



Adaptation of the Short-Form of State Self-Esteem Scale into Turkish: A Study of Validity and Reliability¹

| ARTICLE TYPE | Received Date | Accepted Date | Online First Date |
|------------------|---------------|---------------|-------------------|
| Research Article | 06.12.2024 | 08.04.2024 | 11.08.2024 |

M. Furkan Kurnaz² 
Necmettin Erbakan University

Nilüfer Koçtürk³ 
Hacettepe University

Abstract

State self-esteem focuses on the relatively short-term fluctuations in feelings of self-worth experienced by individuals. The purpose of this study was to examine the psychometric properties of the Short-Form of the State Self-Esteem Scale (SSES-S) in an adult Turkish sample. Confirmatory factor analysis (CFA), internal consistency, validity, and measurement invariance of the SSES-S in the context of gender through multi-group confirmatory factor analysis (MGCFA) were evaluated with the participation of 405 adult individuals (73.33% female, mean age: 24.53 years). Finally, the test-retest reliability of the SSES-S was tested on 25 participants (88% female, mean age: 22.92 years). The confirmatory of three factorial structures of the SSES-S was examined and the results of the CFAs showed that the 10-item, three-factor structure of the SSES-S had the best goodness-of-fit values in the Turkish sample. Reliability analyses showed that the SSES-S was within an acceptable reliability range. Convergent validity, criterion-related validity, and discriminant validity indicate that the SSES-S is a valid measurement tool. Furthermore, the MGCFA findings confirmed the measurement invariance of the SSES-S in the context of gender. The results confirm that the SSES-S, which consists of 10 items and three factors, is reliable and valid in the Turkish adult sample.

Keywords: State self-esteem, self-esteem scale, self-concept, adaptation, validity.

Citation: Kurnaz, M. F., & Koçtürk, N. (2024). Adaptation of the Short-Form of State Self-Esteem Scale into Turkish: A Study of Validity and Reliability. *Ankara University Journal of Faculty of Educational Sciences, Online First*, 1-36. <https://doi.org/10.30964/auebfd.1500410>

¹This study is part of the first author's doctoral dissertation, conducted under the supervision of the second author, within the Department of Guidance and Psychological Counseling at Hacettepe University.

²*Corresponding Author:* Research Assistant, Ereğli Faculty of Education, Department of Guidance and Psychological Counseling, E-mail: furkan.kurnaz.mfk@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0003-3773-9418>

³Associate Professor, Faculty of Education, Department of Guidance and Psychological Counseling, E-mail: niluferkocturk@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0001-6124-1842>

The concept of self-esteem William James (1890) as “the positive feeling toward oneself that arises when individuals consistently achieve or exceed goals that they consider important in their lives”, has emerged as a key subject in contemporary psychology (Mouatsou & Koutra, 2023). Numerous scientific studies have explored how self-esteem influences variations in behavior and personality traits (Orth & Robins, 2022; Zaman et al., 2021). The heightened fascination with self-esteem may be connected to the belief that it directly influences on numerous significant life changes (Zeigler-Hill, 2013).

Self-esteem is a motivational, cognitive, and emotional characteristic that evaluates an individual’s relationship with society and significant others from the perspective of self-concept, reflecting the beliefs and knowledge about the individual’s attributes and qualities (Kernis, 2003; Liu et al., 2021; Mann et al., 2004). Individuals with high levels of self-esteem evaluate themselves positively, accept both their shortcomings and abilities, consider the positive and negative aspects of life as a whole, and take responsibility for their actions (Ab Rahman et al., 2020). Based on sociometer theory, individuals’ self-esteem decreases when they engage in behaviors that raise the chances of being rejected by society. As a result, self-esteem serves as an indicator of how socially accepted or rejected individuals feel (Heatherton & Wyland, 2003; Hutteman et al., 2015). Contrary to the sociometer theory’s claim that self-esteem changes as a result of social exclusion or acceptance, some studies have proposed that self-esteem may be a causal factor in various life events (Orth & Robins, 2022; Orth et al., 2012; Swann et al., 2007). In line with the self-broadcasting perspective (Srivastava & Beer, 2005), individuals who are considered indicators of social exclusion display noticeable signals that communicate their level of self-acceptance to others. These signals have an effect on how they are perceived influences how competent and attractive they appear, ultimately shaping their capacity to start and maintain social connections (Orth & Robins, 2022). In line with these perspectives, individuals’ self-esteem, which determines their self-evaluations, has a stable structure and the ability to change in different social situations (Heatherton & Polivy, 1991; Linton & Marriott, 1996).

As noted above, the conceptualization of self-esteem as a trait or individual state difference is typical (McCain et al., 2015). Trait self-esteem is associated with the level of approval received from others; it is an indicator that leads to enduring negative feelings when not approved and motivates individuals to prevent long-term exclusion from their social environment (Thomaes et al., 2010). Unlike trait self-esteem, which reflects individuals’ relatively stable and enduring self-evaluations (Chang & Mackenzie, 1998), state self-esteem highlights two critical aspects: how individuals generally feel positively about themselves in the face of negatives and the extent to which this self-evaluation is stable (Geukes et al., 2017). In state self-esteem, parallel self-assessments are performed to track changes in immediate approval from the social environment (Thomaes et al., 2010). Therefore, state self-esteem focuses on feelings and emotions that result from relatively short-term fluctuations in an individual’s sense of self-worth (Kapadia & Patki 2024; Vrabel et al., 2018).

Self-esteem contributes to individuals being less affected by negative experiences and being able to recover from such experiences more quickly (Zeigler-Hill, 2013). In this context, Mahadevan et al. (2023) concluded in their series of studies that low self-esteem is associated with depression, anxiety, and shyness. Moreover, the literature emphasizes relationships between state self-esteem and various factors such as life satisfaction (Bozorgpour & Salimi, 2012), loneliness (Kurnaz et al., 2020), brain activity (Chen et al., 2021), depressive tendencies (Jørgensen et al., 2023), dysfunctional attitudes (Roberts & Gamble, 2001), and narcissism (Geukes et al., 2017).

Current Study

The critical importance of self-esteem is evident in the research findings. Various measurement tools have been developed to assess state self-esteem, which can vary according to individuals' stressful life events (Orth & Luciano, 2015), social relationships (Luciano & Orth, 2017), career life (Leung et al., 2021), and work experience (Krauss & Orth, 2022). In the development of the State Self-Esteem Scale (SSES) by Heatherton and Polivy (1991), five studies were conducted. Studies 1 and 2 focused on observing moment-to-moment fluctuations in self-esteem and examining the factor structure and content validity of the scale. Interventions that could influence participants' self-esteem were conducted in a classroom setting (Study 3), a laboratory setting (Study 4), and clinical therapy sessions (Study 5). The authors developed the SSES by evaluating the results of these five studies. The SSES comprises three correlated factors: social, performance, and appearance. Linton and Marriott (1996) found significant evidence supporting the validity of the SSES among adolescents. Chau et al. (2012) adapted the SSES to Chinese and concluded that the factor structure of this scale can vary across cultural contexts. Brito et al. (2023) conducted a study aiming to evaluate the reliability and validity of the Short-Form of the State Self-Esteem Scale' (SSES-S). The 12-item SSES-S includes four items each for the factors of social success, performance, and physical appearance in the SSES.

Çuhadaroğlu (1986) adapted the Rosenberg Self-Esteem Scale (Rosenberg, 1965) to evaluate self-esteem in a Turkish population. With its uni-factorial structure, this scale is widely used in research. However, it is recognized that self-esteem can fluctuate based on the life events and social interactions individuals experience (Lewis, 2020). For instance, self-concept perceptions may shift in response to academic achievements, periods of solitude, or various facets of physical appearance throughout different life stages. Given the sensitivity of state self-esteem to these experiential nuances, it can be posited that developing a Turkish adaptation of a scale specifically targeting state self-esteem is imperative. Therefore, the purpose of this study is to translate the SSES-S into Turkish and examine its validity and reliability.

Method

In this study, a relational survey model was employed. The findings derived from this model help determine the prevalence and relationships among variables, as well as predict events based on existing data and information (Curtis et al., 2016). The data used in the research were obtained from the self-reports of the participants. Since these reports reflect measurements taken at a specific point in time, rather than continuous measurements, the study is classified as a cross-sectional study.

Procedure

The translation of SSES-S into Turkish was conducted in the initial stage. In adapting the SSES-S to Turkish, permission for its translation was obtained from Dr. Brito, the primary and corresponding author of the scale development study (Brito et al., 2023). Subsequently, the scale was translated into Turkish following the steps outlined below and following the recommendations of Efstathiou (2018):

1. First, an independent translator translated the SSES-S from English to Turkish.
2. Then, a different translator, who did not know the original scale, translated the Turkish version into English.
3. The English-translated SSES-S was then shared with Dr. Brito, who suggested refining the Turkish translation based on the original English version.
4. The authors approved all the translated items from Turkish to English and clarified the meaning of the two items.
5. Following the authors's recommendations, two Turkish items were revised by experts proficient in both languages.
6. Subsequently, two counseling experts, holding positions as professor and associate professor, assessed the final version of the scale and confirmed its adequacy. Thus, the translation process of the SSES-S into Turkish was concluded based on recommendations provided by experts.

Specifically, the SSES-S' test-retest reliability was examined by engaging undergraduate students in a classroom. In the first phase, students were asked to specify a nickname via an online form and to remember these nicknames during participation. Initially, 25 voluntary participants from this class joined the study. The second phase occurred three weeks later with the same 25 students.

Study Group

After the translation process of the SSES-S into Turkish, it was shared to participants aged 18 and over via various online platforms (e.g., LinkedIn, WhatsApp). The informed consent form, which explains the research's scope, a

demographic information form assessing participants' demographic characteristics, the SSES-S, and the Rosenberg Self-Esteem Scale (RSE) were combined into a single form using Google Forms.

Following the recommendations of Browne and Cudeck (1993), a form was distributed to individuals aged 18 and older without specifying any particular participant criteria. A convenience sampling method was used to recruit 405 adult volunteers. It was stated in the form that participants could request psychological support from the psychological counseling center affiliated with the first author's working university. The age of the sample ranged from 18-57 ($M = 24.23$, $SD = 6.58$ years). Most participants are female (73.33%; $n = 297$). Among the participants, 44 (10.86%) specified having low socioeconomic status, 347 (85.68%) indicated moderate socioeconomic status, and 14 (3.46%) indicated high socioeconomic status.

Finally, test-retest analysis was conducted with 25 undergraduate students. The ages of these 25 participants ranged from 20 to 40 ($M = 22.92$ years, $SD = 4.94$ years). Most participants identified as female (88%; $n = 22$). Twenty-two participants (88%) defined their socioeconomic status as medium, two (8%) defined it as low, and one (4%) defined it as high.

Data Collection Tools

Demographic Information Form. This form comprises an informed consent form and questions regarding the participants' sociodemographics characteristics.

