of the whole scale was .85 (Erdur-Baker & Bugay, 2012). In a doctoral thesis conducted under the supervision of Erdur Baker (Approved, 2019), it was seen that the single factor form of the short form of the scale was used. In this study, the item that can be used in the questionnaires containing more than five items in the confirmatory factor analysis of the scale (Kline, 2011) was used by parceling and the error covariance of some items, was associated and released to improve the model. In this study too, both the two sub-dimensional and one-dimensional structures of the short form of the Rumination Scale were tested with confirmatory factor analysis and due to the very high inter-dimensional correlation in the two-dimensional structure (.90), the single-factor structure of the short form was preferred. As a result of the confirmatory factor analysis conducted to examine whether the scale has structural validity for this study, the factor load cut-off point was taken as 0.32 (Tabachnick & Fidell, 2007) and two items (rö5 and rö7) under the factor load cut-off point were excluded from the scale. It is seen that the goodness of fit values obtained when the confirmatory factor analysis process was repeated were at an acceptable level [$\chi^2(20) = 87,563$; $p <.001$; $\chi^2 / df = 4.38$; RMSEA = .09; IFI = .95, CFI=.95; GFI= .96; AGFI = .92; SRMR = .05]. Considering the modification proposal proposed by the program, it was seen that it was recommended to establish a relationship between the error covariance of items 1 and 6. The relationship between the error covariance between the two items was released and it was observed that the goodness of fit values obtained were at a better level [$\chi^2(19) = 65,265$; $p <.001$; $\chi^2 / df = 3.44$; RMSEA = .07; IFI = .96, CFI=.96, GFI=.97; AGFI = .94; SRMR = .04]. As a result of the goodness of fit values obtained, it was seen that the single-factor structure of the Short Rumination Scale was generally well compatible with the collected data. As a result of the confirmatory factor analysis, the factor loads of the items in the measurement tool were between 0.38 and 0.83, and their path coefficients ($p < 0.001$) were significant. The Cronbach alpha coefficient of the Short Rumination Scale for this study is 0.82 and its internal consistency is high.

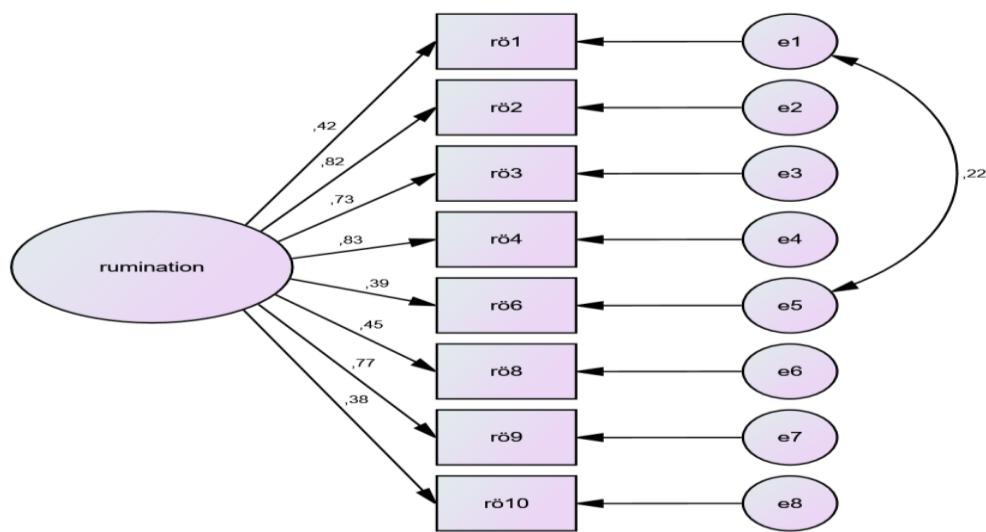


Figure 1. Confirmatory Factor Analysis Diagram of the Short Rumination Scale

Acceptance and Action Form II

Acceptance and Action form II is a short scale consisting of seven items scored in a seven-point Likert form and was developed by Hayes et al. in 2004. High scores obtained from the scale indicate that there is psychological rigidity, while low scores indicate that there is psychological flexibility. The validity and reliability of the Turkish version of the Acceptance and Action Form (KEF-II) were performed by Yavuz et al. (2016) on clinical and non-clinical groups. It is seen that the Cronbach alpha internal consistency coefficient calculated to measure the reliability of the scale during the adaptation study was found to be .84. It is seen that the goodness of fit values obtained from the data as a result of the confirmatory factor analysis conducted to examine whether the scale had structural validity for this study was not at an acceptable level. As a result of the modification proposals of the program, the relationships between the error covariance between item 1 and item 4 and item 6 and item 7 were released and the analysis was renewed. As a result of the values obtained, it was seen that the data and the model were compatible at an acceptable level [$\chi^2(12) = 44,714$; $p < .001$; $\chi^2 / df = 3.73$; RMSEA = .07; IFI = .97, CFI=.97, GFI =.97; AGFI = .94; SRMR = .03]. As a result of the confirmatory factor analysis, the factor loads of the items in the measurement tool were between 0.55 and 0.78 and their path coefficients ($p < 0.001$) were significant. The Cronbach alpha coefficient of the scale for this study was 0.85, and its internal consistency was high. When the content of Acceptance and Action Form II is examined, it is seen that it measures experiential avoidance in general and that the obtained scores reflect psychological acceptance when reversed. Higher scores indicate greater psychological acceptance. In this study, the scores obtained from the scale were evaluated as a reflection of psychological acceptance by taking another study as an example (McCracken, 2014).

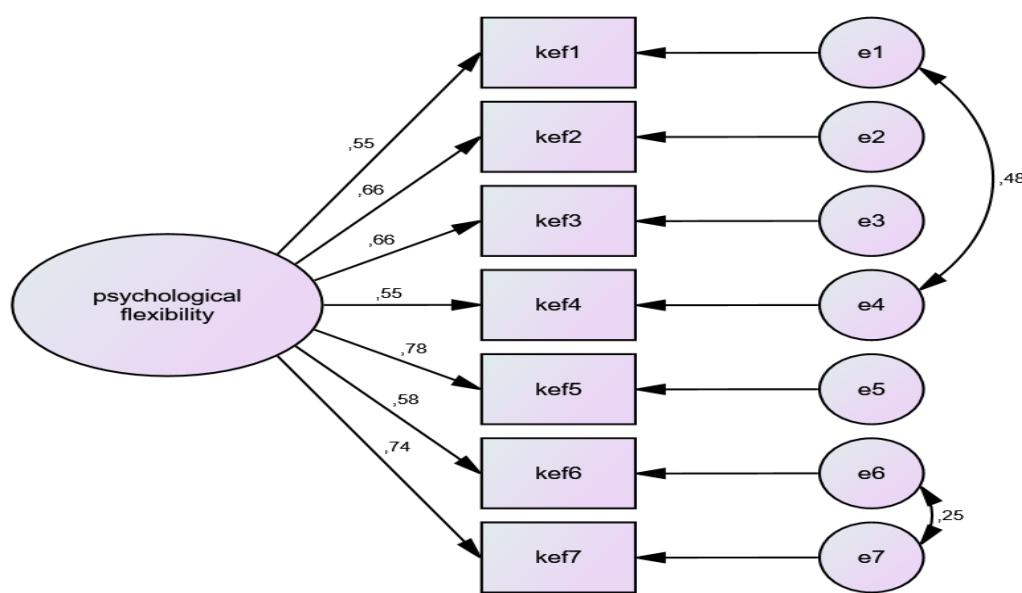


Figure 2. Acceptance Action Form II Confirmatory Factor Analysis Diagram

Drexel Defusion Scale

The scale developed by Forman et al. in 2012 to measure the level of people's ability to distance from their emotions and thoughts is one-dimensional. Although there is no reverse item in the four-point Likert scale, it can be said that cognitive defusion increases as the scores obtained from the scale increase. Cronbach alpha reliability coefficient for the whole scale was found as .83. It is adapted to Turkish by Aydin and Yerin Güneri (2018). Cronbach's alpha in the adaptation study was found to be 78. It is seen that in the adaptation study of the scale. However, the values of the standardized path coefficients of item 1 and item 2 were found to be below 32 and they were not excluded. Still, these two items, which were seen to have a low path coefficient in this study, were excluded because the cut-off point was determined as 32. It is seen that as a result of the confirmatory factor analysis conducted to examine whether the scale has structural validity for this study, the goodness of fit values obtained from the data were found to be well compatible with the model [$\chi^2(20) = 82,009$; $p < .001$; $\chi^2 / df = 4.10$; RMSEA = .08; IFI = .95, CFI = .95; GFI = .95; AGFI = .92; SRMR = .05]. As a result of the confirmatory factor analysis, the factor loads of the items in the measurement tool were between 0.34 and 0.78, and their path coefficients ($p < 0.001$) were significant. The Cronbach Alpha coefficient of the Drexel Defusion Scale for this study is 0.83, and its internal consistency is high.

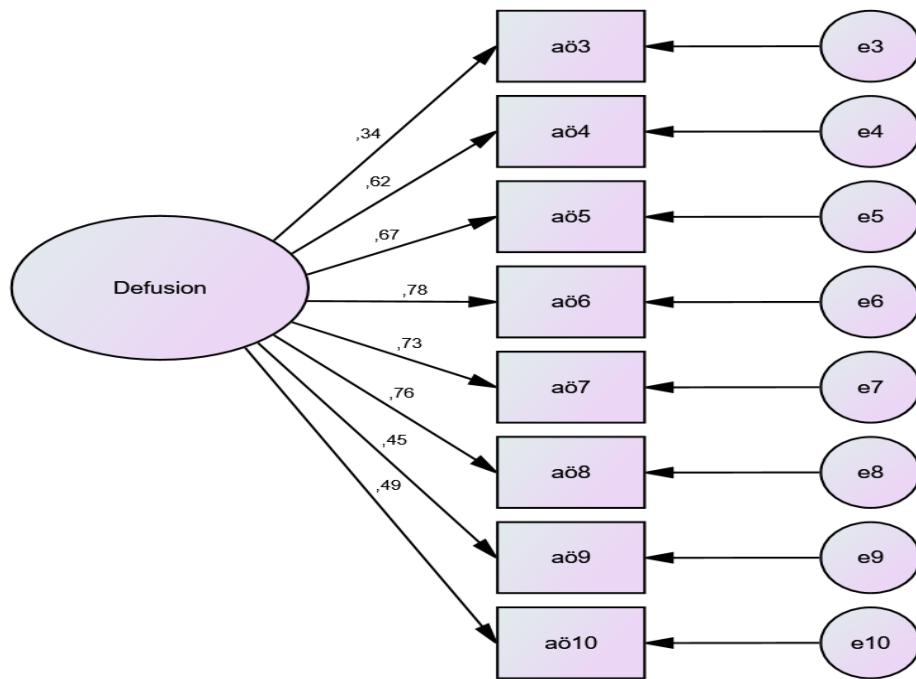


Figure 3. Confirmatory Factor Analysis Diagram of Drexel Defusion Scale

Data Analysis

To examine the suitability of the data for parametric tests, kurtosis, skewness, Z score and Mahalanobis extreme value analyzes were performed and 32 data were excluded from the scope. It was observed that the skewness values were between .05 and .29 and the kurtosis values were between -.57 and -.84. Since the skewness and kurtosis values were observed to be between -2 and +2, it was assumed that the distribution showed normal distribution (George & Mallery, 2010). To analyze with the structural equation model, the normality condition must be met, there must be no multiple connection problem between the variables and the assumption of multiple normalities must be fulfilled (Kline, 2015). When the variance increase factors (VIF) and tolerance values (TV) of the variables in the model are examined to examine whether there is a multicollinearity problem, if $VIF \geq 10$ and $TV \leq 0,10$, a multicollinearity problem is mentioned (Çokluk et al., 2010). It is seen that the VIF values of the variables in this model are 1,19, TV values are 0,84 and there is no multicollinearity problem. To have a multivariate normal distribution, Mardia's multivariate standardized kurtosis coefficient should be less than 8 (Kline, 2011). In this study, the standardized kurtosis value was calculated as -3.54, and it was observed that the multiple normality assumption was fulfilled. Before starting the analyses, it is important to test the measurement model and examine whether the theoretical infrastructure is confirmed. Based on the verified theoretical infrastructure, the theoretical model will be tested, the cause and effect relationships among the variables will be revealed through the established paths, and the significance of these paths will be examined with the goodness of fit values (Kline, 2015). The study used chi-square (χ^2) and degree of freedom ratio and GFI, CFI, AGFI, IFI, SRMR and RMSEA values as a goodness of fit indices. The proposals of Baron and Kenny (1986) were taken into consideration to determine whether

cognitive defusion has a mediating role in the relationship between rumination and psychological flexibility (acceptance). According to this approach, considering the conditions that must be met to discuss the mediating effect, the independent variable should affect the mediating variable and the dependent variable. When the mediator variable is added to the analysis, if a non-significant relationship between the independent variable and the dependent variable is observed, full mediation can be mentioned. If there is a decrease in the relationship between the independent and dependent variables, partial mediation can be mentioned (McKinnon et al., 2010). In addition, the Bootstrapping method proposed by Hayes was used to determine whether the mediating effect of cognitive defusion was significant. This method tests the significance of direct and indirect effects (Inoue et al., 2017; MacKinnon, 2008; Preacher & Hayes, 2008). The study determined the number as 5000, and the bootstrap coefficient and confidence intervals were calculated by resampling. To decide the significance of the effects in the model, the lower and upper limits of the confidence intervals of the bootstrap coefficient should not contain zero (Hayes, 2013). AMOS 24.0 program was used to make the analysis.

FINDINGS

The results of the correlation analysis were conducted to examine the relationships between rumination, psychological flexibility, and cognitive defusion, which constitute one of the sub-objectives of the study, and the descriptive statistics of the scale scores are presented in Table 1.

Table 1. Descriptive Values of the Scale Scores and Pearson Correlation Analysis Results

Variables	N	Min.	Max.	Mean	Ss	1.	2.	3.
1. Rumination	470	11	37	22.9	0.26	1.00		
2. Psychological Flexibility (acceptance)	470	7	41	5.6	0.38	,57**	1.00	
3. Cognitive Defusion	470	7	45	27.8	0.36	-,33**	-,40**	

** $p<0,01$; N=277

When the significant relations as a result of the analysis presented in Table 1 are considered, the relationship between rumination scores and psychological flexibility scale scores ($r= .57$; $p<0,01$) was calculated as moderately positive. It is seen that the scale used to measure psychological flexibility generally measures experiential avoidance and reflects psychological acceptance when the scores obtained are reversed. Higher scores indicate greater psychological acceptance. In this study, the scores obtained from the psychological flexibility scale were evaluated as a reflection of acceptance. It is known that psychological acceptance decreases as the scores obtained from the psychological flexibility scale increase, showing that psychological flexibility decreases as rumination scores increase. The relationship between rumination and cognitive defusion scale scores ($r =-.33$; $p<0,01$) was moderately negative. The relationship between psychological flexibility scale scores and cognitive defusion scores ($r=-.40$; $p<0.01$) was calculated as moderately negative, showing that psychological flexibility increases as cognitive defusion scores increase.

Then mediation analysis, the second sub-objective of the research, was started and it was examined whether the necessary conditions were met to perform mediation analysis. After it is seen that all the necessary conditions are met to perform mediation analysis, the result of the structural equation model created to examine the direct effect of rumination on psychological flexibility scale scores is presented in Figure 4.

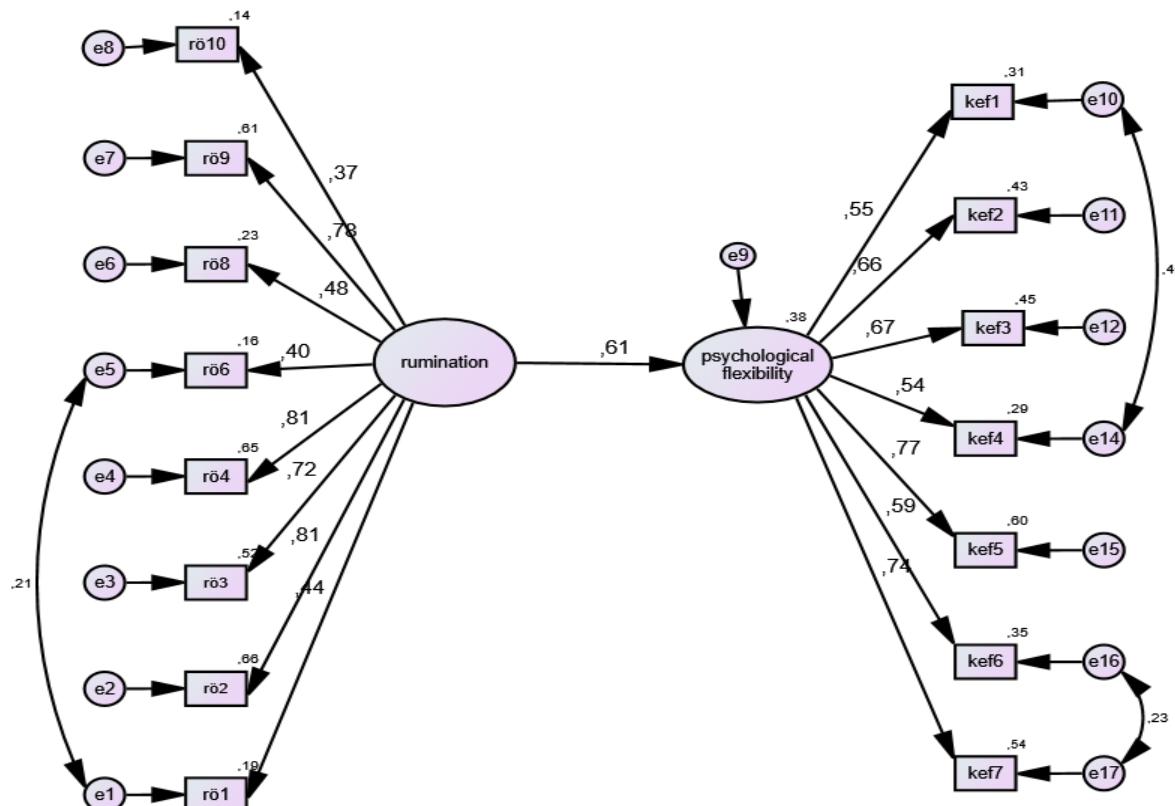


Figure 4. The Direct Effect of Rumination on Psychological Flexibility

The goodness of fit values of the model presented in Figure 4 is also shown in Table 2.

Table 2. Fit Values of the Model Developed to Test the Direct Effect of Rumination on Psychological Flexibility

Criterion	Good Fit	Acceptable a Compliance	Calculated Values	References
(χ^2/sd)	≤ 3	$\leq 4-5$	3,62	Byrne, 1989
RMSEA	≤ 0.05	0,06-0,08	0,07	Browne & Cudeck, 1993; Hu & Bentler, 1998
SRMR	≤ 0.05	0,06-0,08	0,06	
CFI	≥ 0.95	0,90-0,94	0,92	McDonald & Marsh, 1990
IFI	≥ 0.95	0,90-0,94	0,92	Bollen, 1989
GFI	≥ 0.90	0,89-0,85	0,92	Tanaka & Huba, 1985;
AGFI	≥ 0.90	0,89-0,80	0,89	Jöreskog & Sörbom, 1993

When Table 2 is examined, it is seen that the model in Figure 4, where the direct effect of rumination on psychological flexibility scale scores is examined, is acceptable in accordance with the obtained data [$\chi^2 (86) =$

310,892, $p < 0.001$, $\chi^2 / df = 3.62$, RMSEA = .07; IFI = .92, CFI = .92; GFI=0.92, AGFI = .89, SRMR = .06]. Rumination is observed to have a positive effect on psychological flexibility scale scores ($\beta = .61$; $t = 6.888$; $p < 0.001$). It is known that psychological acceptance decreases as the scores obtained from the psychological flexibility scale scores increase, showing that psychological acceptance decreases as rumination scores increase. 38% of the change in psychological flexibility scale scores is accounted for by rumination. The results indicated that the first condition was met to test the mediation effect.

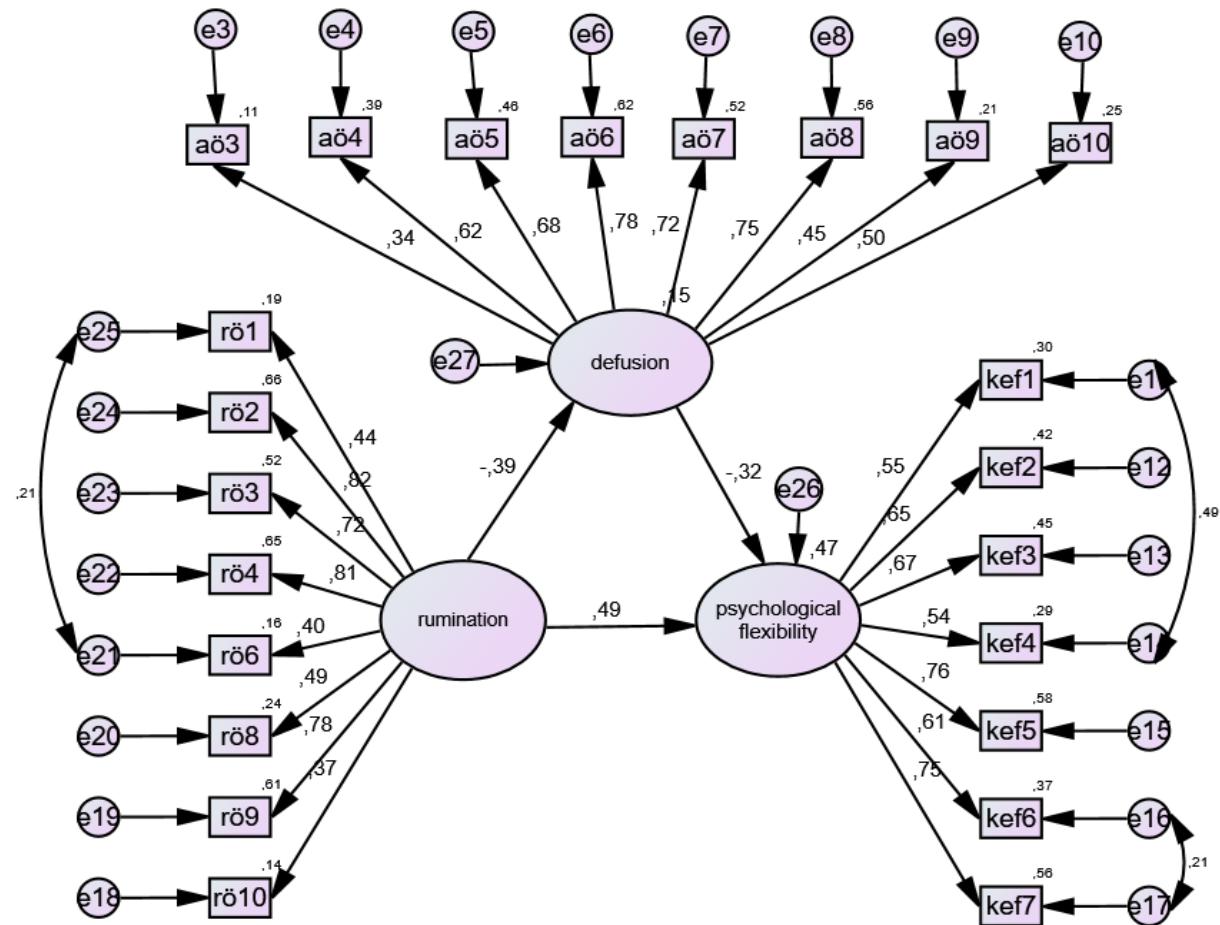


Figure 5. The Mediating Effect of Cognitive Defusion on the Relationship between Rumination and Psychological Flexibility

The goodness of fit values of the model in Figure 5, which examines the mediating effect of cognitive defusion in the relationship between rumination scores and psychological flexibility scale scores, are presented in Table 3.

Table 3. Compliance Values of the Model Developed to Test the Mediating Effect of Cognitive Defusion in the Relationship between Rumination and Psychological Flexibility

Criterion	Good Fit	Acceptable a Compliance	Calculated Values
(χ^2/sd)	≤ 3	$\leq 4-5$	2.59
RMSEA	≤ 0.05	0,06-0,08	0,06
SRMR	≤ 0.05	0,06-0,08	0,06
CFI	≥ 0.95	0.90-0.94	0,91
IFI	≥ 0.95	0.90-0.94	0,91
GFI	≥ 0.90	0.89-0.85	0,91
AGFI	≥ 0.90	0.89-0.80	0.88

Looking at Table 3, it is seen that the model in Figure 5, in which the mediating effect of cognitive defusion in the relationship between rumination and psychological flexibility scale scores is examined, is well compatible with the obtained data [$\chi^2 (52) = 579.736$, $p < 0.001$, $\chi^2 / df = 2.59$, RMSEA = .06, IFI = .91, CFI = .91; GFI= .90], AGFI (.88, SRMR = .06]. The direct effect of rumination on cognitive defusion was also found to be statistically significant ($\beta = -.39$; $t = -4.486$; $p < 0.001$). The result shows that the second condition specified for the mediation test is also met. When the cognitive defusion variable is included in the analysis, cognitive defusion provides partial mediation in the effect of rumination on psychological flexibility scale scores ($\beta = .49$; $t = 5.770$; $p < 0.001$). Rumination and cognitive defusion explained 47% of the change in psychological flexibility scale scores representing acceptance.

Bootstrapping Analysis

As a result of the bootstrapping analysis carried out by 5000 resampling to provide additional evidence of whether the partial intermediary model affects directly or indirectly affects significant, the lower and upper limits of the bootstrapping coefficient and 95% confidence intervals (CI) are calculated, and the results are presented in Table 4.

Table 4. Partial Intermediary Model Bootstrapping Results

Model Paths	95% C.I.			
	β	Lower Limit	Upper Limit	p
Direct effect				
Rumination-cognitive defusion	-.39*	-.49	-.29*	.000
Rumination-psychological flexibility (acceptance)	.49*	.40*	.58*	.000
Cognitive defusion-psychological flexibility (acceptance)	-.32*	-.41*	-.23*	.000
Indirect effect				
Rumination- cognitive defusion-psychological flexibility (acceptance)	.13*	.09*	.18*	.000

* $p < .001$

The bootstrapping analysis shows that the effect examined is significant when the lower and upper limits of the confidence interval do not contain zero (Preacher & Hayes, 2008). Looking at Table 4, it is seen that all of the effects in the model are significant. The lower and upper limits of the bootstrapping confidence intervals of

direct and indirect effects do not include zero ($\beta=.13$ 95% CI [.09 -.18], $p<.001$). Therefore, according to the results obtained in bootstrapping analysis, it can be said that cognitive defusion has a partial mediating role in the relationship between rumination and psychological flexibility scale scores representing acceptance.

CONCLUSION and DISCUSSION

According to the results obtained from this study, in which the mediating role of cognitive defusion in the relationship between psychological flexibility, which represents acceptance of university students and their rumination was examined, the relationship between rumination and psychological flexibility scores was calculated as moderately positive. It is known that psychological acceptance decreases as the scores obtained from the psychological flexibility scale increase. This shows that psychological acceptance decreases as rumination scores increase. And the relationship between rumination and cognitive defusion scale scores is calculated as moderately negative. Accordingly, it can be said that as rumination increases, cognitive defusion decreases. The relationship between cognitive defusion and psychological flexibility scores was calculated as moderately negative. It is known that psychological acceptance decreases as the scores obtained from the psychological flexibility scale increase. This shows that psychological acceptance increases as cognitive defusion scores increase.

As a result of the mediation analysis, it is seen that rumination has a positive effect on psychological flexibility scale scores. It is known that psychological acceptance decreases as the scores obtained from the psychological flexibility scale increase. This shows that psychological flexibility and acceptance decrease as rumination scores increase; rumination accounts for 38% of the change in psychological flexibility scale scores. The direct effect of rumination on cognitive defusion was also statistically significant. When the cognitive defusion variable is included in the analysis, cognitive defusion provides partial mediation in the effect of rumination on psychological flexibility scale scores. Rumination and cognitive defusion explained 47% of the change in psychological flexibility scale scores representing acceptance in this study. As a result of the bootstrapping analysis, it can be said that the lower and upper limits of the bootstrapping confidence intervals of direct and indirect effects do not cover zero. In the bootstrapping analysis, it can be said that rumination in university students is a partial mediator of cognitive defusion concerning psychological flexibility.

It is known that individuals who are not psychologically flexible use rumination, which is considered one of the non-functional emotion regulation strategies (Sandoz et al., 2013). A set of previously conducted studies supports our research findings. A study conducted with depressed adult patients shows the association between high rumination and low psychological flexibility (Yasinski et al., 2019). While increasing the psychological flexibility of adolescents with generalized anxiety disorder reduces their rumination (Demehri et al., 2018), the strongest variable predicting depressive symptoms of university students is the ruminative thinking style (Neziroğlu, 2010). According to the results of another study on the effect of university students' rumination and experiential avoidance, another indicator of psychological inability to be flexible, on their depression, there is a significant relationship between experiential avoidance and rumination (Bjornsson et al.,

2010). It is known that adults with low levels of psychological flexibility also use incompatible emotional schemas such as rumination more (Silberstein et al., 2017). Psychological flexibility, unlike rumination, allows the person to focus on the present moment rather than living in the past and emphasizes that the person not only constantly repeats negative thoughts in one's mind but also recognizes and accepts them and increases the flexibility in one's behaviour (Yaşar & Aydoğdu, 2022). High psychological flexibility makes it easier for individuals to cope with depressive symptoms, stress and various health problems (Berghoff et al., 2018; Kohtala et al., 2018; Lin et al., 2018). Therefore, it is thought that increasing the psychological flexibility of university students is important in protecting their mental health and reducing their rumination can contribute to this.

Although studies on the relationships between rumination, cognitive defusion, acceptance and psychological flexibility are limited in the literature, no study examines the mediating role of cognitive defusion in the relationship between rumination and acceptance or psychological flexibility. On the other hand, accepting undesired negative thoughts and experiences from a non-judgmental perspective and taking psychological distance from them can reduce the depressive symptoms of individuals (Costa et al., 2017). This suggests that learning and increasing cognitive defusion will facilitate coping with ruminative thoughts and contribute to increasing psychological flexibility. In another study supporting the results obtained from this study, the role of cognitive fusion, which represents the opposite of rumination and cognitive defusion, was examined simultaneously. High levels of rumination and cognitive fusion were found to be associated with higher levels of depression, anxiety, experiential avoidance and lower levels of satisfaction with life (Romero-Moreno et al., 2015). Another study conducted with adolescents hospitalized in the psychiatric service shows that psychological flexibility and the absence of cognitive defusion mediate the relationship between neuroticism and depression (Paulus et al., 2016). In a study of children and adolescents in Spain, cognitive defusion was found to be an important mediator between symptoms of both negative emotion and anxiety (García-Gómez et al., 2019). According to the results of a study examining the mediator role of cognitive fusion, which expresses the opposite of cognitive defusion, in the relationship between cognitive anxiety sensitivity, that is, the fear of losing internal control and rumination, it was observed that cognitive fusion has a mediating role between rumination and cognitive anxiety sensitivity (Anderberg, 2021).

Rumination is an indicator of the inability to be cognitively flexible. When people fail to be cognitively flexible, they cannot direct their attention to anything other than what they see as a problem (Martin et al., 1991). Allowing the emotions and thoughts that occur as a result of negative events to pass through the person's mind allows them to see them as fleeting thoughts that result from a negative experience preserving mental health by reducing the internal distress caused by rumination and increasing psychological flexibility, acceptance (Nitzan-Assayag et al., 2015; Walser & Hayes, 2006). Based on all these, it can be said that the increase in rumination of university students reduces their acceptance, psychological flexibility and cognitive defusion. Considering the importance of psychological flexibility and accepting lives to protect mental health, it is

thought that it is important for university students to reduce their rumination levels and learn to use cognitive defusion.

This study has certain limitations and the group does not consist of clinically diagnosed individuals. The study group consists of 470 university students studying at various universities in Turkey in 2022. Although the number of samples in the study is sufficient to perform structural equation modelling and meets the necessary prerequisites, the number of people reached may be a limitation of this study. In addition, this cross-sectional study is limited to the items measured by the scales and the answers given by the students who answered the scale questions.

RECOMMENDATIONS

According to the study's results, increasing university students' cognitive defusion increases their psychological flexibility. Considering the importance of psychological flexibility in protecting mental health, it is recommended that studies to reduce students' rumination levels and increase their cognitive defusion should be carried out by mental health professionals to increase the psychological flexibility of university students. Academicians working in the field have important duties to increase the awareness of university students trying to adapt to the changing processes after the pandemic. Although cognitive defusion has an important psychological function in increasing one's psychological flexibility, it is thought that many people do not fully know it. Mental health professionals working in guidance and counselling centres in universities can contribute to increasing the psychological flexibility of the students by introducing them cognitive defusion exercises. It can be ensured that students stuck in the past with rumination come to the present and lead a life in line with their values with cognitive defusion. In addition, the fact that university students learn to use cognitive defusion prevents them from seeing the ruminative thoughts they are stuck with as their reality allowing them to see their negative thoughts as temporary guests. In this sense, it is thought that university students' use of cognitive defusion is important in protecting their mental health. Mental health professionals working with university students are recommended to prepare psychoeducational programs to improve students' psychological flexibility and to teach cognitive defusion activities to students practically by including cognitive defusion activities in this program. More information on increasing psychological flexibility can be obtained if the effect of rumination on psychological flexibility is mediated by cognitive defusion by examining in-depth with qualitative research methods. In addition, it is recommended to increase the number of studies dealing with the relationships between these concepts, examining the relationships, similarities, and differences between concepts such as rumination and cognitive defusion, which are considered transdiagnostic (transdiagnostic), will facilitate the diagnosis and treatment processes. In this respect, conducting qualitative studies with similar variables to other researchers is recommended.

ETHICAL TEXT

"This article followed journal writing rules, publication principles, research and publication ethics rules, and journal ethics rules. Responsibility for any violations regarding the article belongs to the authors. Ethics committee approval of the article was obtained by Marmara University Institute of Educational Sciences Research and Publication Ethics Committee with the decision numbered 01-15 dated 12.01.2022."

Author(s) Contribution Rate: The author's contribution to this article is 100%.