Short -Form of State Self-Esteem Scale (SSES-S). Based on the items from the SSES, the revised scale, as developed by Brito et al. (2023), comprises 12 items on three factors: physical appearance, social success, and academic performance. The reliability of the factors was assessed using α and composite reliability (CR), and validity was determined using average variance extracted (AVE) values. The authors reported that the social success factor ($\alpha = .88$; $CR = .98$; $AVE = .93$), academic performance factor ($\alpha = .77$; $CR = .98$; $AVE = .97$), and physical appearance factor ($\alpha = .68$; $CR = .76$; $AVE = .89$) demonstrated reliability at an acceptable level. Additionally, the authors reported that the results of CFA deemed satisfactory ($\chi^2 / df = 1.56$; $p < .001$; $RMSEA = .04$; $GFI = .96$; $CFI = .97$).

Rosenberg Self-Esteem Scale (RSE). The RSE (Rosenberg, 1965) was adapted into Turkish by Çuhadaroğlu (1986) using the BS subcategory. The RSE is a self-assessment scale consisting of 10 items. The scale measures self-esteem, with low scores indicating high self-esteem. In Çuhadaroğlu's adaptation study (1986), Cronbach's alpha was found to be .74. In this study, McDonald ω value of the scale was .81, Cronbach α value was .78, and Guttman λ_6 value was .78.

Ethical Committee Approval

The Research Ethics Board of Hacettepe University approved the entire study process [Date: 12.15.2023, Number: E-66777842-300-00003257287].

Data Analysis

The descriptive statistics of SSES-S were examined, missing data were identified, and the CFA results were evaluated. This evaluation included assessing the suitability of the dataset and sample for determining factor structures, identifying said structures, and determining which items should be retained or removed from the scale. These analyses were conducted using JASP. First, frequency analysis was conducted for all items in the dataset with any missing data. According to the findings, no missing values were found. Subsequently, the skewness and kurtosis values of each item were examined. According to Kline (2011), when the skewness value of items is within 3 ranges and the kurtosis value is less than 8, the items are not extremely skewed.

The maximum likelihood estimation and correlation matrix were employed in CFA. CFA was conducted to determine the validity of the SSES-S' factor structure. Following confirmation of the factor structure through CFA, assessments were made on internal consistencies as well as concurrent, convergent, and discriminant validity. The factor structure of the SSES-S was evaluated using the χ^2 -statistic, goodness-of-fit values, and comparisons among three different CFA models. The χ^2 -test is sensitive to the number of participants and typically shows significance for more than 200 cases (Browne & Cudeck, 1993). The goodness of fit was assessed by evaluating CFI, GFI, and TLI values that were above .90 (Hu & Bentler, 1999), as well as RMSEA and SRMR values below .08 (Browne & Cudeck, 1993). Moreover, to examine the measurement invariance of the SSES-S for gender, multi-group CFA (MGCFA) was conducted using IBM SPSS AMOS version 24.

Results

Preliminary Analyses

The skewness and kurtosis values of the SSES-S items, as revealed by descriptive analyses, were within acceptable ranges and did not indicate any major deviations. Next, the skewness and kurtosis values of Mardia's multivariate analysis were examined, and it was determined that the data did not follow a multivariate normal distribution, as indicated by their significant values ($p < .001$). When the Mahalanobis distance was examined to identify outliers in the dataset, it was determined that there were no potential outliers at the .001 level. Nevertheless, these cases were retained in the dataset because they were within the normal range (Hair et al., 2019) and did not exhibit any systematic errors (Tabachnick & Fidell, 2014).

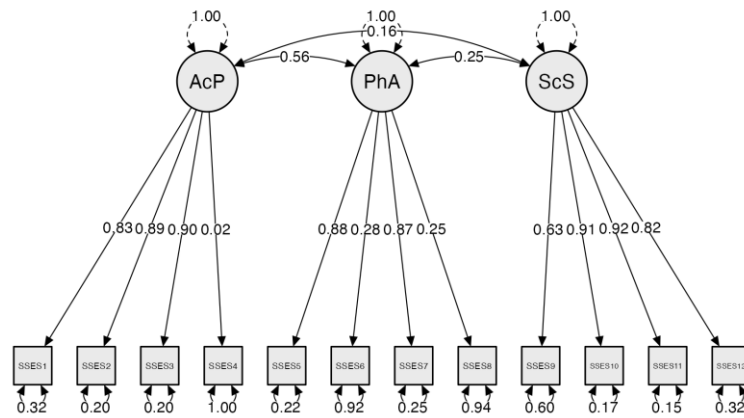
Confirmatory Factor Analysis

Initially, CFA was conducted based on the factor structure of SSES-S from the original study, which consisted of a 12-item, 3-factor structure. In this initial model, the first 4 items loaded onto the first factor (Academic Performance), items 5-8 onto the second factor (Physical Performance), and the last 4 items onto the third factor (Social Success). This model is depicted in Figure 1. However, the proposed model

did not fit well according to goodness-of-fit indices [$\chi^2(51) = 370.51$ $p < .001$; CFI = .88; GFI = .98; TLI = .85; RMSEA = .12, (90% CI: .11 to .14); SRMR = .14]. Except for item 4, all other items were significantly associated with their originally defined factors ($ps < .001$). Due to inadequate fit indices of the original structure, modification indices were examined, revealing that items 8 and 4 were cross-loaded on the third factor. Subsequently, two alternative models were analyzed: one with item 8 cross-loading on the second and third factors and item 4 on the first and third factors (model 2, depicted in Figure 2); the other involving complete removal of items 8 and 4 from the model (model 3, shown in Figure 3). The models were then compared to determine the factorial structure that best fitted in the Turkish sample. $\Delta\chi^2$ was used to compare models 1 and 2, and Akaike Information Criterion (AIC) and Bayesian Information Criterion (BIC) values were employed to compare model 3 to other models.

Figure 1

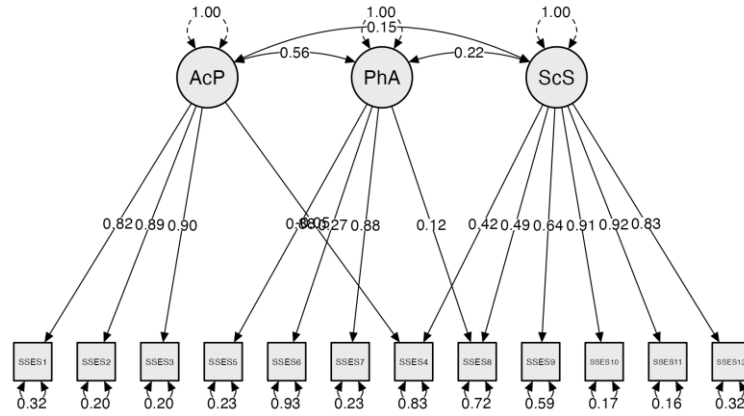
Model 1



In the second model, we tested the same three-factor structure but allowed item 8 to cross-load onto both the second and third factors and item 4 to cross-load onto the first and third factors, [$\chi^2(49) = 197.74$; $p < .001$; CFI = .95; GFI = .99; TLI = .93; RMSEA = .08, (90% CI: .07 to .10); SRMR = .08]. According to the analysis results, Model 2 demonstrated a better fit than the first model [$\chi^2(2) = 172.77$ $p < .001$]. In addition, all fit indices were improved compared to the first model. However, item 4 showed an insignificant loading on the first factor (Academic performance).

Figure 2

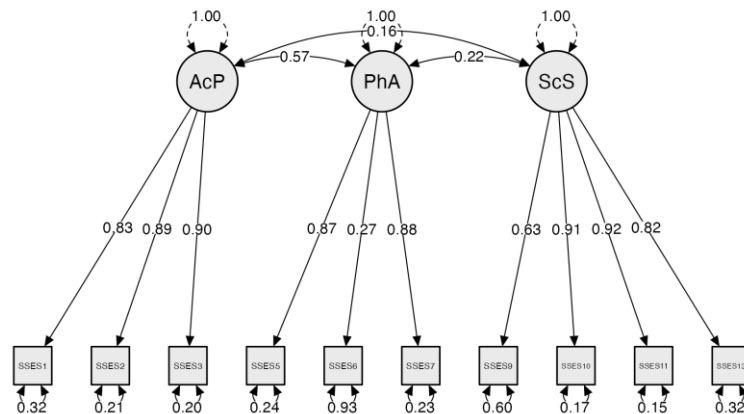
Model 2



The third model, with items 8 and 4 removed, fit the data well, [$\chi^2(32) = 126.57$; $p < .001$; CFI = .96; GFI = .99; TLI = .95; RMSEA = .08, (90% CI: .07 to .10); SRMR = .07]. Therefore, we compared the AIC and BIC values of models 1 (13255.87, 13363.97, respectively), 2 (13111.09, 13275.25, respectively), and 3 (10707.72, 10839.95, respectively). The smaller AIC and BIC values for model 3 indicate that the model without items 8 and 4 fits data better. It also has better goodness-of-fit indices than model 2.

Figure 3

Model 3



Two field experts were consulted regarding the removal of certain items from the scale. They suggested that items should be revised or removed, exceeding the original scale. Similarly, Dr. Brito recommended that the Turkish translations of these items be revised or removed. Consequently, these items were removed from the scale to preserve the integrity of the translation and back-translation processes. Further analyses were performed using the 10-item SSES-S. The standardized estimates for item-factor relationships were between .83 and .90 for the first factor; between .27 and .88 for the second factor; between .63 and .91 for the third factor (see Table 1). All items had statistically significant factor loadings ($p < .001$).

Table 1*Results of CFA and Reliability and Validity Analyses*

| Items | Factor Loadings | | Reliability | | | Validity | | | |
|----------------------|-----------------|----------|-------------|-----|-------------|----------|------|-----|-----|
| | ω | α | λ_6 | CR | Test-retest | AVE | HTMT | | |
| | | | | | | | 1 | 2 | 3 |
| Academic Performance | .91 | .90 | .86 | .91 | .80 | .76 | | .52 | .09 |
| Item 1 | .83 | | | | | | | | |
| Item 2 | .89 | | | | | | | | |
| Item 3 | .90 | | | | | | | | |
| Physical Appearance | .70 | .67 | .69 | .75 | .55 | .54 | | | .28 |
| Item 5 | .87 | | | | | | | | |
| Item 6 | .27 | | | | | | | | |
| Item 7 | .88 | | | | | | | | |
| Social Success | .90 | .89 | .88 | .90 | .88 | .69 | | | |
| Item 9 | .63 | | | | | | | | |
| Item 10 | .91 | | | | | | | | |
| Item 11 | .92 | | | | | | | | |
| Item 12 | .82 | | | | | | | | |
| Total | .90 | .80 | .89 | | .87 | | | | |

Note. ω : McDonald's omega; α : Cronbach's alpha; λ_6 : Guttman's Lambda6; CR: Composite reliability, HTMT: Heterotrait-Monotrait Ratio; AVE: Average Variance Extracted.