REFERENCES

- AlAzzam, M., Suliman, M., & ALBashtawy, M. (2016). School Nurses' Role in Helping Children With Attention-Deficit/Hyperactivity Disorders. *NASN School Nurse*, 32(1), 36–38. <https://doi.org/10.1177/1942602x16648192>
- American College Health Association (2018). *American College Health Association National College Health Assessment II: Reference group executive summary fall 2017*. American College Health Association.
- Anderberg, J. L. (2021). *Breaking the cognitive spell: Cognitive fusion mediates the relation of cognitive anxiety sensitivity and rumination in undergraduate college students* (Honors Thesis), University of South Dakota, USA, 164. <https://red.library.usd.edu/honors-thesis/164>
- Aydin, G., & Yerin Güneri, O. (2018, April). A study on Turkish adaptation of Drexel Defusion Scale (DDS). In *27th International Conference on Educational Sciences Abstract Book (ICES-UEBK)* (pp. 3769-3770), Pegem Akademi.
- Bardeen, J. R., & Fergus, T. A. (2016). The interactive effect of cognitive fusion and experiential avoidance on anxiety, depression, stress and posttraumatic stress symptoms. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 5, 1–6. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2016.02.002>
- Baron R.M., & Kenny D.A. (1986) The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173–1182. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173>.
- Batmaz, S. (2020, 13 Nisan). Transdiyagnostik bilişsel davranışçı terapi: Bir örnek olarak bütünlük protokol, PsyArXiv. <https://doi.org/10.31234/osf.io/fvy83>
- Berghoff, C. R., McDermott, M. J., & Dixon-Gordon, K. L. (2018). Psychological flexibility moderates the relation between PTSD symptoms and daily pain interference. *Personality and Individual Differences*, 124, 130–134. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.12.012>
- Biglan, A., Hayes, S.C., & Pistorello, J. (2008). Acceptance and commitment: Implications for prevention science. *Prevention science: the official journal of the Society for Prevention Research*, 9(3), 139–152 (2008). <https://doi.org/10.1007/s11121-008-0099-4>

- Bjornsson, A., Carey, G., Hauser, M., Karris, A., Kaufmann, V., Sheets, E., & Craighead, W. E. (2010). The effects of experiential avoidance and rumination on depression among college students. *International Journal of Cognitive Therapy*, 3(4), 389-401. <https://doi.org/10.1521/ijct.2010.3.4.389>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. *Sage Focus Editions*, 154, 136-136.
- Bollen, K. A. (1989). A new incremental fit index for general structural equation models. *Sociological Methods & Research*, 17(3), 303-316.
- Boykin, D. M., Himmerich, S. J., Pinciotti, C. M., Miller, L. M., Miron, L. R., & Orcutt, H. K. (2018). Barriers to self-compassion for female survivors of childhood maltreatment: The roles of fear of self-compassion and psychological inflexibility. *Child Abuse & Neglect*, 76, 216-224. <https://doi.org/10.1016/j.chabu.2017.11.003>
- Byrne, B. (1989). *A Primer of LISREL, basic assumptions and programming for confirmatory factor analysis models*. Springer.
- Cao, W., Fang, Z., Hou, G., Han, M., Xu, X., Dong, J., & Zheng, J. (2020). The psychological impact of the Covid-19 epidemic on college community mental health journal 13 students in China. *Psychiatry Research*, 112934. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.112934>
- Chen, Q., Liang, M., Li, Y., Guo, J., Fei, D., Wang, L., He, L., Sheng, C., Cai, Y., Li, X., Wang, J., & Zhang, Z. (2020). "Mental health care for medical staff in China during the COVID-19 outbreak": Correction. *The Lancet Psychiatry*, 7(5), e27. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(20\)30164-4](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(20)30164-4)
- Cohen, L., Manion, L., & Morrison, K. (2005). *Research methods in education* (5th Ed.). Routledge Falmer.
- Cook, E. C., Chaplin, T. M., Sinha, R., Tebes, J. K., & Mayes, L. C. (2012). The stress response and adolescents' adjustment: The impact of child maltreatment. *Journal of Youth and Adolescence*, 41(8), 1067–1077. <https://doi.org/10.1007/s10964-012-9746-y>
- Costa, J. A., Maroco, J., & Pinto-Gouveia, J. (2017). Validation of the psychometric properties of cognitive fusion questionnaire. A study of the factorial validity and factorial invariance of the measure among osteoarticular disease, diabetes mellitus, obesity, depressive disorder, and general population. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 24, 1121–1129. <https://doi.org/10.1002/cpp.2077>
- Çoban, A. E., & Karaman, N. G. (2013). Üniversite öğrencilerinin umutsuzluk, kaygı ve ilişkilerle ilgili bilişsel çarpıtmaları. *Bilişsel Davranışçı Psikoterapi ve Araştırmalar Dergisi*, 2(2), 78-88.
- Çokluk, O., Şekercioğlu, G., & Büyüköztürk, Ş. (2010). *Sosyal bilimler için çok değişkenli SPSS ve LISREL uygulamaları*. Pegem Akademi Publishing.
- Demehri, F., & Saeedmanesh, M., & Jala, N. (2018). The effectiveness of acceptance and commitment therapy (ACT) on rumination and well-being in adolescents with general anxiety disorder. *Middle Eastern Journal of Disability Studies*, 8. <https://www.sid.ir/en/journal/ViewPaper.aspx?id=704521>
- Ediz, B., Ozcakir, A., & Bilgel, N. (2017). Depression and anxiety among medical students: Examining scores of the Beck depression and anxiety inventory and the depression anxiety and stress scale with student characteristics. *Cogent Psychology*, 4(1), Article 1283829.

- Eifert, G. H., Forsyth, J. P., Arch, J., Espejo, E., Keller, M., & Langer, D. (2009). Acceptance and commitment therapy for anxiety disorders: Three case studies exemplifying a unified treatment protocol. *Cognitive and Behavioral Practice*, 16(4), 368–385. <https://doi.org/10.1016/j.cbpra.2009.06.001>
- Ellgring, H. (1989). *Nonverbal communication in depression*. Cambridge University Press.
- Forman, E. M., Herbert, J. D., Juarascio, A. S., Yeomans, P. D., Zebell, J. A., Goetter, E. M., & Moitra, E. (2012). The Drexel Defusion Scale: A new measure of experiential distancing. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 1(1–2), 55–65. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2012.09.001>
- García-Gómez, M., Guerra, J., López-Ramos, V. M., & Mestre, J. M. (2019). Cognitive fusion mediates the relationship between dispositional mindfulness and negative affects: A study in a sample of Spanish children and adolescent school students. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(23), 4687. <https://doi.org/10.3390/ijerph16234687>
- George, D. & Mallory, P. (2010). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. Pearson Education.
- Gfelliher, B. M., & Cordoba, A. I. (2017). Identity problems, ego strengths, perceived stress, and adjustment during contextual changes at university. *Identity: An International Journal of Theory and Research*, 17(1), 25–39. <https://doi.org/10.1080/15283488.2016.1268961>
- Gillanders, D. T., Bolderston, H., Bond, F., Dempster, M., Flaxman, P. E., & Campbell, L., et al. (2014). The development and initial validation of the cognitive fusion questionnaire. *Behavior Therapy*, 45(1), 83–101. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2013.09.001>
- Guessoum, S. B., Lachal, J., Radjack, R., Carretier, E., Minassian, S., Benoit, L., & Moro, M. R. (2020). Adolescent psychiatric disorders during the Covid-19 pandemic and lockdown. *Psychiatry Research*, 291, 113264. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113264>
- Gülüm, İ. V., & Dağ, İ. (2012). Tekrarlayıcı Düşünme Ölçeği ve Bilişsel Esneklik Envanteri'nin Türkçeye uyarlanması, geçerliliği ve güvenilirliği. *Anatolian Journal of Psychiatry*, 13, 216–223.
- Harris, R. (2016). *Act'i kolay öğrenmek* (H. T. Karatepe, Trans.). Litera Publishing.
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. Guilford Press.
- Hayes, S. C., Follette, V. M., & Linehan, M. M. (Eds.). (2004). *Mindfulness and acceptance: Expanding the cognitive behavioral tradition*. Guilford Press.
- Hayes, S. C., & Strosahl, K. D. (Eds.). (2004). *A practical guide to Acceptance and Commitment Therapy*. Springer-Verlag.
- Hayes, S. C., Luoma, J. B., Bond, F. W., Masuda, A., & Lillis, J. (2006). Acceptance and commitment therapy: Model, processes and outcomes. *Behaviour Research and Therapy*, 44(1), 1–25. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2005.06.006>
- Hayes, S. C., Pistorelo, J., & Levin, M. E. (2012). Acceptance and commitment therapy as a unified model of behavior change. *The Counseling Psychologist*, 40(7), 976–1002. <https://doi.org/10.1177/0011100012460836>

- Hayes, S. C., Wilson, K. G., Gifford, E. V., Follette, V. M., & Strosahl, K. (1996). Experiential avoidance and behavioral disorders: a functional dimensional approach to diagnosis and treatment. *Journal of Consulting And Clinical Psychology*, 64(6), 1152. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.64.6.1152>
- Hofmann, S. G., & Asmundson, G. J. G. (2008). Acceptance and mindfulness-based therapy: New wave or old hat? *Clinical Psychology Review*, 28(1), 1–16. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2007.09.003>
- Hofmann, S. G., & Asmundson, G. J. G. (Eds.). (2017). *The science of cognitive behavioral therapy*. Elsevier Academic Press.
- Hoyle, R. H., & Gottfredson, N. C. (2015). Sample size considerations in prevention research applications of multilevel modeling and structural equation modeling. *Prevention Science*, 16(7), 987–996. <https://doi.org/10.1007/s11121-014-0489-8>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424–453. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424>
- Inoue, Y., Funk, D. C., & McDonald, H. (2017). Predicting behavioral loyalty through corporate social responsibility: The mediating role of involvement and commitment. *Journal of Business Research*, 75, 46–56. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2017.02.005>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the simlisp command language*. Scientific Software International.
- Kashdan, T.B., & Rottenberg, J. (2010). Psychological flexibility as a fundamental aspect of health. *Clinical Psychology Review*, 30(7), 865- 878. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2010.03.001>
- Kendler, K. S. (2012). The dappled nature of causes of psychiatric illness: Replacing the organic-functional/hardware-software dichotomy with empirically based pluralism. *Molecular Psychiatry*, 17, 377–388.
- Kessler, R. C., Chiu, W. T., Demler, O., Merikangas, K. R., & Walters, E. E. (2005). Prevalence, severity, and comorbidity of 12-month DSM-IV disorders in the National Comorbidity Survey Replication. *Archives of General Psychiatry*, 62, 617–627
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications.
- Kohtala, A., Muotka, J., & Lappalainen, R. (2018). Changes in mindfulness facets and psychological flexibility associated with changes in depressive symptoms in a brief acceptance and value based intervention: An exploratory study. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 18(1), 83-98
- Leahy, R. L. (2002). A model of emotional schemas. *Cognitive and Behavioral Practice*, 9(3), 177–190. [https://doi.org/10.1016/S1077-7229\(02\)80048-7](https://doi.org/10.1016/S1077-7229(02)80048-7)
- Lin, J., Klatt, L. I., McCracken, L. M., & Baumeister, H. (2018). Psychological flexibility mediates the effect of an online-based acceptance and commitment therapy for chronic pain: an investigation of change processes. *Pain*, 159(4), 663-672. <https://doi.org/10.1097/j.pain.0000000000001134>

- LoSavio, S. T., Dillon, K. H., & Resick, P. A. (2017). Cognitive factors in the development, maintenance, and treatment of post-traumatic stress disorder. *Current Opinion in Psychology*, 14, 18–22. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2016.09.006>
- MacKinnon, D. P., Fairchild, A. J., & Fritz, M. S. (2007). Mediation Analysis. *Annual Review of Psychology*, 58(1), 593–614. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.58.110405.085542>
- MacKinnon, D. P. (2008). *Multivariate applications series. Introduction to statistical mediation analysis*. Taylor and Francis.
- Martin, D. J., Oren, Z., & Boone, K. (1991). Major depressives' and dysthymics' performance on the Wisconsin Card Sorting Test. *Journal of Clinical Psychology*, 47(5), 684–690. [https://doi.org/10.1002/1097-4679\(199109\)47:5<684::AID-JCLP2270470509>3.0.CO;2-G](https://doi.org/10.1002/1097-4679(199109)47:5<684::AID-JCLP2270470509>3.0.CO;2-G)
- McCracken, L. M., Barker, E., & Chilcot, J. (2014). Decentering, rumination, cognitive defusion, and psychological flexibility in people with chronic pain. *Journal of Behavioral Medicine*, 37(6), 1215–1225. <https://doi.org/10.1007/s10865-014-9570-9>
- McDonald, R. P., & Marsh, H. W. (1990). Choosing a multivariate model: Noncentrality and goodness of fit. *Psychological Bulletin*, 107(2), 247.
- Meyer, E. C., La Bash, H., DeBeer, B. B., Kimbrel, N. A., Gulliver, S. B., & Morissette, S. B. (2019). Psychological inflexibility predicts PTSD symptom severity in war veterans after accounting for established PTSD risk factors and personality. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 11(4), 383–390. <https://doi.org/10.1037/tra0000358>
- Michael, T., Halligan, S. L., Clark, D. M., & Ehlers, A. (2007). Rumination in posttraumatic stress disorder. *Depression & Anxiety*, 24(5), 307–317. <https://doi.org/10.1002/da.20228>
- Naveen, K.D., & Sudhakar, T.P. (2013). Prevalence of cognitive impairment and depression among elderly patients attending the medicine outpatient of a tertiary care hospital in South India. *International Journal of Research in Medical Sciences*, 1(4), 359–364.
- Neziroğlu, G. (2010). *Ruminasyon, yaşantısal kaçınma ve problem çözme becerileri ile depresif belirtiler arasındaki ilişkilerin incelenmesi* (Unpublished Master Thesis), Hacettepe University Institute of Social Sciences, Ankara.
- Nitzan-Assayag, Y., Aderka, I. M., & Bernstein, A. (2015). Dispositional mindfulness in trauma recovery: prospective relations and mediating mechanisms. *Journal of Anxiety Disorders*, 36, 25–32. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2015.07.008>
- 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., & Jackson, B. (2001). Mediators of the gender difference in rumination. *Psychology of Women Quarterly*, 25, 37–47. <https://doi.org/10.1111/1471-6402.00005>

- 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.
- Nolen-Hoeksema, S., Wisco, B. E., & Lyubomirsky, S. (2008). Rethinking rumination. *Perspectives on Psychological Science*, 3, 400–424.
- Oğuz, G., & Batmaz, S. (2020). Transdiagnostik bilişsel davranışçı yaklaşımı göre psikopatolojik süreçlerin değerlendirilmesi: Bilişsel ve Davranışçı Süreçler Ölçeği'nin Türkçe sürümünün geçerliliği ve güvenilirliği. *Journal of Cognitive-Behavioral Psychotherapy and Research*, 9(3), 173-186. <https://doi.org/10.5455/JCBPR.91217>
- Onaylı, S. (2019). *Emotional reactions to infidelity: examining the roles of self-compassion, forgiveness, rumination and cognitive appraisal* (Unpublished PhD Thesis), Orta Doğu Teknik University, Ankara.
- Öy, B. (1995). Çocuk ve ergenlerde depresyon epidemiyolojisi ve risk etmenleri. *Çocuk ve Gençlik Ruh Sağlığı Dergisi*, 2 (1), 40-45.
- Öztürk Copur, E., & Kubilay, G. (2017). Üniversite öğrencilerinin öğrenci sağlık merkezlerinde sunulan hizmetlere ilişkin görüşleri. *Sağlık ve Hemşirelik Yönetimi Dergisi*, 4(1), 15-21.
- Paulus, D. J., Vanwoerden, S., Norton, P. J., & Sharp, C. (2016). Emotion dysregulation, psychological inflexibility, and shame as explanatory factors between neuroticism and depression. *Journal of Affective Disorders*, 190, 376–385. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2015.10.014>.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behavior Research Methods*, 40(3), 879-891. <https://doi.org/10.3758/BRM.40.3.879>.
- Romero-Moreno, R., Márquez-González, M., Losada, A., Fernández-Fernández, V., & Nogales-González, C. (2015). Rumination and cognitive fusion in dementia family caregivers. *Revista Española de Geriatría y Gerontología*, 50(5), 216-222. <https://doi.org/10.1016/j.regg.2015.02.007>. PMID: 26188422.
- Rottenberg, J., & Gotlib, I. H. (2004). Socioemotional functioning in depression. In M. Power (Ed.), *Mood disorders: A handbook of science and practice* (pp. 61–77). Wiley.
- Ruiz, F. J. (2014). The relationship between low levels of mindfulness skills and pathological worry: The mediating role of psychological inflexibility. *Anales de Psicología*, 30(3), 887–897. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.150651>
- Saleh, D., Camart, N. & Romo, L. (2017). Predictors of stress in college students. *Frontiers in Psychology*, 8. <http://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00019>
- Sandoz, E. K., Wilson, K. G., Merwin, R. M., & Kate Kellum, K. (2013). Assessment of body image flexibility: The body image-acceptance and action questionnaire. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 2(1-2), 39–48. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2013.03.002>
- Segerstrom, S. C., Tsao, J. C., Alden, L. E., & Craske, M. G. (2000). Worry and rumination: Repetitive thought as a concomitant and predictor of negative mood. *Cognitive Therapy and Research*, 24(6), 671-688. <https://doi.org/10.1023/A:1005587311498>

- Sherer, M. (1985). Depression and suicidal ideation in college students. *Psychological Reports*, 57, 1061-1062.
<https://doi.org/10.2466/pr0.1985.57.3f.1061>
- Silberstein, L. R., Tirch, D., Leahy, R. L., & McGinn, L. (2012). Mindfulness, psychological flexibility and emotional schemas. *International Journal of Cognitive Therapy*, 5(4), 406-419.
- Stevens, J. P. (2009). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. Routledge.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Allyn & Bacon/Pearson Education.
- Tanaka, J. S., & Huba, G. J. (1985). A fit index for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38(2), 197-201.
- Treynor, W., Gonzalez, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination reconsidered: A psychometric analysis. *Cognitive Therapy and Research*, 27(3), 247–259.
- Turliuc, M. N., Măirean, C., & Turliuc, M. D. (2015). Rumination and suppression as mediators of the relationship between dysfunctional beliefs and traumatic stress. *International Journal of Stress Management*, 22(3), 306–322. <https://doi.org/10.1037/a0039272>
- van Loo, H. M., & Romeijn, J. W. (2015). Psychiatric comorbidity: Fact or artifact? *Theoretical Medicine and Bioethics*, 36, 41–60
- Walser, R. D., & Hayes, S. C. (2006). Acceptance and commitment therapy in the treatment of posttraumatic stress disorder. In V. C. Follette & J. I. Ruzek (Eds.), *Cognitive-behavioral therapies for trauma* (2nd edition). (pp.146-172). The Guildfor Press.
- 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>
- Wells, A., & Matthews, G. (2004). Rumination, depression and metacognition: The S-REF model. In *Depressive rumination: Nature, theory and treatment*. John Wiley & Sons Ltd.
- Whisman, M. A., Du Pont, A., & Butterworth, P. (2020). Longitudinal associations between rumination and depressive symptoms in a probability sample of adults. *Journal of Affective Disorders*, 260, 680– 686.
<https://doi.org/10.1016/j.jad.2019.09.035>
- Wilson, K. G., & Roberts, M. (2002). Core principles in acceptance and commitment therapy: An application to anorexia. *Cognitive and Behavioral Practice*, 9, 237-243.
- Yasinski, C., Hayes, A. M., Ready, C. B., Abel, A., Görg, N., & Kuyken, W. (2019). Processes of change in cognitive behavioral therapy for treatment-resistant depression: psychological flexibility, rumination, avoidance, and emotional processing. *Psychotherapy Research*, 30(8), 983-997. <https://doi.org/10.1080/10503307.2019.1699972>
- Yavuz, K. F. (2015). Kabul ve Kararlılık Terapisi (ACT): Genel bir bakış. *Türkiye Klinikleri*, 8(2), 21-27.
- Yavuz, F., Ulusoy, S., Iskin, M., Esen, F. B., Burhan, H. S., Karadere, M. E., & Yavuz, N. (2016). Turkish version of Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II): A reliability and validity analysis in clinical and non-clinical samples. *Bulletin of Clinical Psychopharmacology*, 26(4), 397-408.

Yaşar, S., & Aydoğdu, F. (2022). Kadın öğretmenlerde ruminasyon ile çözüm odaklı düşünme arasındaki ilişkide psikolojik esnekliğin aracı rolü. *Humanistic Perspective*, 4(1), 126-145.
<https://doi.org/10.47793/hp.1037046>

Yektaş, Ç. (2020). Çocuk ve Ergen Psikiyatrisi Güncel Yaklaşımlar ve Temel Kavramlar (1- 2 Vol.). In E. S. Ercan, Ö. Bilaç, İ. Perçinal Yazıcı, M. Ö. Kütük, Ü. Işık, A. G. Kılıçoğlu, F. S. Durak, H. Kandemir, K. U. Yazıcı, Ü. Bolat, C. Kavurma, F. Kılıçaslan (Eds.), *Kabul ve Kararlilik Terapisi (ACT)* (pp. 1231-1240).
<https://doi.org/10.37609/akya.45>

Yıldırım, M., & Solmaz, F. (2020). Covid-19 burnout, Covid-19 stress and resilience: initial psychometric properties of Covid-19 Burnout Scale. *Death Studies*, 46(3), 524-532.
<https://doi.org/10.1080/07481187.2020.1818885>.

ÜNİVERSİTE ÖĞRENCİLERİNİN RUMİNASYON VE PSİKOLOJİK ESNEKLİKLERİ (KABUL) ARASINDAKİ İLİŞKİDE BİLİŞSEL AYRIŞMANIN ARACI ROLÜ

Öz

Üniversite öğrencileri içinde bulundukları değişim süreçleri göz önüne alındığında depresyon açısından riskli gruptadır. Pandemi ve sonrasında süreclere uyum sağlama aşamalarında öğrencilerin depresif belirtileri artabilmektedir. Depresyonun önemli göstergelerinden ilki ruminasyondur. Ruminasyon ruh sağlığının korunmasında önemli bir bileşen olan psikolojik esneklikten uzaklaşmaya neden olmaktadır. Bilişsel ayrışma ise kişinin tekrarlayan olumsuz düşünceleri ile arasına mesafe koyabılmesini sağlamaktadır. Bilişsel ayrışmanın ruminasyonla baş edebilme, kabulü ve psikolojik esnekliği artırabilmede aracı bir değişken olduğu düşünülerek bu çalışmada, ruminasyonun psikolojik esneklik (kabul) ile ilişkisinde bilişsel ayrışmanın aracı rolünün incelenmesi amaçlanmıştır. Çalışma yapısal eşitlik modeline göre desenlenmiştir. Bu kapsamda araştırmayı elverişlilik örnekleme yöntemiyle belirlenen çalışma grubunu 2022 yılında Türkiye'deki çeşitli üniversitelerde öğrenim görmeye devam eden yaşıları 18 ile 28 arasında değişen 470 üniversite öğrencisi oluşturmaktadır. Bu çalışmada psikolojik esneklik ölçüğinden alınan puanlar kabulün bir yansıması şeklinde değerlendirilmiştir. Araştırma sonuçlarına göre ruminasyon puanları arttıkça psikolojik esneklik ölçüğinden alınan kabul puanları azalmaktadır. Psikolojik esneklik ölçüğinden alınan puanlar ile bilişsel ayrışma puanları arasındaki ilişki ise orta düzeyde negatif yönlü olarak hesaplanmıştır. Ruminasyon ile bilişsel ayrışma ölçek puanları arasındaki ilişki orta düzeyde negatif yönlü olarak hesaplanmıştır. Aracılık analizi sonucunda ruminasyonun psikolojik esneklik ölçek puanları üzerinde negatif yönlü etkisi olup, ruminasyon psikolojik esneklik (kabul) ölçek puanlarındaki değişimin %38'ini açıklamıştır. Ruminasyonun psikolojik esneklik ölçek puanları üzerindeki dolaylı etkisi de anlamlı bulunmuştur. Ruminasyonun psikolojik esneklik (kabul) ölçek puanları üzerindeki etkisinde bilişsel ayrışma kısmi aracılık sağlamaktadır. Ruminasyon ve bilişsel ayrışma, kabulü temsil eden psikolojik esneklik ölçek puanlarındaki değişimin %47'sini açıklamıştır.

Anahtar Kelimeler: Ruminasyon, psikolojik esneklik, bilişsel ayrışma, kabul, üniversite öğrencileri.

GİRİŞ

Farklı bir toplumsal yapı olarak üniversite ortamına giren öğrenciler önemli bir kültürel değişim yaşamaktadır (Gfellner ve Cordoba, 2017). Bu dönemde farklı insanlarla tanışarak yeni ilişkiler kurmaya devam eden, ailesinden ayrılan, bireysel sorumluluğu artan üniversite öğrencileri çeşitli açıdan zorluklarla karşılaşabilmektedir (Öztürk Çopur ve Kibilay, 2017). Bu değişimlerle ve zorluklarla beraber üniversite öğrencilerinde depresyon, anksiyete ve kaygı gibi ruh sağlığı bozuklukları sıkılıkla görülebilmektedir (Çoban ve Karaman, 2013; Ediz ve diğerleri, 2017). Depresyon çökkülüklük, yavaşlama ve karamsarlık gibi belli başlı belirtilerle ortaya çıkmakla birlikte, yapılan çalışmalar üniversite öğrencilerini tehdit eden en önemli psikolojik sorunlardan birinin depresyon olduğunu göstermektedir (Naveen ve Sudhakar, 2013; Öy, 1995; Özdel ve diğerleri, 2022; Sherer, 1985). Depresyonda en yaygın olarak görülen belirti ise ruminatif düşünme biçimidir (Nolen-Hoeksema, 1991; Nolen-Hoeksema ve diğerleri, 2008).

Ruminasyon zihinsel olarak geviş getirmek ve düşüncelerin insan zihninde sürekli dönüp durması anlamında kullanılmaktadır (Nolen-Hoeksema ve Morrow, 1991). Ruminasyon kavramını depresyon üzerinden açıklayan Tepki Stilleri Kuramı'na göre kişiler, ruminasyon süreci içerisinde depresif olan duygusal durumuna ve bunun yarattığı sonuçlara odaklanma eğilimi gösterirler ve bu da depresif duygusal durumunun daha uzun süre devam etmesine ve şiddetlenmesine neden olmaktadır (Gülüm ve Dağ, 2012; Nolen-Hoeksema ve Morrow, 1991). İşlevsiz duygusal düzenleme stratejilerinden biri olarak da görülen ruminasyon arttıkça kişiler aynı düşünce içeriğine takılıp kalmakta, yeni davranışlar sergileyememekte ve çeşitli duygusal durum bozuklukları yaşamaktadır (Leahy, 2002; Nolen-Hoeksema ve Jackson, 2001). Bu da kişinin yaşanan süreci doğru şekilde anlamlandırmamasını engelleyerek ruh sağlığında bozulmalar yaşamasına neden olur (Nolen-Hoeksema, 1991; Segerstrom ve diğerleri, 2000; Wells ve Matthews, 2004; Michael ve diğerleri, 2007).

Pandemiyle birlikte artan kaygı, korku, sosyal destek eksikliği, online eğitimde yaşanan sorunlar ve benzeri nedenlerle üniversite öğrencileri arasında ruh sağlığı bozuklukları yaşama riskinin arttığı görülmüştür (AlAzzam ve diğerleri, 2020; Cao ve diğerleri, 2020; Chen ve diğerleri, 2020; Guessoum ve diğerleri, 2020). Üniversite öğrencilerinin depresif belirtilerinin ve anksiyete düzeylerinin incelendiği çalışmalara bakıldığından, pandemi öncesinde de riskli grup oldukları görülmektedir (American College Health Association, 2018; Saleh ve diğerleri, 2017). Bu kısıtlamaların getirdiği belirsizlik öğrencilerin kaygı duymasına neden olurken, ruminasyon düzeylerini de artırılmıştır (Watkins ve Roberts, 2020; Whisman ve diğerleri, 2020; Yıldırım ve Solmaz, 2020). Bu ruminatif düşüncelerin artması ise ruh sağlığının önemli bir bileşeni olan psikolojik esnekliğin azalmasına neden olmaktadır (Cook ve diğerleri, 2012; Martin ve diğerleri, 1991; Ruiz, 2014).

Kabul ve Kararlılık Terapisi'nin önemli kavramlarından biri olan psikolojik esneklik kişilerin içinde bulunan "an'a odaklanması" ve seçmiş olduğu değerlere uygun bir hayat sürmesini sağlayarak, bireyi geçmiş odaklı düşüncelere takılıp kalmaktan ve benzer davranış kalıplarını tekrarlamaktan uzaklaştırır (Yavuz, 2015). Psikolojik esneklik geliştirilebilen bir psikolojik beceri olup kabul, bilişsel ayrışma, an ile temas etme, bağlamsal benlik, değerlerle temas ve kararlılıktan oluşan çok boyutlu bir yapıyı temsil etmektedir (Hayes ve diğerleri, 2006;

Hayes ve diğerleri, 2012). Aynı zamanda psikolojik esneklik olumlu ya da olumsuz tüm yaşıntıları şu içerisinde deneyimlemeye odaklandığı için, bireyin yaşanan krizlerle ve kısıtlamalarla baş etmede daha etkin stratejiler kullanmasını sağlar ve pandemi gibi travmatik durumlarda bile kişilerin hayatı bağlılığını ve yaşam enerjisini artırabilir (Harris, 2016; Hayes ve Strosahl, 2004).

Kabul ve Kararlılık Terapisi'ne göre kişilerin psikolojik olarak esnek olması için, deneyimlere açık olmayı temsil eden iki temel dinamik olan bilişsel ayrışma ve kabule sahip olması gereklidir (Yektaş, 2020). Çalışmada psikolojik esnekliği ölçmek amacıyla kullanılan ölçliğin genel olarak deneyimsel kaçınmayı ölçüdüğü ve elde edilen puanların tersine çevrildiğinde psikolojik kabulü yansittığı görülmektedir. Alınan yüksek puanlar daha fazla psikolojik kabulü göstermektedir. Yapılan başka bir çalışma da örnek alınarak (McCracken, 2014) psikolojik esneklik ölçüğinden alınan puanlar kabulün bir yansımıası şeklinde değerlendirilmiştir. Psikolojik esneklik modelini oluşturan altı süreçten biri olan kabul, kişinin memnun olmadığı halde öznel yaşıntılarının varlığını benimseyerek, mümkün olduğunda istekli bir şekilde onları deneyimlemeye ve yeni davranışlarda bulunmaya devam etmesini ifade etmektedir (Hayes ve diğerleri, 2012).

Depresyondaki önemli belirtilerden bir diğeri de kişilerde çeşitli şekillerde psikolojik esneklik ve yaşıntıları kabul kaybının görülmesidir. Depresif hastalar genellikle farklılaşmayan deneyimler sergilemeye devam eder, ifadelerinde tepkisiz kalır, reddeder ve diğerleriyle olan sosyallikleri bozularak katı davranış kalıpları içinde kalırlar (Ellgring, 1989; Kashdan ve Rottenberg, 2010; Rottenberg ve Gotlib, 2004). Artan bu depresif belirtiler ve ruminatif düşüncelerle beraber kişilerin kabulü ve psikolojik esnekliği azaldığı gibi, psikolojik esnekliğin yokluğu kişilerin stresli yaşam olaylarıyla baş edebilmesini ve olumsuz yaşam olayları karşısında kendisini toparlayabilmesini zorlaştırmaktadır (Nolen-Hoeksema ve diğerleri, 2008).

Kişiler her ne yaşarsa yaşasın, yaşadıkları olaydan ne kadar etkileneneklerinin belirlenmesinde, o olayı nasıl algıladıklarını belirleyen bilişsel süreçler etkilidir (Bardeen ve Fergus, 2016; LoSavio ve diğerleri, 2017; Turliuc ve diğerleri, 2015). Psikolojik esnekliği oluşturan önemli kavamlardan biri olan bilişsel ayrışma da bu zihinsel süreçlerden biridir. Bilişsel ayrışma, kişinin aklından geçenleri sadece bir düşünce olarak algılayıp, onlarla arasında mesafe koyabilmesi ve yapmakta olduğu davranışları ön plana çıkarabilmesidir (Hayes ve diğerleri, 2006). Bilişsel ayrışma olmadığında kişi ruminasyon gibi olumsuz düşüncelerin etkisi altına girer, olumsuz düşüncelerin dışındaki yeni deneyimlerle bağlantısını keserek psikolojik esneklikten uzaklaşır (McCracken, 2014). Kabul ve Kararlılık Terapisi'ne göre bilişsel ayrışma üst bilişsel bir strateji olup, amaç bilişsel ayrışma ile düşünce ve duyguların içini değiştirmek değil, istenmeyen işlevini değiştirebilmektir (Hofmann ve Asmundson, 2008). Eğer düşünceler sadece birer düşünce olarak görülebilir ve yargılayıcı olmayan bir bakış açısıyla kabul edilirse, kişi rahatsız edici olan düşünce ve duygulardan bağımsız olarak seçmiş olduğu değerlere uygun yeni davranışlarda bulunabilir (Eifert ve diğerleri, 2009; Hofmann ve Asmundson, 2017).

Bilişsel ayrışma ile ruminatif düşüncenin ortaya çıkıp diğer düşüncelerle kaynaşmasına neden olan işlevsel bağlam değiştirilebilmektedir. Bilişsel ayrışma gerçekleşirse kişi için sahip olduğu düşünce, gerçekliği olmaktan çıkar ve kişi düşünceyi sadece zihinsel bir ürün olarak algılamayı başarabilir (Wilson ve Roberts, 2002). Bilişsel

ayrışmanın kullanımının artması kişinin psikolojik esnekliğini artırarak şu an ile temas etmesini sağlar, kişiyi sürekli geçmişi düşünerek kaygılandıran ruminatif düşüncelerden uzaklaştırır ve ruh sağlığını olumlu olarak etkiler (Boykin ve diğerleri, 2018; Biglan ve diğerleri, 2008; Meyer ve diğerleri, 2019). Bireylerin işlevsel baş etme stratejilerini kullanabilmelerinde ve sağlıklı bir ruh haline sahip olmalarında ise psikolojik esnekliğin büyük önemi vardır (Berghoff ve diğerleri, 2018; Kohtala ve diğerleri, 2018; Sandoz ve diğerleri, 2013). Ülkemizde yapılan çalışmalara bakıldığından ruminasyonun kabule, psikolojik esnekliğe etkisinde bilişsel ayrışmanın aracı rolünün incelendiği çalışmaya rastlanamamıştır. Yapılan araştırmadan bu anlамda literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Depresyon gibi ruhsal bozuklıkların ortaya çıkmasında ve sürmesinde rol oynayan çeşitli transdiagnostik süreçler vardır. Ruhsal bozuklıklarının birbirinden ayırt edilmesini sağlayan özelliklerin sınırlı olması ve bu bozukluklarda yüksek düzeyde eş hastalanma görülmesi transdiagnostik yaklaşımının (tanı ötesi) önemli olduğunu göstermektedir (Kendler, 2012; Kessler ve diğerleri, 2005; van Loo ve Romeijn, 2015). Bilişsel ayrışmanın tam tersini ifade eden düşünce-eylem kaynaşması ve ruminasyon, duygusal bozuklıkların ortaya çıkmasında ve sürmesinde rol oynayan transdiagnostik süreçler arasında değerlendirilebilmektedir (Batmaz, 2020; Hayes ve diğerleri, 1996; Nolen-Hoeksema, 1991; Oğuz ve Batmaz, 2020). Yakın zamanlarda yapılan araştırmalarla beraber bu süreçler daha fazla tespit edilmekte ve tedavi süreçlerinde kavramların birbirleriyle olan ilişkileri göz önünde bulundurulmaktadır (Batmaz, 2020). Bu çalışmada da ruminasyon, bilişsel ayrışma ve kabul gibi trandiagnostik süreçler arasındaki ilişkilerin açığa çıkarılmasına katkı sağlanması hedeflenmektedir.

Ruminasyon, bilişsel ayrışma ile farklı açılardan benzerlik gösteren pek çok kavramdan biri olup bilişsel olarak ayrışamamayı ve kabulün tersi olan kaçınan bir davranış kalibini temsil eder (Gillanders ve diğerleri, 2014; Nolen-Hoeksema ve diğerleri, 2008; Yektaş, 2020). Bilişsel ayrışma ise düşünceler üzerinde farkındalık ve kontrol, esnek olma, benliğin farkında olma ve değerlere odaklanma gibi çok boyutlu yapıları içermesi dolayısıyla hem psikolojik esneklikten hem de ruminasyondan farklılaşmaktadır (Gillanders ve diğerleri, 2014). Ayrıca alanyazında psikolojik esnekliğin ihmal edilen yönlerinden birinin bilişsel ayrışma olduğu, bilişsel ayrışmanın ruminasyon gibi kavamlarla ilişkilerinin neler olduğunu ve onları nasıl etkilediğini daha fazla incelenmesi önerilmektedir (Gillanders ve diğerleri, 2014). Bu kapsamda çalışmadan elde edilen sonuçların üniversite öğrencilerinin psikolojik esnekliğinin geliştirilmesine ve bilişsel ayrışma literatürüne katkı sunacağı düşünülmektedir.