Multi-Group Confirmatory Factor Analysis (MGCFA)

Multi-group confirmatory factor analysis (MGCFA), a well-known technique for investigating group differences in means and covariances within the common factor model, was used for this purpose (Dolan, 2000). MGCFA techniques have been shown to be robust and retain their power with different sample sizes across groups,

provided there are at least 200 participants in each group (González-Romá et al., 2006; Meade et al., 2008). However, reliable results can still be obtained when both groups include approximately 150 participants (Chen, 2007; Pendergast et al., 2017). In this context, Tables 2 and 3 present the results of the MGCFA conducted with a sufficient number of participants from mixed groups.

Table 2

Factor Loadings of SSES-S in Multi-Group

| Items | Factor Loadings | | |
|---------|-------------------|----------------------|--------------------|
| | All ($n = 405$) | Female ($n = 297$) | Male ($n = 108$) |
| Item 1 | .75 | .75 | .79 |
| Item 2 | .89 | .89 | .91 |
| Item 3 | .86 | .89 | .81 |
| Item 5 | .88 | .90 | .84 |
| Item 6 | .24 | .27 | .23 |
| Item 7 | .81 | .82 | .76 |
| Item 9 | .65 | .66 | .64 |
| Item 10 | .91 | .91 | .90 |
| Item 11 | .92 | .94 | .84 |
| Item 12 | .83 | .84 | .78 |

When Table 2 is examined, it can be seen that the factor loadings of the items, except for item 6, ranged between .64 and .94 for the total participants and in both the female and male groups. It was observed that the SSES-S had high internal consistency values for all participants ($\omega = .90$; $\alpha = .80$; $\lambda_6 = .89$), females ($\omega = .91$; $\alpha = .82$; $\lambda_6 = .90$), and males ($\omega = .88$; $\alpha = .73$; $\lambda_6 = .87$).

In line with the recommendations of Dimitrov (2012), we evaluated the data for measurement invariance using acceptable configurational models. Measurement invariance includes scalar, metric, and strict invariance. Metric invariance tests the extent to which factor loadings are equivalent across groups. When metric invariance is established, data can be examined for scalar invariance, which tests for the equivalence of the means of indicators across groups (Kalkbrenner et al., 2023). Strict invariance indicates the equality of loadings, intercepts, and unique factor variances and covariances (Tse et al., 2023).

Table 3*MGCFA Results*

| MI | NP | χ^2 | df | CFI | Δ CFI | RMSEA | Δ RMSEA | RMSEA [%90 CI] | SRMR | Δ SRMR |
|------------------------|----|-----------|-----|------|--------------|-------|----------------|----------------------|------|---------------|
| Gender: female vs male | | | | | | | | | | |
| Configural | 69 | 286.10*** | 96 | .961 | | .050 | | [.043; .056] | .083 | |
| Metric | 55 | 305.88*** | 110 | .960 | .001 | .047 | -.003 | [.041; .053] | .084 | .0003 |
| Scalar | 43 | 313.29*** | 122 | .961 | <.001 | .044 | -.006 | [.038; .050] | .083 | .0001 |
| Strict | 23 | 339.01*** | 142 | .960 | .001 | .041 | -.009 | [.036; .047] | .083 | <.0001 |

Note. MI: Measurement invariance; NP: Number of parameters.

The results presented in Table 3 were analyzed according to the following criteria: CFI value $< \Delta.010$, RMSEA value $< \Delta.015$, and SRMR value $< \Delta.015$ (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002). The CFI, RMSEA, and SRMR Δ values indicate that the SSES-S has a strong level of measurement invariance in the context of gender.

Internal Consistency

All items of the SSES-S demonstrated high and acceptable internal consistency values ($\omega = .90$; $\alpha = .80$; $\lambda_6 = .89$). Specifically, the academic performance factor exhibited values of $\omega = .91$; $\alpha = .90$; $\lambda_6 = .86$; the physical appearance factor showed values of $\omega = .70$; $\alpha = .67$; $\lambda_6 = .69$; and the social success factor displayed values of $\omega = .90$; $\alpha = .89$; $\lambda_6 = .88$ (Cronbach, 1951; Taber, 2017; Van Griethuijsen et al., 2014). Furthermore, the CR values for academic performance were determined to be .91, .75 for the physical appearance factor, and .90 for the social success, respectively. Hair et al. (2009, p.619) stated that a CR value exceeding .70 indicates high reliability.

Criterion-Related, Convergent, and Discriminant Validity

When assessing the SSES-S' criterion-related validity, correlation values with RSE were investigated, revealing a significant negative relationship ($r = -0.57$, $p < .001$). Additionally, all factors of academic performance ($r = -.34$, $p < .001$), physical appearance ($r = -.15$, $p < .05$), and social achievement ($r = -.51$, $p < .001$) of SSES-S exhibited significant and negative correlations with RSE. The convergent validity of SSES-S was assessed by examining the AVE values of the factor, in line with the guidelines of Fornell and Larcker (1981), who considered values above .50 to support convergent validity (Yu et al., 2022). Lastly, to evaluate the discriminant validity of SSES-S, the factors' Heterotrait-Monotrait (HTMT) values were examined, revealing that HTMT values below .90. The results indicate successful achievement of discriminant validity (Gold et al., 2001).

Test-Retest Reliability

The correlation coefficients between the total scores of SSES-S at T1 and T2 were .87; for the academic performance factor, .80; for the physical appearance factor, .55; and for the social success factor, .88. Fleiss (1986) defines test-retest reliability values between .40 and .75 as good and above .75 as excellent. Therefore, it can be deduced that the scale exhibits excellent test-retest reliability, along with high levels of academic performance and social success. Moreover, the physical appearance factor exhibited good test-retest reliability.

Discussion, Conclusion and Suggestions

The findings from this study indicate that the goodness-of-fit values for the original factor structure of SSES-S are not at an acceptable level. Furthermore, the loading of item 4 in academic performance factors in the original factor structure was not statistically significant. Upon examining the modification indices, it was observed that item 8 (physical appearance) and item 4 (academic performance) also cross-loaded onto the social success factor, in addition to their original factors. Consequently, a second model was examined in which items 8 and 4 were cross-loaded onto the specified factors. Although this model showed a better fit than the original factor structure, item 4 did not significantly load on the academic performance factor. Finally, when a model excluding these two items was tested, it was found that the goodness-of-fit values were better than those of the other two models, and the AIC and BIC values were lower. Parasuraman et al. (2005, p. 229) stated in adaptation studies that "items could be modified or eliminated (and perhaps supplemented with additional items if necessary)." Similarly, Furr (2011) suggested that changes could be made in previously validated original scales, provided the psychometric properties of the changes are examined (p. 5). Thus, rather than changing the items, they were removed in accordance with the model showing the best goodness-of-fit results in model comparisons while ensuring that the translation-back translation process was followed. When items were removed, the guidelines of the literature (Lei & Lee, 2021) were followed, and attention was paid to preserving the content validity, cultural equivalence, and reliability of the scale. First, Dr. Brito, the corresponding author of the original scale, was consulted to determine whether the removal of these items would lead to any loss of meaning in the scale, and approval was obtained for the removal under cultural equivalence. Subsequently, the opinions of two area experts were sought regarding the planned removal of items and the scope validity of the scale. Feedback from experts indicated that the scale maintained its scope validity in Turkish, with three factors as in the original scale, and that its validity would not be affected by the presence of at least three items in each subscale even after the removals. Additionally, the area experts noted that the relevant items would not be culturally appropriate if they remained on the original scale. In terms of reliability, the 10-item-SSES-S and all its factors exhibited higher internal consistency than the original form. Based on the convergent, concurrent, and discriminant validity values, it was concluded that the scale is valid. Moreover, the MGCFA results

confirmed that SSES-S exhibits measurement invariance with respect to sex. Considering all these findings and the opinions of area experts, the removal of items 4 and 8 is more appropriate for maintaining the content validity, cultural equivalence, and reliability of the scale.

When considering that state self-esteem is related to individuals' sensitivity toward their social environments (De Ruiter, 2022), due to cultural differences, state self-esteem can vary (Markus & Kitayama, 1991), and differences can be observed in the factor structures of scales measuring state self-esteem. Specifically, item 4 ("I feel like I am not doing well") falls under social success rather than academic performance. The feeling of establishing and maintaining good social relationships is associated with individuals' belief that they can do better. In terms of collectivism in the socio-cultural structure of Türkiye, believing that individuals can do well is associated with adapting well to the social environment and achieving social success. Furthermore, item 8 ("I feel unattractive") is also observed to fall under social success rather than physical appearance. Considering the potential influence of cultural norms on self-esteem (Markus & Kitayama, 1991), cultural differences may influence the interpretation of attractiveness. For instance, in the adaptation of the SSES to the Chinese context by Chau et al. (2012), item 8 was assigned to academic performance. According to the authors, the increasing awareness of individuals' barriers related to attractiveness among Chinese and its impact on future functionality or performance contributes to its assignment to this factor. For Turkish individuals, however, being attractive may be associated with drawing attention from the outside and achieving social success. Despite the inconsistencies between this study's factor loading and that of Brito et al. (2023), which can be explained by sample and cultural differences, there are also significant overlaps among the three factors.

Therefore, we conclude that the SSES-S is a valid and reliable tool for the Turkish sample. In addition, it was also determined that some items in the original scale may have been interpreted differently based on cultural background. Considering that situational self-esteem is affected by fluctuations in individuals' life events (Heatherton & Polivy, 1991), it is expected that the SSES-S factor structure may vary depending on contextual and individual cultural perspectives.

While this study presents robust findings, it is also subject to certain limitations. First, although the 10-item structure of SSES-S was confirmed in this study, which included a relatively more homogeneous sample, future research could examine its 12-item structure in more heterogeneous samples. The majority of participants were young individuals, despite the wide age range. Considering the potential influence of individual variations on state self-esteem, analyzing the structure, validity, and reliability of the SSES-S in different age groups could provide valuable insights for future research. In this study, the measurement invariance of the SSES-S was examined in the context of gender; however, future studies could explore the measurement invariance of the SSES-S in the context of age. Furthermore, due to the influence of momentary fluctuations on state self-esteem, experimental studies that

incorporate manipulations can effectively assess the positive or negative effects of variables such as individuals' clinical conditions, educational backgrounds, and sporting histories, which may influence state self-esteem. To evaluate the causal effects of state self-esteem on individuals' lives at a clinical level, a future study could establish cut-off values for scores obtained from SSES-S, thereby facilitating a more nuanced interpretation of state self-esteem levels.