Tüm bu açılardan bakıldığından pandemi sürecinde çeşitli zorluklarla karşılaşan ve pandemi tedbirlerinin kaldırılmasıyla birlikte yeni normale tekrar uyum sağlamaya çalışan üniversite öğrencilerinin sahip oldukları ruminatif düşüncelerinin psikolojik esnekliklerini ve kabullerini olumsuz olarak etkilediğini ve bu ilişkide bilişsel ayrışmanın da aracı olabileceği düşünülmektedir. Bu kapsamda çalışmanın temel amacı üniversite öğrencilerinin ruminasyon düzeyleri ve psikolojik esneklikleri arasındaki ilişkide bilişsel ayrışmanın aracı rolünün incelenmesidir. Çalışmada temel amaç ekseninde belirlenen alt amaçlar şunlardır:

-Üniversite öğrencilerinin ruminasyon düzeyleri, psikolojik esneklikleri (kabul) ve bilişsel ayrışmaları arasında anlamlı ilişkiler var mıdır?

-Üniversite öğrencilerinin ruminasyon düzeyleri ve psikolojik esneklikleri (kabul) arasındaki ilişkide bilişsel ayrışmanın aracı rolü var mıdır?

YÖNTEM

Araştırma Modeli

Bu araştırma üniversite öğrencilerinin ruminasyonlarının psikolojik esneklikleri ile ilişkisinde bilişsel ayrışmanın aracı rolünü incelemek amacıyla yapısal eşitlik modeline göre desenlenmiştir. Gizil değişkenler ile gözlenen değişkenler arasındaki nedensel ilişkilerin ve modelin veriye olan uyumunun incelendiği yapısal eşitlik modellerinde, kurgulanmış direkt ve dolaylı etkiler aracılık analizi çerçevesinde test edilebilmektedir (Stevens, 2009; Hoyle ve Gottfredson, 2015).

Çalışma Grubu

Araştırmacıların çalışma grubunu Türkiye'deki çeşitli üniversitelerde öğrenime devam eden üniversite öğrencileri oluşturmaktadır. Bu kapsamda elverişlilik örneklemeye yöntemiyle yaşıları 18 ile 28 arasında değişen 470 üniversite öğrencisine çalışma uygulanmıştır. Bu örneklemeye yönteminde örneklem oluşturmaya, tasarruf sağlayan bir yöntem olarak ulaşması en kolay olan katılımcılardan başlanarak veri toplanır ve ihtiyaç duyulan veri sayısına ulaşana kadar devam edilir (Cohen ve diğerleri, 2005).

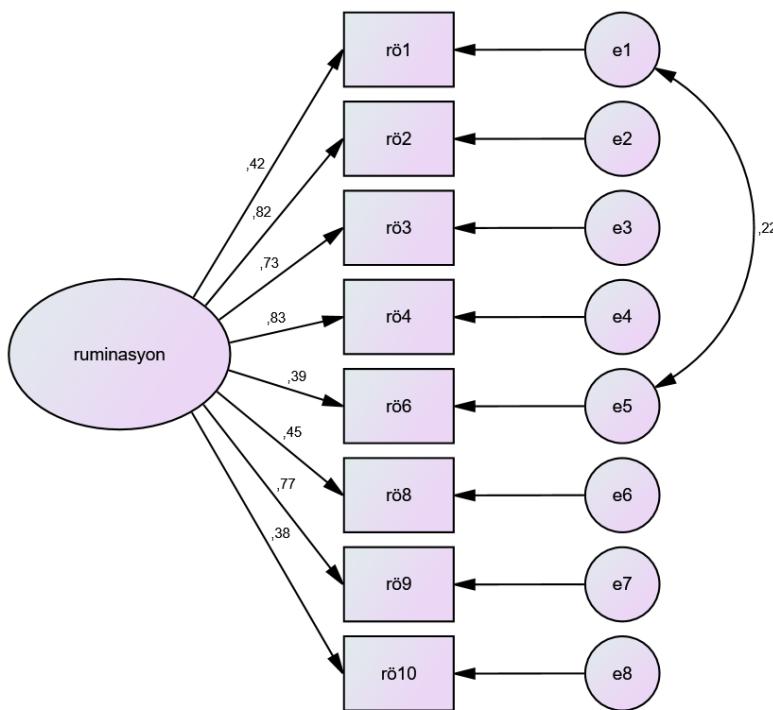
Katılımcıların 253'ü kadın öğrencilerden (%53,8), 217'si (%46,2) erkek öğrencilerden oluşmaktadır. Öğrencilerin 41'i (%8,7) hazırlık ve birinci sınıf düzeyinde öğrenimlerine devam ederken, 283'ü (%60,2) ikinci ve üçüncü sınıf düzeyinde, 146'sı (%31,1) dördüncü sınıf ve üzeri düzeyde öğrenimlerine devam etmektedir. Araştırmaya katılan öğrencilerin 150'si (%31,9) hayatlarında bir defa da olsa çeşitli profesyonel psikolojik destek hizmetlerinden yaralanmış olup, 320 (%68,1) öğrenci daha önce herhangi bir profesyonel psikolojik destek hizmeti almamıştır. Öğrencilerin 44'ü (%9,4) sosyoekonomik düzeylerini düşük olarak tanımlarken, 357'si (%76) sosyoekonomik düzeyini orta olarak ve 69'u (%14,7) yüksek olarak tanımlamaktadır. Öğrenciler çeşitli üniversitelerde öğrenimlerine devam etmekte olup çalışmaya gönüllü olarak katılmıştır.

Verilerin Toplanması

Araştırma öncesinde Marmara Üniversitesi Eğitim Bilimler Enstitüsü Araştırma ve Yayın Etik Kurulu'ndan 12.01.2022/01-15 onay sayısı ile etik kurul onayı alınmıştır. Ölçek sahiplerinden uygulama yapabilmek için gerekli izinler alındıktan sonra veri, oluşturulan Google form aracılığıyla Ocak ve Şubat aylarında online şekilde toplanmıştır. Google form üniversitede çalışan ve ulaşılabilen bazı akademisyenlere gönderilerek öğrencilere ulaştırılması sağlanmıştır. Araştırmacıların veri toplanması, uygulanması ve yazılması aşamasında tüm etik kurallara dikkat edilmiştir.

Veri Toplama Araçları**Kısa Form Ruminasyon Ölçeği**

Ölçek Treynor ve arkadaşları tarafından 2003 yılında uzun formunda bazı maddeler çıkartılarak düzenlenmiştir. On maddededen oluşan ölçekte saplantılı düşünme ve derinlemesine düşünme olmak üzere iki alt boyut bulunmaktadır. Ölçekten alınan toplam puan yükseldikçe ruminasyon düzeyinin yükseldiği söyleneilmektedir. Ölçek geliştirme çalışması esnasında toplam ruminasyon ölçüğine ait iç tutarlılık katsayı .85 olarak hesaplanmıştır. Ölçeğin Türk kültürüne uyarlanması amacıyla geçerlik ve güvenirlilik analizleri Erdur Baker ve Bugay (2012) tarafından lise ve üniversite öğrencileri örnekleminde yapılmıştır. Uyarlama çalışması esnasında yapılan güvenirlilik analizlerinin sonuçlarına göre de ölçeğin tamamının Cronbach alfa iç tutarlılık katsayı .85 olduğu görülmüştür (Erdur-Baker ve Bugay, 2012). Erdur Baker danışmanlığında yürütülen bir doktora tezinde (Onaylı, 2019) ölçeğin kısa formunun tek faktörlü halinin kullanıldığı görülmüştür. Bu çalışmada ölçeğin doğrulayıcı faktör analizinde beşten fazla madde içeren anketlerde kullanılabilir olan (Kline, 2011) madde parselleme yapılarak kullanıldığı ve modeli iyileştirmek için bazı maddelerin hata kovaryanslarının ilişkilendirilerek serbest bırakılmıştır. Bu çalışmada da Ruminasyon Ölçeği'nin kısa formunun hem iki alt boyutlu hem de tek boyutlu yapısı doğrulayıcı faktör analizi ile sınanmış, iki alt boyutlu yapıda boyutlar arası kolerasyonun çok yüksek olması nedeniyle (.90), kısa formun tek faktörlü yapısı tercih edilmiştir. Ölçeğin bu çalışma için yapı geçerliği olup olmadığını incelemek amacıyla yapılan doğrulayıcı faktör analizi sonucunda, faktör yükü kesim noktası 0,32 alınarak (Tabachnick ve Fidell, 2007) faktör yükü kesim noktasının altında yer alan iki madde (rö5 ve rö7) ölçekten çıkarılmıştır. Doğrulayıcı faktör analizi işlemi tekrarlandığında elde edilen uyum iyiliği değerlerinin kabul edilebilir düzeyde olduğu görülmüştür [$\chi^2 (20) = 87,563$; $p < .001$; $\chi^2 / df = 4,38$; RMSEA = .09; IFI = .95; CFI = .95; GFI = .96; AGFI = .92; SRMR = .05]. Program tarafından önerilen modifikasyon önerisi dikkate alındığında Madde 1 ve 6'nın hata kovaryansları arasında ilişki kurulmasının önerildiği görülmüştür. İki madde arasındaki hata kovaryansları arasındaki ilişki serbest bırakılmış ve elde edilen uyum iyiliği değerlerinin daha iyi düzeyde olduğu görülmüştür [$\chi^2 (19) = 65,265$; $p < .001$; $\chi^2 / df = 3,44$; RMSEA = .07; IFI = .96; CFI = .96; GFI = .97; AGFI = .94; SRMR = .04]. Elde edilen uyum iyiliği değerleri sonucunda Kısa Ruminasyon Ölçeğinin tek faktörlü yapısının toplanan veriler ile genel olarak iyi düzeyde uyumlu olduğu görülmüştür. Doğrulayıcı faktör analizi sonucunda ölçme aracında bulunan maddelerinin faktör yüklerinin 0,38 ile 0,83 arasında olduğu ve yol katsayılarının ($p < 0,001$) anlamlı olduğu görülmüştür. Kısa Ruminasyon Ölçeğinin bu çalışma için Cronbach alfa katsayı 0,82 olup iç tutarlılığı yüksektir.

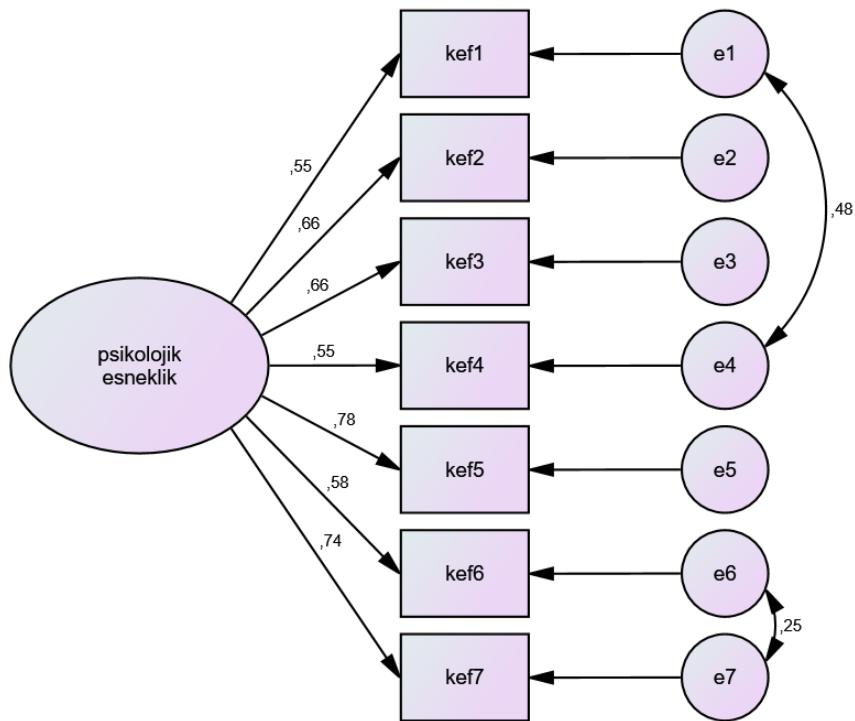


Şekil 1. Kısa Ruminasyon Ölçeğinin Doğrulayıcı Faktör Analizi Diyagramı

Kabul ve Eylem Formu II

Kabul ve Eylem formu II yedili Likert şekilde puanlanan ve yedi maddeden oluşan kısa bir ölçek olup 2004 yılında Hayes ve diğerleri tarafından geliştirilmiştir. Ölçekten alınan yüksek puanlar psikolojik katılığın olduğuna, düşük puanla ise psikolojik esnekliğin olduğuna işaret etmektedir. Kabul ve Eylem Formunun (KEF-II) Türkçe formunun geçerlilik ve güvenirliliği Yavuz ve diğerleri (2016) tarafından klinik ve klinik olmayan gruplar üzerinde yapılmıştır. Ölçeğin uyarlama çalışması esnasında güvenirliliğini ölçmek amacıyla hesaplanan Cronbach alfa iç tutarlık katsayısının .84 olduğu görülmüştür. Ölçeğin bu çalışma için yapı geçerliği olup olmadığını incelemek amacıyla yapılan doğrulayıcı faktör analizi sonucunda veriden elde edilen uyum iyiliği değerlerinin kabul edilebilir düzeyde olmadığı görülmüş ve programın modifikasyon önerileri sonucunda madde 1 ile madde 4'ün ve madde 6 ile madde 7'nin hata kovaryansları arasındaki ilişkiler serbest bırakılarak analiz yenilenmiştir. Elde edilen değerler sonucunda veri ile modelin kabul edilebilir düzeyde uyumlu olduğu görülmüştür [$\chi^2 (12) = 44,714$; $p < .001$; $\chi^2 / df = 3,73$; RMSEA = .07; IFI = .97; CFI = .97; GFI = .97; AGFI = .94; SRMR = .03]. Doğrulayıcı faktör analizi sonucunda ölçme aracında bulunan maddelerinin faktör yüklerinin 0,55 ile 0,78 arasında olduğu ve yol katsayılarının ($p < 0,001$) anlamlı olduğu görülmüştür. Ölçeğin bu çalışma için Cronbach alfa katsayısı 0,85 olup iç tutarlılığın yüksektir. Kabul ve Eylem Formu II'nin içeriğine bakıldığından genel olarak deneyimsel kaçınmayı ölçtügü ve elde edilen puanların tersine çevrildiğinde psikolojik kabulü yansittığı görülmektedir. Yüksek puanlar daha fazla psikolojik kabulü göstermektedir. Bu çalışmada da ölçekten elde edilen puanlar,

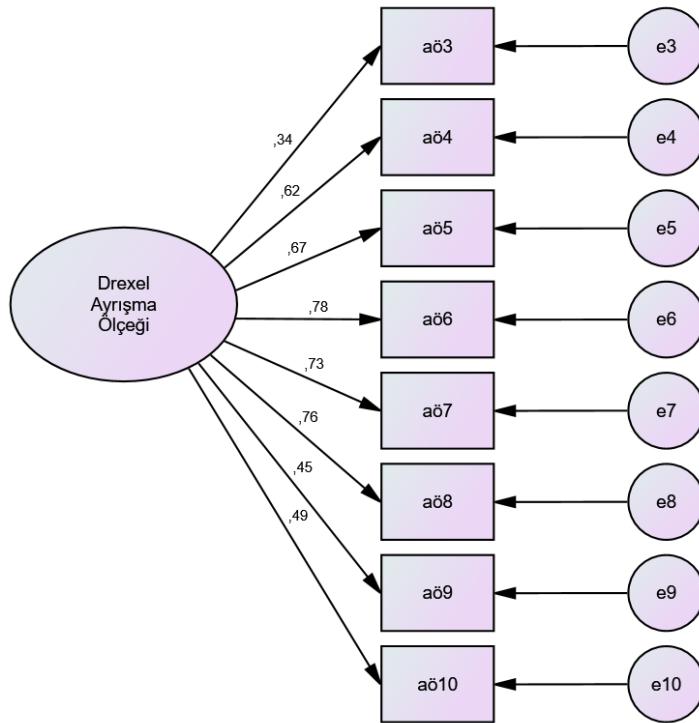
yapılan başka bir çalışma da örnek alınarak (McCracken, 2014) psikolojik kabulün bir yansımıası şeklinde değerlendirilmiştir.



Şekil 2. Kabul Eylem Formu II Doğrulayıcı Faktör Analizi Diyagramı

Drexel Ayrışma Ölçeği

Kişilerin sahip oldukları duygusal ve düşüncelerden uzaklaşabilme düzeylerini ölçmek amacıyla Forman ve diğerleri tarafından 2012 yılında geliştirilen ölçek tek boyutludur. Dörtlü Likert şekilde puanlanan ölçekte herhangi bir ters madde olmamakla birlikte, ölçekten alınan puanlar arttıkça bilişsel ayrışmanın da arttığı söyleyilebilir. Ölçeğin Cronbach alfa güvenirlik katsayısı .83 olarak bulunmuştur. Türkçe'ye Aydın ve Yerin Güneri (2018) tarafından uyarlanmıştır. Uyarlama çalışmasında Cronbach alfası .78 olarak bulunmuştur. Ölçeğin uyarlama çalışmasında madde 1 ve madde 2'nin standardize edilmiş yol katsayılarının değerlerinin .32'nin altında olmasına rağmen çıkarılmadığı görülmüş fakat bu çalışmada da yol katsayısının düşük olduğu görülen bu iki madde kesim noktasının .32 olarak belirlenmesi dolayısıyla çıkarılmıştır. Ölçeğin bu çalışma için yapı geçerliği olup olmadığını incelemek amacıyla yapılan doğrulayıcı faktör analizi sonucunda veriden elde edilen uyum iyiliği değerlerinin model ile iyi düzeyde uyumlu görülmüştür [$\chi^2 (20) = 82,009$; $p < .001$; $\chi^2 / df = 4,10$, RMSEA = .08; IFI = .95; CFI = .95; GFI = .95; AGFI = .92; SRMR = .05]. Doğrulayıcı faktör analizi sonucunda ölçme aracında bulunan maddelerinin faktör yüklerinin 0,34 ile 0,78 arasında olduğu ve yol katsayılarının ($p < 0,001$) anlamlı olduğu görülmüştür. Drexel Ayrışma Ölçeğinin bu çalışma için Cronbach Alfa katsayısı 0,83 olup iç tutarlılığın yüksektir.