ONLINE FIRST



Durumluluk Benlik Saygısı Ölçeği Kısa Formu'nun Türkçeye Uyarlanması: Geçerlik ve Güvenirlik Çalışması¹

| MAKALE TÜRÜ | Başvuru Tarihi | Kabul Tarihi | Erken Görünüm Tarihi |
|--------------------|----------------|--------------|----------------------|
| Araştırma Makalesi | 12.06.2024 | 04.08.2024 | 08.11.2024 |

M. Furkan Kurnaz²

Necmettin Erbakan Üniversitesi

Nilüfer Koçtürk³

Hacettepe Üniversitesi

Öz

Durumluluk benlik saygısı, bireylerin öz-değer duygularında yaşadıkları görece kısa süreli dalgalanmalara odaklanmaktadır. Bu çalışmanın amacı, Durumluluk Benlik Saygısı Ölçeği Kısa Formu'nun (DBSÖ-K) psikometrik özelliklerini Türkiye örnekleminde incelemektir. DBSÖ-K'nin doğrulayıcı faktör analizi, iç tutarlılığı, geçerliği ve cinsiyet bağlamında ölçme değişmezliği çoklu-grup doğrulayıcı faktör analizi (ÇGDFA) ile 405 yetişkin bireyin (%73,33'ü kadın, yaş ortalaması: 24.53) katılımı ile değerlendirilmiştir. Son olarak DBSÖ-K'nin test-tekrar test güvenirliliği 25 katılımcı ile (%88'i kadın, yaş ortalaması: 22.92) test edilmiştir. DBSÖ-K'nin üç farklı faktör yapısının doğruluğu incelenmiş ve analizler elde edilen sonuçlarda, Türk örnekleminde DBSÖ-K'nin 10 maddeli, üç faktörlü yapısının en iyi uyum iyiliği değerlerine sahip olduğu görülmüştür. Güvenirlik analizleri DBSÖ-K'nin kabul edilebilir bir güvenirlilik aralığında olduğunu göstermiştir. Yakınsak geçerlik, ölçüt bağımlı geçerlik ve ayırt edici geçerlik DBSÖ-K'nin geçerli bir ölçüm aracı olduğunu göstermektedir. Öte yandan, ÇGDFA bulguları DBSÖ-K'nin cinsiyet bağlamında ölçme değişmezliğini doğrulamıştır. Sonuçlar, 10 maddeden ve üç faktörden oluşan DBSÖ-K'nin yetişkin Türkiye örnekleminde güvenilir ve geçerli olduğunu doğrulamaktadır.

Anahtar sözcükler: Durumluluk benlik saygısı, benlik saygısı ölçeği, benlik kavramı, uyarlama, geçerlik.

¹Bu çalışma, birinci yazarın Hacettepe Üniversitesi Rehberlik ve Psikolojik Danışmanlık Anabilim Dalı'nda ikinci yazarın danışmanlığında yürütülen doktora tezinin bir bölümünden türetilmiştir.

²Sorumlu Yazar: Arş. Gör., Ereğli Eğitim Fakültesi, Eğitim Bilimleri Bölümü, Rehberlik ve Psikolojik Danışmanlık Anabilim Dalı, E-posta: furkan.kurnaz.mfk@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0003-3773-9418>

³Doç. Dr., Eğitim Fakültesi, Eğitim Bilimleri Bölümü, Rehberlik ve Psikolojik Danışmanlık Anabilim Dalı, E-posta: niluferkocturk@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0001-6124-1842>

William James'in (1890) "bireylerin yaşamlarında önemli gördükleri hedeflere tutarlı bir şekilde ulaştıklarında veya bu hedefleri geçtiklerinde ortaya çıkan kendine yönelik olumlu duygu" olarak tanımladığı benlik saygısı kavramı, modern psikolojinin temel konularından biri haline gelmiştir (Mouatsou ve Koutra, 2023). Birçok bilimsel çalışma, benlik saygısının davranış ve kişilik özelliklerindeki değişimleri nasıl etkilediğini araştırmıştır (Orth ve Robins, 2022; Zaman vd., 2021). Benlik saygısına olan bu ilginin artması, benlik saygısının birçok önemli yaşam değişimlerinde doğrudan etkisi olduğu inancıyla bağlantılı olabileceği söylenebilir (Zeigler-Hill, 2013).

Benlik saygısı, bireyin toplumla ve önemli diğer kişilerle olan ilişkilerini benlik kavramı perspektifinden değerlendiren, bireyin nitelik ve özelliklerine ilişkin inanç ve bilgilerini yansıtan motivasyonel, bilişsel ve duygusal bir özelliktir (Kernis, 2003; Liu vd., 2021; Mann vd., 2004). Benlik saygısı düzeyi yüksek olan bireyler kendilerini olumlu yönde değerlendirirler, yeteneklerinin yanı sıra eksikliklerini kabul edebilirler, yaşamda karşılaştığı olumlu ve olumsuz yönlerini bir bütün olarak ele alabilirler ve sorumluluk sahibi bireyler olabilirler (Ab Rahman vd., 2020). Sosyometre teorisine göre, bireyler toplum tarafından reddedilme ihtimallerini artıran davranışlarda bulduklarında benlik saygıları azalır ve sonuç olarak benlik saygısı, bireylerin kendilerini sosyal olarak ne kadar kabul edilmiş veya reddedilmiş hissettiklerinin bir göstergesi olarak işlev görmektedir (Heatherton ve Wyland, 2003; Hutteman vd., 2015). Sosyometre teorisinin, benlik saygısının sosyal dışlanma veya kabulün bir sonucu olarak değiştiği yönündeki önermesinin aksine, bazı çalışmalar benlik saygısının birçok yaşam olayının bir sonucu olmasının yanı sıra bir nedeni olduğunu da öne sürmektedir (Orth ve Robins, 2022; Orth vd., 2012; Swann vd., 2007). Kendini yayınlama perspektifi (Srivastava ve Beer, 2005) doğrultusunda, sosyal dışlanmanın göstergeleri olarak görülen bireyler, kendilerini kabul düzeylerini başkalarına ileten fark edilir sinyaller sergilemektedirler. Bu sinyaller, yeterlilikleri ve çekicilikleri açısından nasıl algılandıkları üzerinde etkili olmakta ve nihayetinde sosyal bağlantılar kurma ve sürdürme kapasitelerini şekillendirmektedir (Orth ve Robins, 2022). Bu bakış açıları doğrultusunda, bireylerin kendilerine ilişkin değerlendirmelerini belirleyen benlik saygısının durağan bir yapıya ve farklı sosyal durumlarda değişebilme özelliğine sahip olduğu söylenebilir (Heatherton ve Polivy, 1991; Linton ve Marriott, 1996).

Yukarıda belirtildiği gibi, benlik saygısının bir özellik veya durumsal bir bireysel farklılık olarak kavramsallaştırılması tipiktir (McCain vd., 2015). Süreklilik benlik saygısı, başkalarından alınan onay düzeyi ile ilişkilidir; onaylanmadığında kalıcı olumsuz duygulara yol açan ve bireyleri sosyal çevreden uzun süreli dışlanmayı önlemek için motive eden bir göstergedir (Thomaes vd., 2010). Bireylerin nispeten istikrarlı ve kalıcı öz-değerlendirmelerini yansıtan süreklilik benlik saygısının aksine (Chang ve Mackenzie, 1998), durumluluk benlik saygısının iki kritik yönü vurgulanmaktadır (Geukes vd., 2017): bireylerin olumsuzluklar karşısında genel olarak kendileri hakkında nasıl olumlu hissettikleri ve bu öz değerlendirme ne ölçüde istikrarlı olduğudur. Durumluluk benlik saygısında, sosyal çevreden gelen

anlık onaydaki değişiklikleri takip eden paralel benlik değerlendirmeleri mevcuttur (Thomaes vd., 2010). Bu yüzden, durumluluk benlik saygısı bireyin öz-değer duygularındaki nispeten kısa vadeli dalgalanmalar sonucunda oluşan his ve duygulara odaklanmaktadır (Kapadia ve Patki, 2024; Vrabel vd., 2018).

Benlik saygısı, bireylerin olumsuz deneyimlerden daha az etkilenmelerine ve bu tür deneyimlerden daha hızlı sürede kurtulabilmelerine katkıda bulunmaktadır (Zeigler-Hill, 2013). Bu kapsamda Mahadevan vd. (2023) yaptıkları çalışma serisinde benlik saygısının düşük depresyon, anksiyete ve utangaçlık ile ilişkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Öte yandan, literatürde benlik saygısı ile yaşam memnuniyeti (Bozorgpour ve Salimi, 2012), yalnızlık (Kurnaz vd., 2020), beyin aktivitesi (Chen vd., 2021), depresif eğilimler (Jørgensen vd., 2023), işlevsel olmayan tutumlar (Roberts ve Gamble, 2001) ve narsisizm (Geukes vd., 2017) gibi çeşitli faktörler arasında ilişkiler olduğu vurgulanmaktadır.

Bu Çalışma

Benlik saygısının kritik önemi yapılan araştırmalar sonucunda görülebilmektedir. Bu kapsamda bireylerin stresli yaşam olaylarına (Orth ve Luciano, 2015), sosyal ilişkilerine (Luciano ve Orth, 2017), kariyer yaşamına (Leung vd., 2021) ve iş deneyimine (Krauss ve Orth, 2022) göre farklılaşabilen durumluluk benlik saygılarını ölçmek için çeşitli ölçme araçları geliştirilmiştir. Heatherton ve Polivy (1991) Durumluluk Benlik Saygısı Ölçeği'ni (DBSÖ) geliştirmede beş çalışma yürütmüşlerdir. Bireylerin benlik saygılarındaki anlık dalgalanmaları daha iyi gözlemleyebilmeleri için DBSÖ'nün faktör yapısını ve kapsam geçerliğini inceleyen çalışma 1 ve çalışma 2'yi gerçekleştirdikten sonra katılımcıların benlik saygılarını etkileyebilecek müdahalelerin gerçekleştirildiği sınıf ortamında (çalışma 3), laboratuvar ortamında (çalışma 4) ve klinik terapi sırasında (çalışma 5) farklı katılımcıların durumluluk benlik saygılarını incelemiştir. Yazarlar bu beş farklı çalışmadaki sonuçların değerlendirilmesi ile DBSÖ'yü geliştirmişlerdir. DBSÖ birbiriyle ilişkili üç faktörden oluşmaktadır: sosyal, performans ve görünüm. Linton ve Marriott (1996) DBSÖ'nün ergenlerdeki geçerliğini destekleyen önemli kanıtlar bulmuştur. Chau vd. (2012) DBSÖ'yü Çin diline uyarlamış ve ölçeğin faktör yapısının kültürel bağlamlar arasında farklılık gösterebileceği sonucuna varmışlardır. Brito vd. (2023) Durumluluk Benlik Saygısı Ölçeği Kısa Formunun (DBSÖ-K) güvenilirlik ve geçerliğini değerlendirmek için çalışma yürütmüşlerdir. On iki maddeden oluşan DBSÖ-K'de sosyal başarı, akademik performans ve fiziksel görünüm faktörlerinde DBSÖ'den dörder madde bulunmaktadır.

Çuhadaroğlu (1986), Rosenberg Benlik Saygısı Ölçeğini (Rosenberg, 1965) Türk popülasyonunda benlik saygısını değerlendirmek için uyarlamıştır. Tek faktörlü yapısı ile bu ölçek birçok araştırmada kullanılmıştır. Fakat, benlik saygısının bireylerin deneyimlediği yaşam olaylarına ve sosyal etkileşimlere bağlı olarak dalgalanabileceği kabul edilmektedir (Lewis, 2020). Örneğin, benlik kavramı algıları akademik başarılar, yalnızlık dönemlerine veya farklı yaşam evreleri boyunca fiziksel görünümün çeşitli yönlerine yanıt olarak değişebilir. Durumluluk benlik

saygısının bu deneyimsel nüanslara duyarlılığı göz önüne alındığında, özellikle durumluluk benlik saygısını hedefleyen bir ölçeğin Türkçe uyarlamasının gerekli olabileceği söylenebilir. Buna bağlı olarak bu çalışmada DBSÖ-K'yi Türkçeye çevirmek ve güvenilirlik ve geçerliğini incelemek amaçlanmaktadır.