Şekil 3. Drexel Ayırma Ölçeğinin Doğrulayıcı Faktör Analizi Diyagramı

Verilerin Analizi

Verilerin parametrik testler için uygunluğunu incelemek amacıyla basıklık, çarpıklık, Z puanı, Mahalanobis uç değer analizleri yapılmış ve 32 adet veri kapsam dışı bırakılmıştır. Çarpıklık değerlerinin ,05 ile ,29 arasında olduğu, basıklık değerlerinin ise -,57 ile -,84 arasında olduğu görülmüştür. Çarpıklık ve basıklık değerlerinin -2 ile +2 arasında olduğu görüldüğünden, dağılımın normal dağılım gösterdiği varsayılmıştır (George ve Mallery, 2010). Yapısal eşitlik modeli ile analiz yapabilmek için normalilik şartının sağlanması, değişkenler arasında çoklu bağlantı probleminin olmaması ve çoklu normalik varsayıminın karşılanması gerekmektedir (Kline, 2015). Çoklu bağlantı probleminin olup olmadığını incelemek için modeldeki değişkenlerin varyans artış faktörleri (VIF) ve tolerans değerleri (TV) incelendiğinde, $VIF \geq 10$ ve $TV \leq 0,10$ olması halinde çoklu bağlantı probleminden bahsedilmekte olup olmadığı $VIF \geq 10$ ve $TV \leq 0,10$ olması halinde çoklu bağlantı probleminden bahsedilmekte olup (Çokluk ve diğerleri, 2010), bu modelde yer alan değişkenlerin VIF değerleri 1,19 TV değerleri ise 0,84 olduğu ve çoklu bağlantı sorununun olmadığı görülmüştür. Çok değişkenli normal dağılımın olması için Mardia'nın çok değişkenli standardize basıklık katsayısının 8'den küçük olması gerekmekte olup (Kline, 2011) bu araştırmada standardize basıklık değeri -3,54 olarak hesaplanmıştır ve çoklu normalilik varsayıminin karşılandığı görülmüştür. Analizlere başlamadan önce ölçme modelinin test edilmesi ve teorik alt yapının doğrulanıp doğrulanmadığını incelemek önemlidir. Doğrulanın teorik alt yapıdan yola çıkarak kuramsal model test edilecek, değişkenler arasındaki neden sonuç ilişkileri oluşturulan yollar aracılığıyla ortaya çıkarılacak ve bu yolların anlamlılığı uyum iyiliği değerleri ile inceleneciktir (Kline, 2015). Çalışmada uyum iyiliği indeksleri

olarak ki-kare (χ^2) ve serbestlik derecesinin oranı ile GFI, CFI, AGFI, IFI, SRMR ve RMSEA değerleri kullanılmıştır. Ruminasyonun psikolojik esneklik (kabul) ile ilişkisinde bilişsel ayrışmanın aracı rolü olup olmadığını belirlemek için Baron ve Kenny (1986)'nin önerileri dikkate alınmıştır. Bu yaklaşımı göre aracılık etkisinden bahsedebilmek için sağlanması gereken koşullara bakıldığından, bağımsız değişkenin aracı değişken üzerinde ve bağımlı değişken üzerinde etkisi olmalıdır. Aracı değişken analize eklendiğinde, bağımsız değişkenle bağımlı değişken arasında anlamlı olmayan bir ilişki görülsürse tam aracılıktan, bağımsız değişken ile bağımlı değişken arasındaki ilişkide azalmada görülsürse de kısmi aracılıktan bahsedilebilmektedir (McKinnon ve diğerleri, 2007). Ayrıca bilişsel ayrışmanın aracılık etkisinin anlamlı olup olmadığını belirlemek amacıyla Hayes'in önerdiği Bootstrapping yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntem ile doğrudan ve dolaylı etkilerin anlamlılığı test edilmektedir (Inoue ve diğerleri, 2017; MacKinnon, 2008; Preacher ve Hayes, 2008). Araştırmada n sayısı 5000 olarak belirlenmiş ve yeniden örnekleme yapılarak bootstrap katsayısi ve güven aralıkları hesaplanmıştır. Modeldeki etkilerin anlamlılığına karar verebilmek için bootstrap katsayısının güven aralıklarının alt ve üst sınırlarının sıfırı kapsamaması gerekmektedir (Hayes, 2013). Anaizlerin yapılmasında AMOS 24.0 programından yararlanılmıştır.

BÜLGULAR

Araştırmmanın alt amaçlarından birini oluşturan ruminasyon, psikolojik esneklik ve bilişsel ayrışma arasındaki ilişkileri incelemek amacıyla yapılan korelasyon analizi sonuçları ve ölçek puanlarına ait betimsel istatistikler Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1. Ölçek Puanlarına Ait Betimsel Değerler ve Pearson Korelasyon Analizi Sonuçları

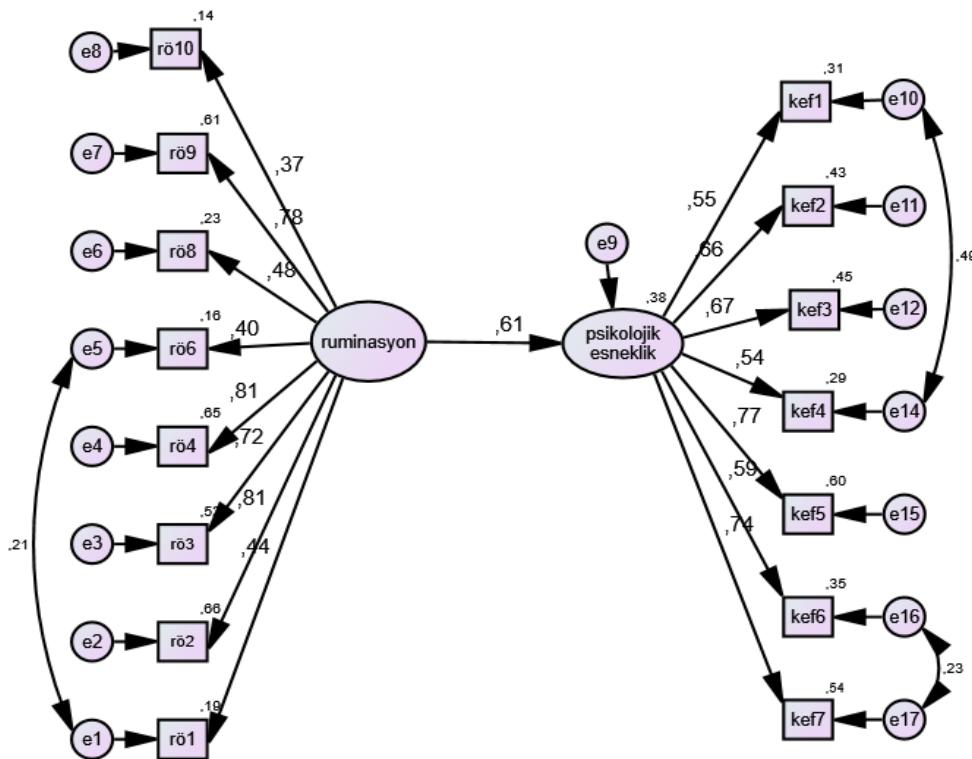
Değişkenler	N	Min.	Maks.	Ort	Ss	1.	2.	3.
1. Ruminasyon	470	11	37	22,9	,26	1,00		
2. Psikolojik Esneklik (kabul)	470	7	41	5,6	,38	,57**	1,00	
3. Bilişsel Ayrışma	470	7	45	27,8	,36	-,33**	-,40**	1,00

** p<0,01; N=277

Tablo 1'de sunulan ve analiz sonucunda anlamlı olan ilişkilere bakıldığından, ruminasyon puanları ile psikolojik esneklik ölçek puanları arasındaki ilişki ($r=.57$; $p<0,01$) orta düzeyde pozitif yönlü olarak hesaplanmıştır. Psikolojik esnekliği ölçmek amacıyla kullanılan ölçliğin genel olarak deneyimsel kaçınmayı ölçlüğü ve elde edilen puanların tersine çevrildiğinde psikolojik kabulü yansıtımı görülmektedir. Alınan yüksek puanlar daha fazla psikolojik kabulü göstermektedir. Bu çalışmada psikolojik esneklik ölçüğünden alınan puanlar kabulün bir yansıması şeklinde değerlendirilmiştir. Bu da ruminasyon puanları arttıkça psikolojik kabulün azaldığını göstermektedir. Ruminasyon ile bilişsel ayrışma ölçek puanları arasındaki ilişki ($r=-.33$; $p<0,01$) orta düzeyde negatif yönlü olarak hesaplanmıştır. Psikolojik esneklik ölçek puanları ile bilişsel ayrışma puanları arasındaki ilişki ise ($r=-.40$; $p<0,01$) orta düzeyde negatif yönlü olarak hesaplanmıştır. Bu da bilişsel ayrışma puanları arttıkça psikolojik kabulün arttığını göstermektedir.

Ardından araştırmmanın ikinci alt amacı olan aracılık analizine geçilmiş ve öncesinde de aracılık analizi yapabilmek için gerekli koşulların sağlanıp sağlanmadığı incelenmiştir. Aracılık analizi yapabilmek amacıyla gerekli olan tüm

şartların sağlandığı görüldükten sonra ruminasyonun psikolojik esneklik ölçek puanları üzerindeki doğrudan etkisini inceleyebilmek için oluşturulan yapısal eşitlik modeli sonucu Şekil 4'te sunulmuştur.



Şekil 4. Ruminasyonun Psikolojik Esneklik Üzerindeki Doğrudan Etkisi

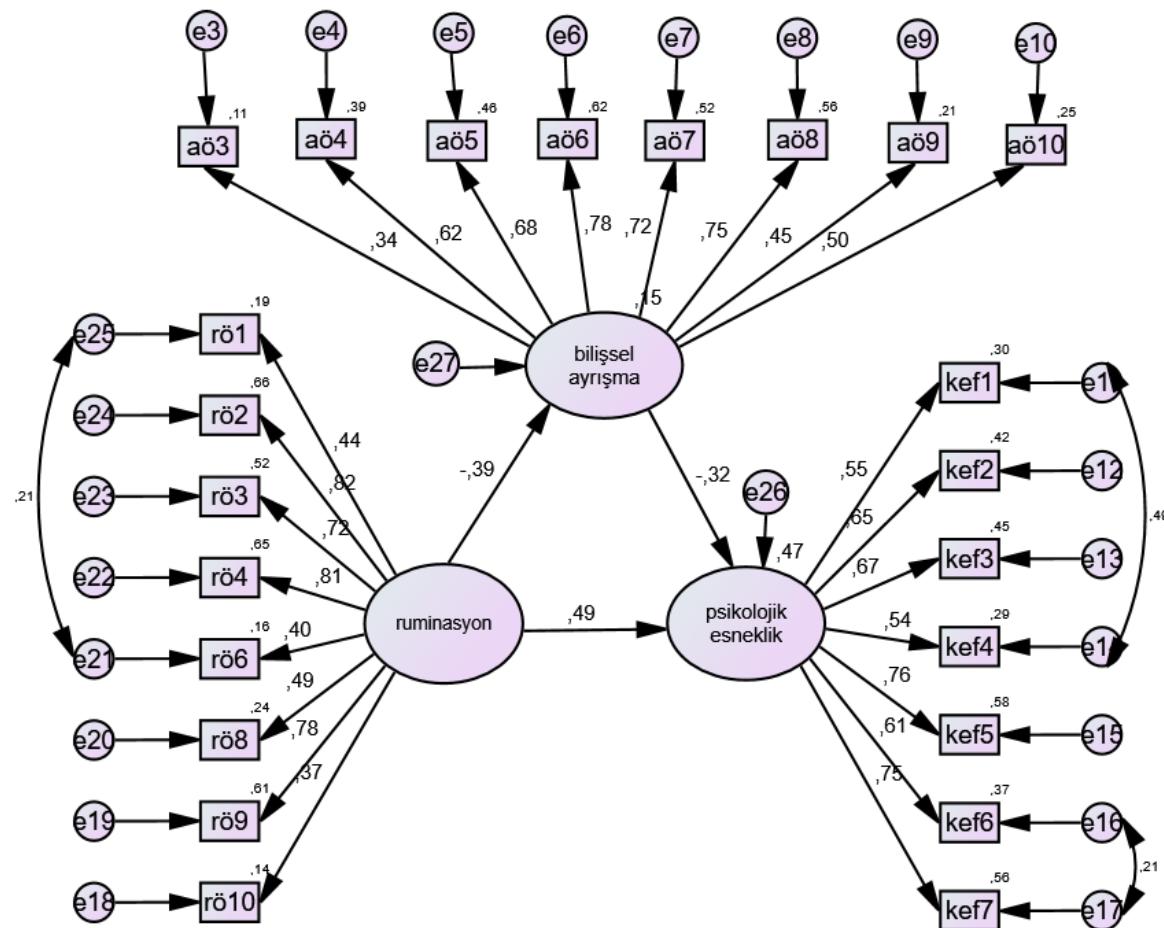
Şekil 4'te sunulan modele ait uyum iyiliği değerleri de Tablo 2'de gösterilmiştir.

Tablo 2. Ruminasyonun Psikolojik Esneklik Üzerindeki Doğrudan Etkisini Test Etmek için Geliştirilen Modelin Uyum Değerleri

Ölçüt	İyi Uyum	Kabul Edilebilir Uyum	Hesaplanan Değerler	Kaynaklar
(χ^2/sd)	≤ 3	$\leq 4-5$	3,62	Byrne, 1989
RMSEA	$\leq 0,05$	0,06-0,08	0,07	Browne ve Cudeck, 1993; Hu ve Bentler, 1998
SRMR	$\leq 0,05$	0,06-0,08	0,06	
CFI	$\geq 0,95$	0,90-0,94	0,92	McDonald ve Marsh, 1990
IFI	$\geq 0,95$	0,90-0,94	0,92	Bollen, 1989
GFI	$\geq 0,90$	0,89-0,85	0,92	Tanaka ve Huba, 1985;
AGFI	$\geq 0,90$	0,89-0,80	0,89	Jöreskog ve Sörbom, 1993

Tablo 2 incelendiğinde, Ruminasyonun psikolojik esneklik ölçeğinden alınan puanlar üzerindeki doğrudan etkisinin incelendiği Şekil 4'teki modelin elde edilen verilerle kabul edilebilir düzeyde uyumlu olduğu görülmektedir [$\chi^2 (86) = 310,892$, $p < 0,001$, $\chi^2 / df = 3,62$, RMSEA = .07, IFI = .92, CFI = .92, GFI = .92, AGFI = .89, SRMR = .06]. Ruminasyonun psikolojik esneklik ölçek puanları ($\beta = ,61$; $t=6,888$; $p < 0,001$) üzerinde pozitif yönlü

bir etkisi görülmektedir. Psikolojik esneklik ölçeğinden alınan puanlar arttıkça psikolojik kabulün azaldığı bilinmektedir. Bu da ruminasyon puanları arttıkça psikolojik kabulün azaldığını göstermektedir. Psikolojik esneklik ölçek puanlarındaki değişimin %38'i ruminasyon tarafından açıklanmıştır. Elde edilen sonuçlar aracılık etkisinin test edilebilmesi için birinci koşulun sağlandığını işaret etmiştir.



Şekil 5. Ruminasyon ve Psikolojik Esneklik Arasındaki İlişkide Bilişsel Ayrışmanın Aracılık Etkisi

Ruminasyon puanları ve psikolojik esneklik ölçek puanları arasındaki ilişkide bilişsel ayrışmanın aracı etkisinin incelendiği Şekil 5'teki modele ait uyum iyiliği değerleri Tablo 3'te sunulmaktadır.

Tablo 3. Ruminasyon ve Psikolojik Esneklik Arasındaki İlişkide Bilişsel Ayrışmanın Aracılık Etkisini Test Etmek için Geliştirilen Modelin Uyum Değerleri

Ölçüt	İyi Uyum	Kabul Edilebilir Uyum	Hesaplanan Değerler
(χ^2/sd)	≤ 3	$\leq 4-5$	2,59
RMSEA	$\leq 0,05$	0,06-0,08	0,06
SRMR	$\leq 0,05$	0,06-0,08	0,06
CFI	$\geq 0,95$	0,90-0,94	0,91
IFI	$\geq 0,95$	0,90-0,94	0,91
GFI	$\geq 0,90$	0,89-0,85	0,91
AGFI	$\geq 0,90$	0,89-0,80	0,88

Tablo 3'e bakıldığından, ruminasyon ile psikolojik esneklik ölçek puanları arasındaki ilişkide bilişsel ayrışmanın aracılık etkisinin incelendiği Şekil 5'teki modelin elde edilen verilerle iyi düzeyde uyumlu olduğu görülmektedir [χ^2 (52) = 579,736, $p < 0.001$, $\chi^2 / df = 2,59$, RMSEA = .06, IFI = .91, CFI = .91, GFI = .90, AGFI = .88, SRMR = .06]. Ruminasyonun bilişsel ayrışma üzerindeki doğrudan etkisinin de istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür ($\beta = -.39$; $t = -4,486$; $p < 0,001$). Elde edilen sonuca bakıldığından, aracılık testi için belirtlen ikinci koşulun da sağlandığını ifade etmektedir. Analize bilişsel ayrışma değişkeni dahil edildiğinde ruminasyonun psikolojik esneklik ölçek puanları üzerindeki etkisinde bilişsel ayrışma kısmının aracılık sağlamaktadır ($\beta = .49$; $t = 5,770$; $p < 0,001$). Ruminasyon ve bilişsel ayrışma kabulü temsil eden psikolojik esneklik ölçek puanlarındaki değişimin %47'sini açıklamıştır.