Yöntem

Bu çalışmada ilişkisel tarama modeli kullanılmıştır. İlişkisel tarama modelinde elde edilen bulgular, değişkenler arasındaki yaygınlığı ve ilişkileri belirlemek ve mevcut veri ve bilgilerden yola çıkarak olayları tahmin etmek için kullanılan bir yöntemdir (Curtis vd., 2016). Bu çalışmada kullanılan veriler çalışmada yer alan katılımcıların öz bildirimine dayalı bir şekilde elde edilmiştir. Bu bildirimler sürekli ölçümler yerine belirli bir zamanda alınan ölçümler olduğu için bu çalışma kesitsel bir çalışmadır.

Süreç

Çalışmanın ilk aşamasında DBSÖ-K'nin Türkçeye çevirisi yapılmıştır. DBSÖ-K'nin Türkçeye uyarlanması, ölçek geliştirme çalışmasının (Brito vd., 2023) birincil ve sorumlu yazarı Dr. Brito ile iletişime geçilerek çeviri için onay alınmıştır. Yazarın onayından sonra, ölçeğin Türkçe çeviri süreci Efstathiou'nun (2018) önerileri doğrultusunda aşağıda özetlenen adımlar izlenerek gerçekleştirilmiştir.

1. İlk olarak bağımsız bir çevirmen DBSÖ-K'yi İngilizceden Türkçeye çevirmiştir.
2. Daha sonra, orijinal ölçeğe aşina olmayan farklı bir çevirmen Türkçe çeviriyi tekrar İngilizceye çevirmiştir.
3. İngilizceye çevrilen DBSÖ-K daha sonra Dr. Brito ile paylaşılmış ve orijinal İngilizce versiyona dayanarak Türkçe çevirinin iyileştirilmesi için önerileri alınmıştır.
4. Yazarlar, Türkçeden İngilizceye çevrilen tüm maddeleri onaylamış ve iki maddenin anlamını netleştirmiştir.
5. Yazarın tavsiyelerini takiben, iki Türkçe madde her iki dilde de yetkin uzmanlar tarafından revize edilmiştir.
6. Daha sonra, akademisyen olarak görev yapan ve psikolojik danışmanlık alanında iki uzman ölçeğin son halini değerlendirmiş ve yeterliğini onaylamıştır. Böylece DBSÖ-K'nin Türkçeye çeviri süreci, alan uzmanlarının önerileri doğrultusunda tamamlanmıştır.

Spesifik olarak, DBSÖ-K'nin test-tekrar test güvenilirliği, lisans öğrencilerinin sınıf ortamında katılımıyla incelenmiştir. İlk aşamada, öğrencilerden çevrimiçi bir form aracılığıyla bir takma ad belirlemeleri ve katılım sırasında bu takma adları hatırlamaları istenmiştir. Başlangıçta, bu sınıftan 25 gönüllü katılımcı çalışmaya katılmıştır. İkinci aşama ise üç hafta sonra aynı 25 öğrenci ile gerçekleştirilmiştir.

Çalışma Grubu

DBSÖ-K'nin Türkçeye çeviri süreci tamamlandıktan sonra, 18 yaş ve üzeri katılımcılara çeşitli çevrimiçi platformlar (ör. LinkedIn, WhatsApp) aracılığıyla paylaşılmıştır. Araştırmanın kapsamı ve amacının açıklandığı bilgilendirilmiş onam formu, çalışma grubunun demografik bilgileri için Demografik Bilgi Formu, DBSÖ-K ve Rosenberg Benlik Saygısı Ölçeği Google Forms kullanılarak tek bir formda birleştirilmiştir.

Browne ve Cudeck'in (1993) önerileri doğrultusunda, herhangi bir özel katılımcı kriteri belirlemeden 18 yaş ve üzeri her bireyin katılabileceği kişilere geliştirilmiş olan form paylaşılmıştır. Uygun örnekleme yöntemi kullanılarak 405 gönüllü yetişkin katılımcıya ulaşılmıştır. Ayrıca bu formda katılımcıların birinci yazarın çalıştığı üniversiteye bağlı psikolojik danışmanlık merkezinden gerektiğinde psikolojik destek talep edebilecekleri belirtilmiştir. Katılımcıların yaşları 18 ile 57 arasında değişmektedir (M = 24.53, SS = 6.58). Katılımcıların çoğu kadındır (%73,33; n = 297). Katılımcılardan 44'ü (%10.86) düşük, 347'si (%85,68) orta ve 14'ü (%3,46) yüksek düzeyde sosyoekonomik düzeye sahiptir.

Son olarak, test-tekrar test 25 lisans öğrencisi ile gerçekleştirilmiştir. Bu 25 katılımcının yaşları 20 ve 40 arasında değişmektedir (M = 22.92, SS = 4.94). Katılımcıların çoğu kadındır (%88; n = 22). Yirmi iki katılımcı (%88) sosyoekonomik durumlarını orta olarak tanımlarken, iki katılımcı (%8) düşük, bir katılımcı (%4) ise yüksek olduğunu tanımlamışlardır.

Veri Toplama Araçları

Demografik Bilgi Formu. Bilgilendirilmiş onam formundan ve sosyo-demografik özelliklere ilişkin sorulardan oluşmaktadır.

Durumluluk Benlik Saygısı Ölçeği Kısa Formu (DBSÖ-K). DBSÖ'deki maddelere dayanarak Brito vd. (2023) tarafından revize edilen ölçek 12 madde ve üç faktörden oluşmaktadır: fiziksel görünüm, sosyal başarı ve akademik performans. Faktörlerin güvenilirliği α ve bileşik güvenirlik (CR) kullanılarak değerlendirilmiş, geçerlik ise ağırlaştırılmış ortalama varyans (AVE) değerleri kullanılarak belirlenmiştir. Yazarlar, sosyal başarı faktörünün ($\alpha = .88$; CR = .98; AVE = .93), akademik performans faktörünün ($\alpha = .77$; CR = .98; AVE = .97) ve fiziksel görünüm faktörünün ($\alpha = .68$; CR = .76; AVE = .89) kabul edilebilir düzeyde güvenirlik gösterdiğini bildirmiştir. Ayrıca yazarlar DFA sonuçlarının da kabul edilebilir olduğunu raporlamışlardır ($\chi^2 / df = 1.56$; $p < .001$; RMSEA = .04; GFI = .96; CFI = .97).

Rosenberg Benlik Saygısı Ölçeği (RSE). RSE (Rosenberg, 1965), Çuhadaroğlu (1986) tarafından BS alt kategorisi kullanılarak Türkçeye uyarlanmıştır. RSE bir kendini değerlendirme aracıdır ve 10 maddeden oluşmaktadır. Ölçeğin toplam puanlarından alınan düşük değerler yüksek benlik saygısını temsil etmektedir. Çuhadaroğlu (1986) uyarlama çalışmasında Cronbach α değerini .74 olarak

raporlamıştır. Ölçeğin bu çalışmadaki McDonald ω değeri .81, Cronbach α değeri .78, ve Guttman λ_6 değeri ise .78'dir.

Etik Kurul Kararı

Hacettepe Üniversitesi Araştırma Etik Kurulu tarafından bu çalışmanın tüm süreci onaylanmıştır [Tarih: 15.12.2023, Sayı: E-66777842-300-00003257287].

Verilerin Analizi

DBSÖ-K'nin tanımlayıcı istatistikleri ve eksik verilerin olup olmadığı incelenmiş ve DFA'ya yönelik bulgular değerlendirilmiştir. Bu değerlendirme, veri setinin ve örneklemin faktör yapısını belirlemeye uygunluğunu değerlendirmeyi, söz konusu yapıyı tanımlamayı ve hangi maddelerin ölçekte tutulacağını veya ölçekten çıkarılacağını belirlemeyi içermektedir. Bu analizler JASP kullanılarak gerçekleştirilmiştir. İlk olarak, veri setindeki tüm maddelerde eksik veri olup olmadığına yönelik frekans analizleri uygulanmıştır. Bulgular herhangi bir kayıp değer olmadığını göstermiştir. Daha sonra maddelerin çarpıklık ve basıklık değerlerine bakılmıştır. Kline'a (2011) göre maddelerin çarpıklık değerinin 3 aralığında olması ve basıklığın ise 8'den az çıkması maddelerin aşırı çarpık olmadığını göstermektedir.

DFA'da maksimum olabilirlik tahmin yöntemi ve korelasyon matrisi kullanılmıştır. DBSÖ-K'nin DFA bulguları χ^2 -istatistiği, uyum iyiliği değerleri, 3 farklı model karşılaştırması kullanılarak değerlendirilmiştir. χ^2 -testi katılımcı sayısına duyarlıdır ve tipik olarak 200'den fazla kişide anlamlılık gösterdiği söylenebilir (Browne ve Cudeck, 1993). Uyum iyiliği değerleri, CFI, TLI ve GFI uyum iyiliklerinin .90'ın üstünde (Hu ve Bentler, 1999), RMSEA ve SRMR bulgularının ise .08'den düşük olmasına bakılarak değerlendirilmiştir (Browne ve Cudeck, 1993). Öte yandan, DBSÖ-K'nin cinsiyete yönelik ölçme değişmezliğini incelemek için çoklu-grup DFA (ÇGDFA) IBM SPSS AMOS versiyon 24 kullanılarak yürütülmüştür.

Bulgular

Ön Analizler

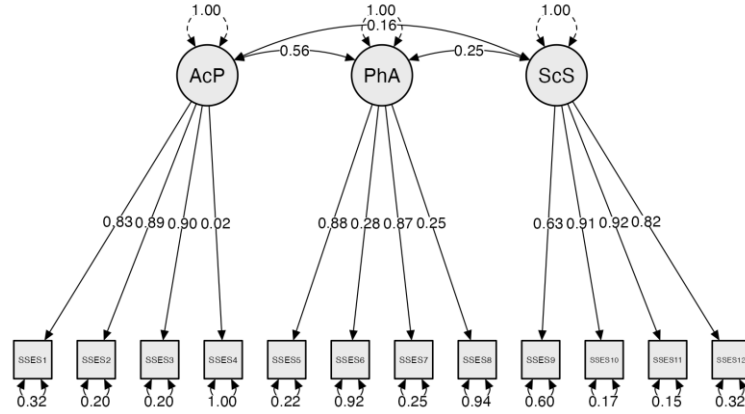
Betimsel analizlerin ortaya koyduğu üzere, DBSÖ-K maddelerinin çarpıklık ve basıklık değerleri kabul edilebilir aralıklardadır ve önemli bir sapmaya işaret etmemektedir. Daha sonra Mardia'nın çok değişkenli çarpıklık ve basıklık sonuçları değerlendirilmiş ve anlamlılıkları nedeniyle ($p < .001$) çok değişkenli normalliğin sağlanmadığı sonucuna varılmıştır. Veri setinde yer alan aykırı verileri belirlemek amacı ile Mahalanobis uzaklığı incelendiğinde, .001 düzeyinde potansiyel olarak aykırı değer olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bununla birlikte, bu vakalar normal aralıkta oldukları (Hair vd., 2019) ve herhangi bir sistematik hata sergilemedikleri için veri kümesinde tutulmuştur (Tabachnick ve Fidell, 2014).

Doğrulayıcı Faktör Analizi

İlk olarak, DBSÖ-K'nin orijinal çalışmadaki faktör yapısı (12 madde 3 faktörlü yapısı) temel alınarak DFA gerçekleştirilmiştir. Bu modelde, ilk 4 madde birinci faktöre (Akademik Performans), 5-8. maddeler ikinci faktöre (Fiziksel Performans) ve son 4 madde üçüncü faktöre (Sosyal Başarı) yüklenmiştir. Bu model Şekil 1'de gösterilmiştir. Ancak iyi uyum iyiliği değerlerine sahip değildir [$\chi^2(51) = 370.51$ $p < .001$; CFI = .88; GFI = .98; TLI = .85; RMSEA = .12, (90% CI: .11 to .14); SRMR = .14]. Madde 4 dışındaki diğer maddeler orijinal faktör yapısına anlamlı olarak ilişkilidir ($ps < .001$). Orijinal yapının uyum indekslerinin yetersiz olması nedeniyle, modifikasyon indeksleri incelenmiş ve 8. ve 4. maddelerin üçüncü faktöre çapraz yüklendiği ortaya çıkmıştır. Daha sonra iki alternatif model analiz edilmiştir: biri 8. maddenin ikinci ve üçüncü faktörlere, 4. maddenin ise birinci ve üçüncü faktörlere çapraz yüklendiği model (model 2, Şekil 2'de gösterilmiştir); diğeri ise 8. ve 4. maddelerin modelden tamamen çıkarıldığı modeldir (model 3, Şekil 3'te gösterilmiştir). Modeller daha sonra Türk örnekleminde en iyi uyum sağlayan faktör yapısını belirlemek için karşılaştırılmıştır. Model 1 ve model 2'yi karşılaştırmak için $\Delta\chi^2$ kullanılırken, model 3'ü diğer modeller ile karşılaştırmak için the Akaike Information Criterion (AIC) ve Bayesian Information Criterion (BIC) değerleri kullanılmıştır.

Şekil 1

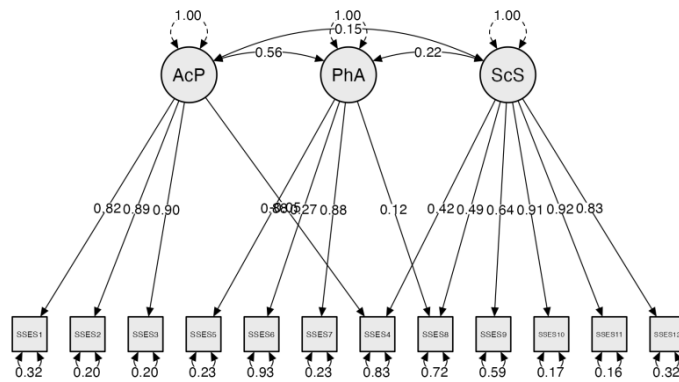
Model 1



İlk modeldeki faktör yapısının benzerini ikinci modelde inceledik, fakat ikinci modelde 8. maddenin hem ikinci hem de üçüncü faktörlere çapraz yüklenmesine ve 4. maddenin birinci ve üçüncü faktörlere çapraz yüklenmesine izin verdik [$\chi^2(49) = 197.74; p < .001; CFI = .95; GFI = .99; TLI = .93; RMSEA = .08, (90\% CI: .07 \text{ to } .10); SRMR = .08$]. Analiz sonuçlarına göre, Model 2, ilk modele göre daha iyi bir uyum göstermiştir [$\chi^2(2) = 172.77 p < .001$]. Ayrıca tüm uyum iyiliği indeksleri ilk modele kıyasla iyileşmiştir. Ancak, 4. madde birinci faktöre (Akademik performans) anlamsız yüklenmiştir.

Şekil 2

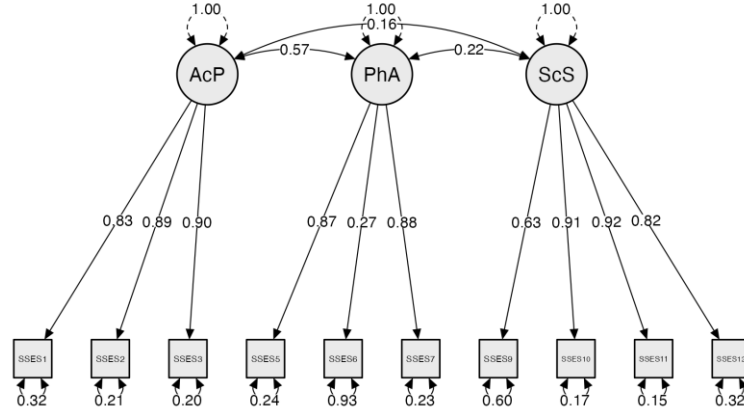
Model 2



Madde 8 ve madde 4'ün çıkarıldığı üçüncü model iyi uyum iyiliği değerlerine sahiptir [$\chi^2(32) = 126.57; p < .001; CFI = .96; GFI = .99; TLI = .95; RMSEA = .08, (90\% CI: .07 \text{ to } .10); SRMR = .07$]. Bu nedenle model 1 (sırasıyla 13255.87, 13363.97), model 2 (sırasıyla 13111.09, 13.275.25) ve model 3 (sırasıyla 10707.72, 10839.95) için AIC ve BIC değerlerini karşılaştırdık. Model 3 için daha küçük AIC ve BIC, madde 8 ve madde 4'ün olmadığı modelin verilere daha iyi uyumlu olduğunu göstermektedir. Ayrıca, model 2'ye göre daha iyi uyum iyiliği indekslerine sahiptir.

Şekil 3

Model 3



Bu maddelerin ölçekten çıkarılmasına yönelik iki alan uzmanının düşüncelerine başvurulmuştur. Alan uzmanları maddelerin orijinal ölçeğin dışına çıkılarak revize edilmesini veya ölçekten çıkarılmasını önermiştir. Benzer şekilde Dr. Brito, bu maddelerin Türkçe çevirilerinin revize edilmesini veya çıkarılmasını önermiştir. Bu kapsamda maddelerin çeviri ve ters çevirisindeki orijinalliğinin bozulmaması için bu maddeler ölçekten çıkarılmıştır. Bu sonuçlara bağlı olarak 10 maddeli DBSÖ-K kullanılarak ileri analizlere devam edilmiştir. DBSÖ-K'nin faktör yükleri incelendiğinde, Tablo 1'de gösterildiği üzere, birinci faktör için maddelerin faktörlere yüklenmeleri .83 ile .90 arasında; ikinci faktör için .27 ve .88 arasında; üçüncü faktör için .63 ve .91 arasındadır. Tüm maddeler istatistiksel olarak anlamlı faktör yüklerine sahiptir ($p < .001$).

Tablo 1*DBSÖ-K'nin DFA, Geçerlik ve Güvenirlik Analizi Bulguları*

| Maddeler | Faktör Yükleri | Güvenirlik | | | | | Geçerlik | | | |
|---------------------|----------------|------------|----------|-------------|-----|------------------|----------|------|-----|-----|
| | | ω | α | λ_6 | CR | Test-tekrar test | AVE | HTMT | | |
| | | | | | | | | 1 | 2 | 3 |
| Akademik Performans | | .91 | .90 | .86 | .91 | .80 | .76 | .52 | .09 | |
| Madde 1 | .83 | | | | | | | | | |
| Madde 2 | .89 | | | | | | | | | |
| Madde 3 | .90 | | | | | | | | | |
| Fiziksel Görünüm | | .70 | .67 | .69 | .75 | .55 | .54 | | | .28 |
| Madde 5 | .87 | | | | | | | | | |
| Madde 6 | .27 | | | | | | | | | |
| Madde 7 | .88 | | | | | | | | | |
| Sosyal Başarı | | .90 | .89 | .88 | .90 | .88 | .69 | | | |
| Madde 9 | .63 | | | | | | | | | |
| Madde 10 | .91 | | | | | | | | | |
| Madde 11 | .92 | | | | | | | | | |
| Madde 12 | .82 | | | | | | | | | |
| Toplam | | .90 | .80 | .89 | | .87 | | | | |

Not. ω : McDonald's omega; α : Cronbach's alpha; λ_6 : Guttman's Lambda6; CR: Composite reliability; HTMT: Heterotrait-Monotrait Ratio; AVE: Average Variance Extracted.

Çoklu-Grup Doğrulayıcı Faktör Analizi (ÇGDFA)

Ölçme değişmezliği kapsamında kullanılan çoklu-grup doğrulayıcı faktör analizi (ÇGDFA), ortak faktör modelindeki ortalama ve kovaryanslardaki grup farklılıklarını araştırmak için iyi bilinen bir tekniktir (Dolan, 2000). Özellikle, ÇGDFA tekniklerinin her grupta en az 200 katılımcı olduğu sürece gruplar arasında farklı örneklem büyüklükleri bağlamında gücünü koruduğu ve bu tekniklerin sağlam olduğu görülmüştür (González-Romá vd., 2006; Meade vd., 2008). Yine de, her iki grubun da ÇGDFA'da yaklaşık 150 katılımcıya yakın olmasının da güvenilir sonuçlar elde edilebileceği söylenebilir (Chen, 2007; Pendergast vd., 2017). Bu kapsamda yeterli düzeyde katılımcı sayısı ve karışıklı gruplar ile yapılan ÇGDFA'ya yönelik bulgular Tablo 2 ve Tablo 3'te yer almaktadır.

Tablo 2*DBSÖ-K'nin Çoklu Gruplardaki Faktör Yükleri*

| Maddeler | Faktör Yükleri | | |
|----------|------------------|-----------------|-----------------|
| | Toplam (n = 405) | Kadın (n = 297) | Erkek (n = 108) |
| Madde 1 | .75 | .75 | .79 |
| Madde 2 | .89 | .89 | .91 |
| Madde 3 | .86 | .89 | .81 |
| Madde 5 | .88 | .90 | .84 |
| Madde 6 | .24 | .27 | .23 |
| Madde 7 | .81 | .82 | .76 |
| Madde 9 | .65 | .66 | .64 |
| Madde 10 | .91 | .91 | .90 |
| Madde 11 | .92 | .94 | .84 |
| Madde 12 | .83 | .84 | .78 |

Tablo 2 incelendiğinde madde 6 dışındaki maddelerin faktör yüklerinin toplam katılımcılarda ve kadın ve erkek gruplarında .64 ile .94 arasında değiştiği görülmektedir. DBSÖ-K, tüm katılımcılarda ($\omega = .90$; $\alpha = .80$; $\lambda_6 = .89$), kadınlarda ($\omega = .91$; $\alpha = .82$; $\lambda_6 = .90$) ve erkeklerde ($\omega = .88$; $\alpha = .73$; $\lambda_6 = .67$) yüksek düzeyde iç tutarlılık değerlerine sahip olduğu görülmüştür.