Bootstrapping Analizi

Kısmi aracı modele ait doğrudan ya da dolaylı etkilerin anlamlı olup olmadığına yönelik ek kanıt sunabilmek için 5000 yeniden örnekleme yoluyla gerçekleştirilen bootstrapping analizi sonucunda bootstrapping katsayısı ve %95 güven aralıkları (G.A.) alt ve üst sınırları hesaplanıp sonuçları Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 4. Kısmi Aracı Modele Ait Bootstrapping Sonuçları

Model Yolları	%95 G.A.			
	β	Alt Sınır	Üst Sınır	p
Doğrudan etki				
Ruminasyon-bilişsel ayrışma	-.39*	-.49*	-.29*	.000
Ruminasyon-psikolojik esneklik (kabul)	.49*	.40*	.58*	.000
Bilişsel ayrışma-psikolojik esneklik (kabul)	-.32*	-.41*	-.23*	.000
Dolaylı etki				
Ruminasyon-bilişsel ayrışma-psikolojik esneklik (kabul)	.13*	.09*	.18*	.000

* $p < .001$

Bootstrapping analizi sonucunda güven aralığı alt ve üst sınırı sıfır içermediğinde incelenen etkinin anlamlı olduğu belirtilmektedir (Preacher ve Hayes, 2008). Tablo 4'e bakıldığından modeldeki etkilerin tümünün anlamlı olduğu görülmektedir. Doğrudan ve dolaylı etkilerin bootstrapping güven aralıkları alt ve üst sınırları sıfırı kapsamamaktadır ($\beta = .13$ %95 GA [.09-.18], $p < .001$). Bu nedenle bootstrapping analizinde elde edilen sonuçlara göre de ruminasyonun, kabulü temsil eden psikolojik esneklik ölçek puanları ile ilişkisinde bilişsel ayrışmanın kısmi aracılık rolünün olduğu söylenebilir.

SONUÇ ve TARTIŞMA

Üniversite öğrencilerinin ruminasyonlarının kabulü temsil eden psikolojik esneklik ölçek puanları ile ilişkisinde bilişsel ayrışmanın aracı rolünün incelendiği bu çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, ruminasyon ile psikolojik esneklik puanları arasındaki ilişki orta düzeyde pozitif yönlü olarak hesaplanmıştır. Psikolojik esneklik ölçüğünden alınan puanlar arttıkça psikolojik kabulün azaldığı bilinmektedir. Bu da ruminasyon arttıkça psikolojik kabulün azaldığını göstermektedir. Ruminasyon ile bilişsel ayrışma ölçek puanları arasındaki ilişki orta

düzende negatif yönlü olarak hesaplanmıştır. Buna göre ruminasyon arttıkça bilişsel ayırtmanın azaldığı söylenebilir. Bilişsel ayırtma ve psikolojik esneklik puanları arasındaki ilişki ise orta düzeyde negatif yönlü olarak hesaplanmıştır. Bu da bilişsel ayırtma puanları arttıkça psikolojik kabulün arttığını göstermektedir.

Aracılık analizi sonucunda ruminasyonun psikolojik esneklik ölçek puanları üzerinde pozitif yönlü bir etkisi görülmektedir. Psikolojik esneklik ölçüğinden alınan puanlar arttıkça psikolojik kabulün azaldığı bilinmektedir. Bu da ruminasyon puanları arttıkça psikolojik esnekliğin ve kabulün azaldığını göstermektedir. Psikolojik esneklik ölçek puanlarındaki değişimin %38'i ruminasyon tarafından açıklanmıştır. Ruminasyonun bilişsel ayırtma üzerindeki doğrudan etkisinin de istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Analize bilişsel ayırtma değişkeni dahil edildiğinde ruminasyonun psikolojik esneklik ölçek puanları üzerindeki etkisinde bilişsel ayırtma kısmının etkili olduğu söylemektedir. Ruminasyon ve bilişsel ayırtma bu çalışmada kabulü temsil eden psikolojik esneklik ölçek puanlarındaki değişimin %47'sini açıklamıştır. Bootstrapping analizi sonucunda doğrudan ve dolaylı etkilerin bootstrapping güven aralıklarının alt ve üst sınırlarının sıfırı kapsamadığı ve bootstrapping analizinde de üniversite öğrencilerinde ruminasyonun psikolojik esneklik ile ilişkisinde bilişsel ayırtmanın kısmının etkili olduğu söylenebilir.

Psikolojik açıdan esnek olmayan ve kabulden uzak bireylerin, işlevsel olmayan duygusal düzenlemeye stratejilerinden biri olarak kabul edilen ruminasyonu daha fazla kullandıkları bilinmektedir (Sandoz ve diğerleri, 2013). Bu çalışmadan elde edilen sonuçlara benzer olarak, depresif yetişkin hastalarla yapılan bir çalışmada da kişilerin ruminasyonlarının yüksek olmasının düşük psikolojik esneklik ile ilişkili olduğu görülmüştür (Yasinski ve diğerleri, 2019). Yaygın anksiyete bozukluğu olan ergenlerin psikolojik esnekliğinin artırılması ruminasyonlarının azaltılmasını sağlarken (Demehri ve diğerleri, 2018) üniversite öğrencilerinin depresif belirtilerini yordanan en güçlü değişken de ruminatif düşünme biçimidir (Neziroğlu, 2010). Üniversite öğrencilerinin ruminasyonları ve psikolojik olarak esnek olamamayı temsil eden yaşantsal kaçınmalarının, depresyonları üzerindeki etkisinin incelendiği bir çalışmanın sonuçlarına göre yaşantsal kaçınma ve ruminasyon arasında önemli bir ilişki olduğu görülmüştür (Bjornsson ve diğerleri, 2010). Psikolojik esneklik düzeyi düşük olan yetişkinlerin de ruminasyon gibi uyumlu olmayan duygusal şemalarını daha fazla kullandıkları bilinmektedir (Silberstein ve diğerleri, 2017). Psikolojik esneklik, ruminasyonun aksine kişinin geçmişte yaşamásından ziyade içinde bulunulan ana odaklımasını sağlar, kişinin zihninde olumsuz düşünceleri sürekli tekrarlaması yerine, onları fark ederek kabul etmesini ve davranışlarındaki esnekliği artırmasını vurgular (Yaşar ve Aydoğdu, 2022). Psikolojik esnekliğin yüksek olması bireylerin depresif belirtilerle, stresle ve çeşitli sağlık sorunlarıyla daha kolay baş etmesi sağlamaktadır (Berghoff ve diğerleri, 2018; Kohtala ve diğerleri, 2018; Lin ve diğerleri, 2018). Bu yüzden de üniversite öğrencilerinin psikolojik esnekliğini artırmanın ruh sağlıklarını korumada önemli olduğu ve buna ruminasyonlarını azaltmanın önemli bir katkı sağlayabileceği düşünülmektedir.

Alanyazında ruminasyon, bilişsel ayırtma, kabul ve psikolojik esneklik arasındaki ilişkileri ele alan çalışmalar sınırlı olmakla birlikte, ruminasyonun kabulle ya da psikolojik esneklikle ilişkisinde bilişsel ayırtmanın aracı rolünü inceleyen bir çalışmaya rastlanamamıştır. Buna karşın istenmeyen olumsuz düşünce ve deneyimleri

yargılayıcı olmayan bir bakış açısıyla kabul ederek onlara karşı psikolojik mesafe alabilmek kişilerin depresif belirtilerinde azalma sağlayabilmektedir (Costa ve diğerleri, 2017). Bu da bilişsel ayırganın öğrenilmesinin ve artırılmasının ruminatif düşüncelerle baş etmeyi kolaylaştırarak, psikolojik esnekliğin artırılmasına katkı sunacağını düşündürmektedir. Bu çalışmadan elde edilen sonuçları destekleyen başka bir çalışmada ruminasyon ve bilişsel ayırganın tam tersini temsil eden bilişsel kaynaşmanın rolü eş zamanlı olarak incelenmiş, yüksek düzeyde ruminasyon ve bilişsel kaynaşmanın daha yüksek düzeyde depresyon, kaygı, deneyimsel kaçınma ve yaşamdan daha düşük düzeyde memnuniyetle ilişkili olduğu bulunmuştur (Romero-Moreno ve diğerleri, 2015). Psikiyatri servisinde yatan ergenlerle yapılan bir çalışma psikolojik esnekliğin ve bilişsel ayırganın olmamasının, nevrotiklik ve depresyon arasındaki ilişkiye aracılık ettiğini göstermektedir (Paulus ve diğerleri, 2016). İspanya'da çocuk ve ergenlerle yapılan bir çalışmada da, bilişsel ayırganın hem olumsuz duygular hem de kaygı belirtileri arasında önemli bir aracı olduğu görülmüştür (García-Gómez ve diğerleri, 2019). Bilişsel kaygı duyarlılığı, yani iç kontrolü kaybetme korkusu ile ruminasyon arasındaki ilişkide bilişsel ayırganın tam tersini ifade eden bilişsel kaynaşmanın aracı rolünü inceleyen bir çalışmanın sonuçlarına göre de, bilişsel kaynaşmanın ruminasyonla bilişsel kaygı duyarlılığı arasında aracı role sahip olduğu görülmüştür (Anderberg, 2021).

Ruminasyon bilişsel yönden esnek olamamanın bir göstergesidir. Kişi bilişsel olarak esnek olmayı başaramadığında, dikkatini sorun olarak gördüğü seyden başkasına yönlendiremez (Martin ve diğerleri, 1991). Yaşanan olumsuz olaylar sonucunda oluşan duygular ve düşüncelerin kişinin zihninden geçip gitmelerine izin verebilmek, onları olumsuz bir yaşıtlı sonucunda oluşan geçici düşünceler olarak görebilmeye olanak sağlamaktadır. Bu da ruminasyonların yaratmış olduğu içsel sıkıntıyı azaltıp kabulü ve psikolojik esnekliğini artırarak ruh sağlığını korumaktadır (Nitzan-Assayag ve diğerleri, 2015; Walser ve Hayes, 2006). Tüm bunlardan yola çıkarak üniversite öğrencilerinin ruminasyonlarının artmasını, öğrencilerin kabulünü ve psikolojik esneklerini azalttığı ve bunda bilişsel ayırganın aracı olduğu söylenebilir. Ruh sağlığının korunmasında yaşıtları kabulün ve psikolojik esnekliğin önemi düşünüldüğünde üniversite öğrencilerinin ruminasyon düzeylerinin azaltılmasının ve bilişsel ayırmayı kullanmayı öğrenmelerinin önemli olduğu düşünülmektedir.

Bu araştırma belli sınırlamalar içermekte olup, çalışma grubu klinik olarak tanı almış kişilerden oluşmaktadır. Çalışma grubunu 2022 yılında Türkiye'de çeşitli üniversitelerde öğrenim gören 470 üniversite öğrencisi oluşturmaktadır. Çalışmadaki örneklem sayısı yapısal eşitlik modellemesi yapabilmek için yeterli olsa ve gerekli ön koşullarını sağlasa bile ulaşılan kişi sayısı bu çalışmanın sınırlılığı olabilir. Ayrıca kesitsel olarak gerçekleştirilebilen bu çalışma kullanılan ölçeklerin ölçtüüğü maddelerle ve ölçek sorularını yanıtlayan öğrencilerin verdiği yanıtlarla sınırlıdır.

ÖNERİLER

Çalışmada elde edilen sonuçlara göre üniversite öğrencilerinin bilişsel ayırmalarının artırılması psikolojik esnekliklerini artırmaktadır. Psikolojik esnekliğin ruh sağlığını korumadaki önemi göz önüne alındığında üniversite öğrencilerinin psikolojik esnekliğinin artırılmasında, öğrencilerin ruminasyon düzeylerini azaltmaya ve bilişsel ayırmalarını artırmaya yönelik çalışmaların ruh sağlığı uzmanları tarafından yapılması önerilmektedir.

Pandemi sonrasında değişen süreçlere uyum sağlamaya çalışan üniversite öğrencilerinin ruminasyon konusunda farkındalıklarını artırmak adına alanda çalışan akademisyenlere önemli görevler düşmektedir. Bilişsel ayırganın kişinin psikolojik esnekliğini artırmada önemli psikolojik işlevi olmasına rağmen pek çok kişi tarafından tam olarak bilinmediği düşünülmektedir. Üniversitelerdeki rehberlik ve danışmanlık merkezlerinde çalışan ruh sağlığı uzmanları bilişsel ayıurma egzersizlerini öğrencilere tanıtarak öğrencilerin psikolojik esnekliğinin artırılmasına katkıda bulunabilir. Ruminasyonla beraber geçmişe takılıp kalan öğrencilerin psikolojik esnekliği artırılarak şu an içerisinde olmaları ve sahip oldukları değerleri doğrultusunda bir hayat sürdürmeleri sağlanabilir. Ayrıca üniversite öğrencilerinin bilişsel ayırmayı kullanmayı öğrenmeleri öğrencilerin takılıp kaldıkları ruminatif düşünceleri gerçekleri olarak görmelerini engeller. Olumsuz düşüncelerini gelip geçici birer misafir olarak görmelerini sağlar. Bu anlamda üniversite öğrencilerinin bilişsel ayırmayı kullanmalarının ruh sağlıklarını korumada önemli olduğu düşünülmektedir. Üniversite öğrencileriyle çalışan ruh sağlığı uzmanlarına, öğrencilerin psikolojik esnekliklerini geliştirmeye yönelik psikoeğitim programları hazırlamaları ve bu program içerisinde bilişsel ayıurma etkinliklerine yer vererek eğitim esnasında bilişsel ayırmayı etkinliklerini öğrencilere uygulamalı olarak öğretmeleri önerilmektedir. Ruminasyonun psikolojik esnekliğine etkisinde bilişsel ayırganın nasıl aracı olduğu nitel araştırma yöntemleriyle derinlemesine incelenirse psikolojik esnekliği artırma konusunda daha fazla bilgi edinilebilir. Ayrıca trandiyagnostik (tanıötesi) olarak değerlendirilen ruminasyon ve bilişsel ayırmaya gibi kavramların arasındaki ilişkilerin, kavramların benzerliklerinin ve farklılıklarının incelenmesi tanı ve tedavi süreçlerini kolaylaştıracağı için bu kavamlar arasındaki ilişkileri ele alan çalışmaların artırılması önerilmektedir. Bu açıdan diğer araştırmacılarla benzerdeğişkenlerle nitel çalışmalar yapılması da önerilmektedir.

ETİK METNİ

"Bu makalede dergi yazım kurallarına, yayın ilkelerine, araştırma ve yayın etiği kurallarına, dergi etik kurallarına uyulmuştur. Makale ile ilgili doğabilecek her türlü ihlallerde sorumluluk yazarlara aittir. Makalenin etik kurul izni Marmara Üniversitesi Eğitim Bilimler Enstitüsü Araştırma ve Yayın Etik Kurulu tarafından 12.01.2022 tarih 01-15 sayılı kararı ile alınmıştır."

Yazar(lar)ın Katkı Oranı Beyanı: Yazarın katkı oranı %100'dür.

KAYNAKÇA

- AlAzzam, M., Suliman, M., & ALBashtawy, M. (2016). School Nurses' Role in Helping Children With Attention-Deficit/Hyperactivity Disorders. *NASN School Nurse*, 32(1), 36–38. <https://doi.org/10.1177/1942602x16648192>
- American College Health Association (2018). *American College Health Association National College Health Assessment II: Reference group executive summary fall 2017*. American College Health Association.
- Anderberg, J. L. (2021). *Breaking the cognitive spell: Cognitive fusion mediates the relation of cognitive anxiety sensitivity and rumination in undergraduate college students* (Honors Thesis), University of South Dakota, USA, 164. <https://red.library.usd.edu/honors-thesis/164>

- Aydın, G., & Yerin Güneri, O. (2018, April). A study on Turkish adaptation of Drexel Defusion Scale (DDS). In *27th International Conference on Educational Sciences Abstract Book (ICES-UEBK)* (pp. 3769-3770), Pegem Akademi.
- Bardeen, J. R., & Fergus, T. A. (2016). The interactive effect of cognitive fusion and experiential avoidance on anxiety, depression, stress and posttraumatic stress symptoms. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 5, 1–6. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2016.02.002>
- Baron R.M., & Kenny D.A. (1986) The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173–1182. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173>.
- Batmaz, S. (2020, 13 Nisan). Transdiyagnostik bilişsel davranışçı terapi: Bir örnek olarak bütünlük protokol, PsyArXiv. <https://doi.org/10.31234/osf.io/fvy83>
- Berghoff, C. R., McDermott, M. J., & Dixon-Gordon, K. L. (2018). Psychological flexibility moderates the relation between PTSD symptoms and daily pain interference. *Personality and Individual Differences*, 124, 130–134. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.12.012>
- Biglan, A., Hayes, S.C. & Pistorello, J. (2008). Acceptance and commitment: Implications for prevention science. *Prevention science: the official journal of the Society for Prevention Research*, 9(3), 139–152 (2008). <https://doi.org/10.1007/s11121-008-0099-4>
- Bjornsson, A., Carey, G., Hauser, M., Karris, A., Kaufmann, V., Sheets, E., & Craighead, W. E. (2010). The effects of experiential avoidance and rumination on depression among college students. *International Journal of Cognitive Therapy*, 3(4), 389-401. <https://doi.org/10.1521/ijct.2010.3.4.389>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. *Sage Focus Editions*, 154, 136-136.
- Bollen, K. A. (1989). A new incremental fit index for general structural equation models. *Sociological Methods & Research*, 17(3), 303-316.
- Boykin, D. M., Himmerich, S. J., Pinciotti, C. M., Miller, L. M., Miron, L. R., & Orcutt, H. K. (2018). Barriers to self-compassion for female survivors of childhood maltreatment: The roles of fear of self-compassion and psychological inflexibility. *Child Abuse & Neglect*, 76, 216-224. <https://doi.org/10.1016/j.chab.2017.11.003>
- Byrne, B. (1989). *A Primer of LISREL, basic assumptions and programming for confirmatory factor analysis models*. Springer.
- Cao, W., Fang, Z., Hou, G., Han, M., Xu, X., Dong, J., & Zheng, J. (2020). The psychological impact of the Covid-19 epidemic on college community mental health journal 13 students in China. *Psychiatry Research*, 112934. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.112934>
- Chen, Q., Liang, M., Li, Y., Guo, J., Fei, D., Wang, L., He, L., Sheng, C., Cai, Y., Li, X., Wang, J., & Zhang, Z. (2020). "Mental health care for medical staff in China during the COVID-19 outbreak": Correction. *The Lancet Psychiatry*, 7(5), e27. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(20\)30164-4](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(20)30164-4)
- Cohen, L., Manion, L., & Morrison, K. (2005). *Research methods in education* (5th Ed.). Routledge Falmer.