Dimitrov'un (2012) önerileri doğrultusunda kabul edilebilir konfigürasyonel modellerden dolayı verileri ölçme değişmezliği açısından değerlendirdik. Ölçme değişmezliği scalar, metrik ve katı değişmezliği içermektedir. Metrik değişmezlik, gruplar arasında faktör yükünün ne ölçüde eşdeğer olduğunun test edilmesidir. Metrik değişmezlik beklenirken, veriler skalar değişmezlik açısından incelenebilir; bu durumda gruplar arasındaki gösterge ortalamaları eşdeğerlik açısından test edilir (Kalkbrenner vd., 2023). Katı değişmezlik, yüklerin, ara bağlantıların ve benzersiz faktör varyanslarının ve kovaryanslarının eşitliğini gösterir (Tse vd., 2023).

Tablo 3*DBSÖ-K'nin ÇGDFA Bulguları*

| ÖD | PS | χ^2 | df | CFI | Δ CFI | RMSEA | Δ RMSEA | RMSEA [%90 GA] | SRMR | Δ SRMR |
|-------------------------|----|-----------|-----|------|--------------|-------|----------------|----------------------|------|---------------|
| Cinsiyet: kadın x erkek | | | | | | | | | | |
| Konfigürel | 69 | 286.10*** | 96 | .961 | | .050 | | [.043; .056] | .083 | |
| Metrik | 55 | 305.88*** | 110 | .960 | .001 | .047 | -.003 | [.041; .053] | .084 | .0003 |
| Skalar | 43 | 313.29*** | 122 | .961 | <.001 | .044 | -.006 | [.038; .050] | .083 | .0001 |
| Strict | 23 | 339.01*** | 142 | .960 | .001 | .041 | -.009 | [.036; .047] | .083 | <.0001 |

Not. ÖD: Ölçme değişmezliği; PS: Parametre sayısı.

Tablo 3'te yer alan sonuçlar CFI değeri $< \Delta .010$, RMSEA değeri $< \Delta .015$ ve SRMR değeri $< \Delta .015$ kriterleri doğrultusunda incelenmiştir (Chen, 2007; Cheung ve Rensvold, 2002). CFI, RMSEA ve SRMR Δ değerleri cinsiyet bağlamında DBSÖ-K'nin güçlü düzeyde ölçme değişmezliğine sahip olduğunu göstermektedir.

İç Tutarlılık

Sonuçlar, bu örneklem için DBSÖ-K'nin tüm maddelerinin yüksek iç tutarlılık değerleri gösterdiğini ortaya koymuştur ($\omega = .90$; $\alpha = .80$; $\lambda_6 = .89$). Özellikle, akademik performans faktörü $\omega = .91$; $\alpha = .90$; $\lambda_6 = .86$; fiziksel görünüm faktörü $\omega = .70$; $\alpha = .67$; $\lambda_6 = .69$; ve sosyal başarı faktörü ise $\omega = .90$; $\alpha = .89$; $\lambda_6 = .88$ değerlerini göstermiştir (Cronbach, 1951; Taber, 2017; Van Griethuijsen vd., 2014). Ayrıca, akademik performans faktörü için bileşik güvenilirlik (CR) değerleri .91, fiziksel görünüm faktörü için .75 ve sosyal başarı faktörü için .90 olarak belirlenmiştir. Hair vd. (2009, s.619), CR değerinin .70'in üzerinde olmasının yüksek güvenilirliğe işaret ettiğini belirtmektedir.

Ölçüt Bağımlı, Yakınsak ve Ayırt Edici Geçerlik

DBSÖ-K'nin ölçüt bağımlı geçerliği incelenirken, RSE ile korelasyon değerleri araştırılmış ve negatif ilişkiler görülmüştür ($r = -0.57$, $p < .001$). Ek olarak DBSÖ-K'nin akademik performans ($r = -.34$, $p < .001$), fiziksel görünüm ($r = -.15$, $p < .05$) ve sosyal başarı ($r = -.51$, $p < .001$) faktörlerinin tümü RSE ile anlamlı ve negatif korelasyonlar sergilemiştir. DBSÖ-K'nin yakınsak geçerliğini değerlendirmek için, faktörlerin AVE değerleri Fornell ve Larcker'ın (1981) önerileri doğrultusunda incelenmiş ve .50'nin üzerindeki değerlerin yakınsak geçerliği desteklediği kabul edilmiştir (Yu vd., 2022). Son olarak DBSÖ-K'nin ayırt edici geçerliğini değerlendirmek için faktörlerin karşılıklı Heterotrait-Monotrait (HTMT) değerleri incelenmiştir. Sonuçlara göre HTMT değerleri .90'ın altındadır. Bu sonuca göre ayırt edici geçerliğin sağlandığı söylenebilir (Gold vd., 2001).

Test-Tekrar Test Güvenirliği

T1 ve T2'de DBSÖ-K'nin toplam puanları arasındaki korelasyon katsayıları .87; akademik performans faktörü için .80; fiziksel görünüm faktörü için .55; ve sosyal başarı faktörü için .88'dir. Fleiss (1986) test-tekrar test güvenirlilik değerlerini .40 ile .75 arasında iyi, .75'in üzerinde ise mükemmel olarak tanımlamaktadır. Dolayısıyla, ölçeğin tüm maddeleri ile akademik performans ve sosyal başarı faktörlerinin test-tekrar test güvenirlilik değerlerinin mükemmel düzeyde, fiziksel görünüm faktörünün ise iyi düzeyde test-tekrar test güvenirliliği sağlamıştır.

Tartışma, Sonuç ve Öneriler

Araştırmadan elde edilen bulgulara göre, DBSÖ-K'nin orijinal faktör yapısının uyum iyiliği değerleri kabul edilebilir düzeyde değildir. Ayrıca, 4. madde orijinal faktör yapısındaki faktöre (akademik performans) yüklenmesi istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu kapsamda modifikasyon endeksleri incelendiğinde madde 8 ve madde 4'ün orijinal çalışmada yer alan faktörlere (madde 8 için fiziksel görünüm ve madde 4 için akademik performans) yüklenmelerinin yanı sıra sosyal başarı faktörüne de çapraz yüklendiği görülmüştür. Bu sonuca bağlı olarak madde 8 ve madde 4 belirtilen faktörlere çapraz yüklenecek şekilde ikinci bir model incelenmiştir. Bu model, orijinal faktör yapısına göre daha iyi uyum göstermiş olmasına rağmen madde 4 yine akademik performans faktörüne istatistiksel olarak anlamlı yüklenmemiştir. Son olarak bu iki maddenin çıkarıldığı model denendiğinde uyum iyiliği değerlerinin diğer iki modele göre daha iyi olduğu ve model karşılaştırması yapıldığında AIC ve BIC değerlerinin daha düşük olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu kapsamda, Parasuraman vd. (2005, s. 229) uyarılama çalışmalarında "maddelere yönelik düzeltmeler yapılabileceği veya madde çıkarılabileceğini (gerekirse ek maddelerle desteklenebileceğini)" belirtmiştir. Benzer şekilde Furr (2011), daha önce geçerliliği incelenmiş orijinal ölçeklerde değişikliklerin psikometrik özelliklerinin incelenmesi koşulu ile yapılabileceğini önermiştir (s. 5). Bu kapsamda maddelerin çeviri-ters çeviri sürecine dikkat edilerek maddeleri değiştirmek yerine model karşılaştırmalarında en iyi uyum iyiliği sonuçlarının görüldüğü model doğrultusunda bu maddeler çıkarılmıştır. Maddeler çıkarılırken alanyazın doğrultusunda (Lei ve Lee, 2021) hareket edilmiş ve ölçeğin kapsam geçerliğinin, kültürel eş değerliğinin ve güvenirliliğinin korunmasına dikkat edilmiştir. Bu bağlamda ilk olarak, orijinal ölçeğin sorumlu ve ilk yazarı olan Dr. Brito'ya bu maddelerin çıkarılmasının ölçekte bir anlam kaybına yol açıp açmayacağı sorulmuş ve yazardan kültürel eş değerlik kapsamında ilgili maddelerin çıkarılmasına yönelik onayı alınmıştır. Daha sonra iki alan uzmanından ölçekten çıkarılması planlanan maddelere ve ölçeğin kapsam geçerliğine dair görüşleri sorulmuştur. Alan uzmanlarından gelen dönütler ölçeğin orijinal ölçekte olduğu gibi Türkçe halinde de üç faktörde birleştiği ve maddeler çıkarıldığında dahi her alt boyutta yine en az üç maddenin yer almasından kaynaklı ölçeğin kapsam geçerliğinin etkilenmeyeceğini belirtmişlerdir. Bunlara ek olarak alan uzmanları ilgili maddelerin orijinal ölçekte olduğu gibi kalması durumunda kültürel olarak uygun olmayacağını da bildirmişlerdir. Güvenirlilik yönünden ele alındığında ise 10 maddeli

DBSÖ-K ve tüm faktörleri orijinal formuna göre daha yüksek düzeyde iç tutarlılık sergilemiştir. Ölçeğin yakınsak, eşzamanlı ve ayırt edici geçerlik değerlerine dayanarak ölçeğin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır. Öte yandan, ÇGDFA sonuçları DBSÖ-K'nin cinsiyet bağlamında ölçme değişmezliğine sahip olduğunu doğrulamıştır. Tüm bu bulgular ve alan uzmanlarının görüşleri bir arada değerlendirildiğinde de madde 4 ve madde 8'in çıkarılmasının ölçeğin kapsam geçerliğinin, kültürel eş değerliğinin ve güvenilirliğinin korunması adına daha uygun olduğu söylenebilir.

Durumluluk benlik saygısının bireylerin sosyal çevrelerine karşı duyarlılıklarıyla ilişkili olduğu düşünüldüğünde (De Ruiter, 2022), kültürel farklılıklar nedeniyle durumluluk benlik saygısı değişkenlik gösterebilmekte (Markus ve Kitayama, 1991) ve durumluluk benlik saygısını ölçen ölçeklerin faktör yapılarında farklılıklar gözlemlenebilmektedir. Spesifik olarak, 4. madde (İyi yapamadığımı hissediyorum.) akademik performans faktöründen ziyade sosyal başarı faktörü altında yer almaktadır. Sosyal etkileşimlerinde iyi bir ilişki kurabilme ve sürdürülebilir hissi, bireylerin daha iyisini yapabileceklerine dair inançlarıyla ilişkilidir. Türkçenin sosyo-kültürel yapısındaki kolektivizm açısından, bireylerin iyi yapabileceklerine inanmaları, sosyal çevreye iyi uyum sağlamaları ve sosyal başarı elde etmeleri ile ilişkili olabilir. Ayrıca, Madde 8'in (Kendimi çekici hissetmiyorum.) fiziksel görünüm faktöründen ziyade sosyal başarı faktörü altında yer aldığı görülmektedir. Kültürel normların benlik saygısı üzerindeki etkisi düşünüldüğünde (Markus ve Kitayama, 1991), çekiciliğin yorumlanmasında kültürel farklılıkların etkili olabileceği söylenebilir. Örneğin, Chau vd. (2012) tarafından DBSÖ'nün Çinceye uyarlama çalışmasında, Madde 8 akademik performans faktörüne atanmıştır. Yazarlara göre, Çinliler arasında bireylerin çekicilikle ilgili engelleri ve bunun gelecekteki işlevsellik veya performans üzerindeki etkisi konusunda artan farkındalık bu faktöre atanmasına katkıda bulunmaktadır. Türkler için ise çekici olmak, dışarıdan dikkat çekmek ve sosyal başarı elde etmekle ilişkilendirilebilir. Bu çalışmanın faktör yükleri ile Brito vd. (2023) faktör yükleri arasında örneklem ve kültürel farklılıklarla açıklanabilecek tutarsızlıklar olmasına rağmen, üç faktör arasında önemli örtüşmeler de bulunmaktadır.