- Cook, E. C., Chaplin, T. M., Sinha, R., Tebes, J. K., & Mayes, L. C. (2012). The stress response and adolescents' adjustment: The impact of child maltreatment. *Journal of Youth and Adolescence*, 41(8), 1067–1077. <https://doi.org/10.1007/s10964-012-9746-y>
- Costa, J. A., Maroco, J., & Pinto-Gouveia, J. (2017). Validation of the psychometric properties of cognitive fusion questionnaire. A study of the factorial validity and factorial invariance of the measure among osteoarticular disease, diabetes mellitus, obesity, depressive disorder, and general population. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 24, 1121–1129. <https://doi.org/10.1002/cpp.2077>
- Çoban, A. E., & Karaman, N. G. (2013). Üniversite öğrencilerinin umutsuzluk, kaygı ve ilişkilerle ilgili bilişsel çarpıtmaları. *Bilişsel Davranışçı Psikoterapi ve Araştırmalar Dergisi*, 2(2), 78-88.
- Çokluk, O., Şekercioğlu, G., & Büyüköztürk, Ş. (2010). *Sosyal bilimler için çok değişkenli SPSS ve LISREL uygulamaları*. Pegem Akademi Yayıncılık.
- Demehri, F., & Saeedmanesh, M., & Jala, N. (2018). The effectiveness of acceptance and commitment therapy (ACT) on rumination and well-being in adolescents with general anxiety disorder. *Middle Eastern Journal of Disability Studies*, 8. <https://www.sid.ir/en/journal/ViewPaper.aspx?id=704521>
- Ediz, B., Ozcakir, A., & Bilgel, N. (2017). Depression and anxiety among medical students: Examining scores of the Beck depression and anxiety inventory and the depression anxiety and stress scale with student characteristics. *Cogent Psychology*, 4(1), Article 1283829.
- Eifert, G. H., Forsyth, J. P., Arch, J., Espejo, E., Keller, M., & Langer, D. (2009). Acceptance and commitment therapy for anxiety disorders: Three case studies exemplifying a unified treatment protocol. *Cognitive and Behavioral Practice*, 16(4), 368–385. <https://doi.org/10.1016/j.cbpra.2009.06.001>
- Ellgring, H. (1989). *Nonverbal communication in depression*. Cambridge University Press.
- Forman, E. M., Herbert, J. D., Juarascio, A. S., Yeomans, P. D., Zebell, J. A., Goetter, E. M., & Moitra, E. (2012). The Drexel Defusion Scale: A new measure of experiential distancing. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 1(1–2), 55–65. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2012.09.001>
- García-Gómez, M., Guerra, J., López-Ramos, V. M., & Mestre, J. M. (2019). Cognitive fusion mediates the relationship between dispositional mindfulness and negative affects: A study in a sample of Spanish children and adolescent school students. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(23), 4687. <https://doi.org/10.3390/ijerph16234687>
- George, D. & Mallory, P. (2010). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. Pearson Education.
- Gfellner, B. M., & Cordoba, A. I. (2017). Identity problems, ego strengths, perceived stress, and adjustment during contextual changes at university. *Identity: An International Journal of Theory and Research*, 17(1), 25–39. <https://doi.org/10.1080/15283488.2016.1268961>
- Gillanders, D. T., Bolderston, H., Bond, F., Dempster, M., Flaxman, P. E., & Campbell, L., et al. (2014). The development and initial validation of the cognitive fusion questionnaire. *Behavior Therapy*, 45(1), 83–101. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2013.09.001>

- Guessoum, S. B., Lachal, J., Radjack, R., Carretier, E., Minassian, S., Benoit, L., & Moro, M. R. (2020). Adolescent psychiatric disorders during the Covid-19 pandemic and lockdown. *Psychiatry Research*, 291, 113264. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113264>
- Gülüm, İ. V., & Dağ, İ. (2012). Tekrarlayıcı Düşünme Ölçeği ve Bilişsel Esneklik Envanteri'nin Türkçeye uyarlanması, geçerliliği ve güvenilirliği. *Anatolian Journal of Psychiatry*, 13, 216-223.
- Harris, R. (2016). *Act'i kolay öğrenmek* (H. T. Karatepe, Çev.). Litera Yayıncılık.
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. Guilford Press.
- Hayes, S. C., Follette, V. M., & Linehan, M. M. (Eds.). (2004). *Mindfulness and acceptance: Expanding the cognitive behavioral tradition*. Guilford Press.
- Hayes, S. C., & Strosahl, K. D. (Eds.). (2004). *A practical guide to Acceptance and Commitment Therapy*. Springer-Verlag.
- Hayes, S. C., Luoma, J. B., Bond, F. W., Masuda, A., & Lillis, J. (2006). Acceptance and commitment therapy: Model, processes and outcomes. *Behaviour Research and Therapy*, 44(1), 1-25. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2005.06.006>
- Hayes, S. C., Pistorello, J., & Levin, M. E. (2012). Acceptance and commitment therapy as a unified model of behavior change. *The Counseling Psychologist*, 40(7), 976– 1002. <https://doi.org/10.1177/0011100012460836>
- Hayes, S. C., Wilson, K. G., Gifford, E. V., Follette, V. M., & Strosahl, K. (1996). Experiential avoidance and behavioral disorders: a functional dimensional approach to diagnosis and treatment. *Journal of Consulting And Clinical Psychology*, 64(6), 1152. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.64.6.1152>
- Hofmann, S. G., & Asmundson, G. J. G. (2008). Acceptance and mindfulness-based therapy: New wave or old hat? *Clinical Psychology Review*, 28(1), 1–16. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2007.09.003>
- Hofmann, S. G., & Asmundson, G. J. G. (Eds.). (2017). *The science of cognitive behavioral therapy*. Elsevier Academic Press.
- Hoyle, R. H., & Gottfredson, N. C. (2015). Sample size considerations in prevention research applications of multilevel modeling and structural equation modeling. *Prevention Science*, 16(7), 987– 996. <https://doi.org/10.1007/s11121-014-0489-8>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424– 453. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424>
- Inoue, Y., Funk, D. C., & McDonald, H. (2017). *Predicting behavioral loyalty through corporate social responsibility: The mediating role of involvement and commitment*. *Journal of Business Research*, 75, 46– 56. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2017.02.005>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the simplis command language*. Scientific Software International.

- Kashdan, T.B., & Rottenberg, J. (2010). Psychological flexibility as a fundamental aspect of health. *Clinical Psychology Review*, 30(7), 865- 878. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2010.03.001>
- Kendler, K. S. (2012). The dappled nature of causes of psychiatric illness: Replacing the organic-functional/hardware-software dichotomy with empirically based pluralism. *Molecular Psychiatry*, 17, 377–388.
- Kessler, R. C., Chiu, W. T., Demler, O., Merikangas, K. R., & Walters, E. E. (2005). Prevalence, severity, and comorbidity of 12-month DSM-IV disorders in the National Comorbidity Survey Replication. *Archives of General Psychiatry*, 62, 617–627
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications.
- Kohtala, A., Muotka, J., & Lappalainen, R. (2018). Changes in mindfulness facets and psychological flexibility associated with changes in depressive symptoms in a brief acceptance and value based intervention: An exploratory study. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 18(1), 83-98
- Leahy, R. L. (2002). A model of emotional schemas. *Cognitive and Behavioral Practice*, 9(3), 177–190. [https://doi.org/10.1016/S1077-7229\(02\)80048-7](https://doi.org/10.1016/S1077-7229(02)80048-7)
- Lin, J., Klatt, L. I., Mccracken, L. M., & Baumeister, H. (2018). Psychological flexibility mediates the effect of an online-based acceptance and commitment therapy for chronic pain: an investigation of change processes. *Pain*, 159(4), 663-672. <https://doi.org/10.1097/j.pain.0000000000001134>
- LoSavio, S. T., Dillon, K. H., & Resick, P. A. (2017). Cognitive factors in the development, maintenance, and treatment of post-traumatic stress disorder. *Current Opinion in Psychology*, 14, 18–22. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2016.09.006>
- MacKinnon, D. P., Fairchild, A. J., & Fritz, M. S. (2007). Mediation Analysis. *Annual Review of Psychology*, 58(1), 593–614. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.58.110405.085542>
- MacKinnon, D. P. (2008). *Multivariate applications series. Introduction to statistical mediation analysis*. Taylor and Francis.
- Martin, D. J., Oren, Z., & Boone, K. (1991). Major depressives' and dysthymics' performance on the Wisconsin Card Sorting Test. *Journal of Clinical Psychology*, 47(5), 684–690. [https://doi.org/10.1002/1097-4679\(199109\)47:5<684::AID-JCLP2270470509>3.0.CO;2-G](https://doi.org/10.1002/1097-4679(199109)47:5<684::AID-JCLP2270470509>3.0.CO;2-G)
- McCracken, L. M., Barker, E., & Chilcot, J. (2014). Decentering, rumination, cognitive defusion, and psychological flexibility in people with chronic pain. *Journal of Behavioral Medicine*, 37(6), 1215–1225. <https://doi.org/10.1007/s10865-014-9570-9>
- McDonald, R. P., & Marsh, H. W. (1990). Choosing a multivariate model: Noncentrality and goodness of fit. *Psychological Bulletin*, 107(2), 247.
- Meyer, E. C., La Bash, H., DeBeer, B. B., Kimbrel, N. A., Gulliver, S. B., & Morissette, S. B. (2019). Psychological inflexibility predicts PTSD symptom severity in war veterans after accounting for established PTSD risk factors and personality. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 11(4), 383–390. <https://doi.org/10.1037/tra0000358>

- Michael, T., Halligan, S. L., Clark, D. M., & Ehlers, A. (2007). Rumination in posttraumatic stress disorder. *Depression & Anxiety*, 24(5), 307-317. <https://doi.org/10.1002/da.20228>
- Naveen, K.D., & Sudhakar, T.P. (2013). Prevalence of cognitive impairment and depression among elderly patients attending the medicine outpatient of a tertiary care hospital in South India. *International Journal of Research in Medical Sciences*, 1(4), 359-364.
- Neziroğlu, G. (2010). *Ruminasyon, yaşantısal kaçınma ve problem çözme becerileri ile depresif belirtiler arasındaki ilişkilerin incelenmesi* (Yüksek lisans tezi), Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Nitzan-Assayag, Y., Aderka, I. M., & Bernstein, A. (2015). Dispositional mindfulness in trauma recovery: prospective relations and mediating mechanisms. *Journal of Anxiety Disorders*, 36, 25-32. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2015.07.008>
- 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., & Jackson, B. (2001). Mediators of the gender difference in rumination. *Psychology of Women Quarterly*, 25, 37-47. <https://doi.org/10.1111/1471-6402.00005>
- 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.
- Nolen-Hoeksema, S., Wisco, B. E., & Lyubomirsky, S. (2008). Rethinking rumination. *Perspectives on Psychological Science*, 3, 400–424.
- Oğuz, G., & Batmaz, S. (2020). Transdiyagnostik bilişsel davranışçı yaklaşımı göre psikopatolojik süreçlerin değerlendirilmesi: Bilişsel ve Davranışçı Süreçler Ölçeği'nin Türkçe sürümünün geçerliliği ve güvenilirliği. *Journal of Cognitive-Behavioral Psychotherapy and Research*, 9(3), 173-186. <https://doi.org/10.5455/JCBPR.91217>
- Onaylı, S. (2019). *Emotional reactions to infidelity: examining the roles of self-compassion, forgiveness, rumination and cognitve appraisal* (Yayınlanmış doktora tezi), Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Ankara.
- Öy, B. (1995). Çocuk ve ergenlerde depresyon epidemiyolojisi ve risk etmenleri. *Çocuk ve Gençlik Ruh Sağlığı Dergisi*, 2 (1), 40-45.
- Öztürk Çopur, E., & Kubilay, G. (2017). *Üniversite öğrencilerinin öğrenci sağlık merkezlerinde sunulan hizmetlere ilişkin görüşleri*. Sağlık ve Hemşirelik Yönetimi Dergisi, 4(1), 15-21.
- Paulus, D. J., Vanwoerden, S., Norton, P. J., & Sharp, C. (2016). Emotion dysregulation, psychological inflexibility, and shame as explanatory factors between neuroticism and depression. *Journal of Affective Disorders*, 190, 376–385. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2015.10.014>.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behavior Research Methods*, 40(3), 879-891. <https://doi.org/10.3758/BRM.40.3.879>.

- Romero-Moreno, R., Márquez-González, M., Losada, A., Fernández-Fernández, V., & Nogales-González, C. (2015). Rumination and cognitive fusion in dementia family caregivers. *Revista Espanola de Geriatria y Gerontologia*, 50(5), 216-222. <https://doi.org/10.1016/j.regg.2015.02.007>. PMID: 26188422.
- Rottenberg, J., & Gotlib, I. H. (2004). Socioemotional functioning in depression. In M. Power (Ed.), *Mood disorders: A handbook of science and practice* (pp. 61-77). Wiley.
- Ruiz, F. J. (2014). The relationship between low levels of mindfulness skills and pathological worry: The mediating role of psychological inflexibility. *Anales de Psicología*, 30(3), 887-897. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.150651>
- Saleh, D., Camart, N. & Romo, L. (2017). Predictors of stress in college students. *Frontiers in Psychology*, 8. <http://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00019>
- Sandoz, E. K., Wilson, K. G., Merwin, R. M., & Kate Kellum, K. (2013). Assessment of body image flexibility: The body image-acceptance and action questionnaire. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 2(1-2), 39-48. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2013.03.002>
- Segerstrom, S. C., Tsao, J. C., Alden, L. E., & Craske, M. G. (2000). Worry and rumination: Repetitive thought as a concomitant and predictor of negative mood. *Cognitive Therapy and Research*, 24(6), 671-688. <https://doi.org/10.1023/A:1005587311498>
- Sherer, M. (1985). Depression and suicidal ideation in college students. *Psychological Reports*, 57, 1061-1062. <https://doi.org/10.2466/pr0.1985.57.3f.1061>
- Silberstein, L. R., Tirch, D., Leahy, R. L. & McGinn, L. (2012). Mindfulness, psychological flexibility and emotional schemas. *International Journal of Cognitive Therapy*, 5(4), 406-419.
- Stevens, J. P. (2009). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. Routledge.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Allyn & Bacon/Pearson Education.
- Tanaka, J. S., & Huba, G. J. (1985). A fit index for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38(2), 197-201.
- Treynor, W., Gonzalez, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination reconsidered: A psychometric analysis. *Cognitive Therapy and Research*, 27(3), 247-259.
- Turliuc, M. N., Măirean, C., & Turliuc, M. D. (2015). Rumination and suppression as mediators of the relationship between dysfunctional beliefs and traumatic stress. *International Journal of Stress Management*, 22(3), 306-322. <https://doi.org/10.1037/a0039272>
- van Loo, H. M., & Romeijn, J. W. (2015). Psychiatric comorbidity: Fact or artifact? *Theoretical Medicine and Bioethics*, 36, 41-60
- Walser, R. D., & Hayes, S. C. (2006). Acceptance and commitment therapy in the treatment of posttraumatic stress disorder. In V. C. Follette & J. I. Ruzek (Eds.), *Cognitive-behavioral therapies for trauma* (2nd edition). (pp.146-172). The Guildfor Press.
- 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>

- Wells, A., & Matthews, G. (2004). Rumination, depression and metacognition: The S-REF model. In *Depressive rumination: Nature, theory and treatment*. John Wiley & Sons Ltd.
- Whisman, M. A., Du Pont, A., & Butterworth, P. (2020). Longitudinal associations between rumination and depressive symptoms in a probability sample of adults. *Journal of Affective Disorders*, 260, 680– 686. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2019.09.035>
- Wilson, K. G., & Roberts, M. (2002). Core principles in acceptance and commitment therapy: An application to anorexia. *Cognitive and Behavioral Practice*, 9, 237-243.
- Yasinski, C., Hayes, A. M., Ready, C. B., Abel, A., Görg, N., & Kuyken, W. (2019). Processes of change in cognitive behavioral therapy for treatment-resistant depression: psychological flexibility, rumination, avoidance, and emotional processing. *Psychotherapy Research*, 30(8), 983-997. <https://doi.org/10.1080/10503307.2019.1699972>
- Yavuz, K. F. (2015). Kabul ve Kararlılık Terapisi (ACT): Genel bir bakış. *Türkiye Klinikleri*, 8(2), 21-27.
- Yavuz, F., Ulusoy, S., Iskin, M., Esen, F. B., Burhan, H. S., Karadere, M. E., & Yavuz, N. (2016). Turkish version of Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II): A reliability and validity analysis in clinical and non-clinical samples. *Bulletin of Clinical Psychopharmacology*, 26(4), 397-408.
- Yaşar, S., & Aydoğdu, F. (2022). Kadın öğretmenlerde ruminasyon ile çözüm odaklı düşünme arasındaki ilişkide psikolojik esnekliğin aracı rolü. *Humanistic Perspective*, 4(1), 126-145. <https://doi.org/10.47793/hp.1037046>
- Yektaş, Ç. (2020). Çocuk ve Ergen Psikiyatrisi Güncel Yaklaşımlar ve Temel Kavramlar (1- 2 Cilt). İçinde E. S. Ercan, Ö. Bilaç, İ. Perçinal Yazıcı, M. Ö. Kütük, Ü. Işık, A. G. Kılıçoğlu, F. S. Durak, H. Kandemir, K. U. Yazıcı, Ü. Bolat, C. Kavurma, F. Kılıçaslan (Edl.), *Kabul ve Kararlılık Terapisi (ACT)* (ss. 1231-1240). <https://doi.org/10.37609/akya.45>
- Yıldırım, M., & Solmaz, F. (2020). Covid-19 burnout, Covid-19 stress and resilience: initial psychometric properties of Covid-19 Burnout Scale. *Death Studies*, 46(3), 524-532. <https://doi.org/10.1080/07481187.2020.1818885>.