Çalışma sonucunda DBSÖ-K, yetişkin Türk katılımcılarda güvenilir ve geçerli bir öz değerlendirme aracıdır. Orijinal ölçekteki bazı maddelerin kültürel bağlama bağlı olarak farklı algılanabileceği de tespit edilmiştir. Durumluluk benlik saygısının bireylerin yaşam olaylarındaki dalgalanmalardan etkilendiği (Heatherton ve Polivy, 1991) göz önünde bulundurulduğunda, DBSÖ-K'nin faktör yapısının bağlamsal ve bireyin kültürel bakış açısına bağlı olarak değişebileceği beklenmektedir.

Bu çalışma sağlam bulgular sunarken bazı kısıtlamalara da sahiptir. İlk olarak DBSÖ-K'nin görece daha homojen örneklemin yer aldığı bu çalışmada 10 maddeli yapısının doğrulandığı görülmesine rağmen, gelecek araştırmalarda daha heterojen örneklemelerde 12 maddeli yapısı incelenebilir. Araştırmanın katılımcıları geniş yaş aralığında olmalarına rağmen, katılımcıların çoğunluğu genç bireylerden

oluşmaktadır. Bireysel farklılıkların durumluluk benlik saygısındaki potansiyel etkileri düşünüldüğünde, gelecekteki çalışmalarda DBSÖ-K'nin faktör yapısının, geçerlik ve güvenilirlik düzeylerinin farklı yaş demografilerine sahip örneklerde incelenmesi faydalı olabilir. Bu çalışmada DBSÖ-K'nin cinsiyet bağlamında ölçme değişmezliği incelenmiş olmasına rağmen gelecek çalışmalarda yaş bağlamında DBSÖ-K'nin ölçme değişmezliği incelenebilir. Ayrıca, anlık dalgalanmaların durumluluk benlik saygısı üzerindeki etkisi nedeniyle, manipülasyonları içeren deneysel çalışmalar, bireylerin klinik durumları, eğitim geçmişleri ve spor geçmişleri gibi durumluluk benlik saygısını etkileyebilecek değişkenlerin olumlu veya olumsuz etkilerini etkili bir şekilde değerlendirebilir. Durumluluk benlik saygısının bireylerin yaşamları üzerindeki nedensel etkilerini klinik düzeyde değerlendirmek için, gelecekteki bir çalışma DBSÖ-K'nin toplam puanları üzerinden kesme değerler belirlenebilir ve böylece durumluluk benlik saygısı düzeylerinin daha incelikli bir şekilde yorumlanmasını kolaylaştırabilir.

ERKEN GÖRÜM

References

- Ab Rahman, Z., Mohd Noor, A. Y., Kashim, M. I. A. M., Saari, C. Z., Hasan, A. Z., Pa'ad, N. S., Ridzuan, A. R., Sham, F. M., & Mohammed, A. F. (2020). Critical review of the relationship between resilience, self-esteem and religiosity among the tabligh during the fight of COVID-19. *Journal of Critical Review*, 7(5), 1136-1144.
- Bozorgpour, F., & Salimi, A. (2012). State self-esteem, loneliness and life satisfaction. *Procedia: Social & Behavioral Sciences*, 69, 2004–2008. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2012.12.157>
- Brito, T. R. de S., Pereira, C. R., Santos, F. Á. dos, & Nery, N. N. de F. (2023). Measuring the general and specific domains of self-esteem: The Short-form of the State Self-Esteem Scale. *Psychological Reports*, 126(6), 3123-3149. <https://doi.org/10.1177/00332941221077909>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (ss. 136–162). Sage Publications.
- Chang, A. M., & Mackenzie, A. E. (1998). State self-esteem following stroke. *Stroke*, 29(11), 2325–2328. <https://doi.org/10.1161/01.str.29.11.2325>
- Chau, J. P., Thompson, D. R., Chang, A. M., & Woo, J. (2012). Psychometric properties of the Chinese version of State Self-Esteem Scale: An analysis of data from a cross-sectional survey of patients in the first four months after stroke. *Journal of Clinical Nursing*, 21(21-22), 3268–3275. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2702.2011.03724.x>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Chen, X., Huang, Y., Xiao, M., Luo, Y., Liu, Y., Song, S., Gao, X., & Chen, H. (2021). Self and the brain: Self-concept mediates the effect of resting-state brain activity and connectivity on self-esteem in school-aged children. *Personality and Individual Differences*, 168, 110287. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.110287>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. <https://doi.org/10.1007/bf02310555>

- Curtis, E. A., Comiskey, C., & Dempsey, O. (2016). Importance and use of correlational research. *Nurse Researcher*, 23(6), 20-25. <https://doi.org/10.7748/nr.2016.e1382>
- Çuhadaroğlu, F. (1986). Self-esteem in adolescents. [Unpublished doctoral dissertation]. Hacettepe University. Türkiye.
- De Ruiter, N. M. P. (2022). Practices in state self-esteem research: An analysis of enacted ontologies. *Identity*, 23(1), 67-90. <https://doi.org/10.1080/15283488.2022.2130323>
- Dimitrov, D. (2012). *Statistical methods for validation of assessment scale data in counseling and related fields*. American Counseling Association.
- Dolan, C. V. (2000). Investigating Spearman's hypothesis by means of multi-group confirmatory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 35(1), 21-50. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3501_2
- Efstathiou, G. (2018). Translation, adaptation and validation process of research instruments. In *Springer eBooks* (pp. 65-78). https://doi.org/10.1007/978-3-319-89899-5_7
- Fleiss, J. L. (1986). *The design and analysis of clinical experiments*. John Wiley & Sons.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Furr, M. (2011). *Scale construction and psychometrics for social and personality psychology*. Sage.
- Geukes, K., Nestler, S., Hutteman, R., Dufner, M., Küfner, A. C. P., Egloff, B., Denissen, J. J. A., & Back, M. D. (2017). Puffed-up but shaky selves: State self-esteem level and variability in narcissists. *Journal of Personality and Social Psychology*, 112(5), 769-786. <https://doi.org/10.1037/pspp0000093>
- Gold, A. H., Malhotra, A., & Segars, A. H. (2001). Knowledge management: An organizational capabilities perspective. *Journal of Management Information Systems*, 18(1), 185-214. <https://doi.org/10.1080/07421222.2001.11045669>
- González-Romá, V., Hernandez, A., & Gomez-Benito, J. (2006). Power and Type I error of the mean and covariance structure analysis model for detecting differential item functioning in graded response items. *Multivariate Behavioral Research*, 41(1), 29-53. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr4101_3
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2009). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Prentice-Hall.

- Hair, J. F., Risher, J. J., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2019). When to use and how to report the results of PLS-SEM. *European Business Review*, 31(1), 2–24. <https://doi.org/10.1108/eb-11-2018-0203>
- Heatherton, T. F., & Polivy, J. (1991). Development and validation of a scale for measuring state self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60(6), 895–910. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.60.6.895>
- Heatherton, T. F., & Wyland, C. L. (2003). Assessing self-esteem. In S. J. Lopez & C. R. Snyder (Eds.), *Positive psychological assessment: A handbook of models and measures* (pp. 219–233). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10612-014>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hutteman, R., Nestler, S., Wagner, J., Egloff, B., & Back, M. D. (2015). Wherever I may roam: Processes of self-esteem development from adolescence to emerging adulthood in the context of international student exchange. *Journal of Personality and Social Psychology*, 108(5), 767–783. <https://doi.org/10.1037/pspp0000015>
- James, W. (1890). *The principles of psychology*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Jørgensen, M., Kristensen, S. M., & Breivik, K. (2023). Scar, vulnerability, or both? A longitudinal study of the association between depressive tendencies and global negative self-esteem from early adolescence to young adulthood with gender as a moderating factor. *Personality and Individual Differences*, 214, 112349. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2023.112349>
- Kalkbrenner, M. T., Perez, M. a. G., & Hubbard, J. S. (2023). Measurement invariance of scores on the somatic symptom Scale-8: National Sample of Non-Clinical Adults in the United States. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 57(3), 263–275. <https://doi.org/10.1080/07481756.2023.2243269>
- Kapadia, A., & Patki, S. (2024). Effect of fitspiration on state Self-Esteem among young adults. *Identity*, 24(1), 45–63. <https://doi.org/10.1080/15283488.2023.2253828>
- Kernis, M. H. (2003). TARGET ARTICLE: Toward a conceptualization of optimal self-esteem. *Psychological Inquiry*, 14(1), 1–26. https://doi.org/10.1207/s15327965pli1401_01
- Kline, R. B. (2011). Convergence of structural equation modeling and multilevel modeling. *The SAGE Handbook of Innovation in Social Research Methods*, 562–589. <https://doi.org/10.4135/9781446268261.n31>

- Krauss, S., & Orth, U. (2022). Work experiences and self-esteem development: A meta-analysis of longitudinal studies. *European Journal of Personality, 36*(6), 849-869. <https://doi.org/10.1177/08902070211027142>
- Kurnaz, M. F., Teke, E., & Günaydın, H. A. (2020). Relationship between self-esteem and life satisfaction: A meta-analysis study. *Research on Education and Psychology, 4*(2), 236-253.
- Lei, F., & Lee, E. (2021). Cross-cultural modification strategies for instruments measuring health beliefs about cancer screening: Systematic review. *JMIR Cancer, 7*(4), e28393. <https://doi.org/10.2196/28393>
- Leung, G. Y. S., Ng, A. K. T., & Lau, H. Y. K. (2021). Effect of height perception on state Self-Esteem and cognitive performance in virtual reality. In *Lecture notes in computer science* (pp. 172–184). https://doi.org/10.1007/978-3-030-77932-0_15
- Lewis, N. (2020). Experiences of upward social comparison in entertainment contexts: Emotions, state self-esteem, and enjoyment. *The Social Science Journal, 58*(3), 339–354. <https://doi.org/10.1016/j.soscij.2019.04.011>
- Linton, K. E., & Marriott, R. G. (1996). Self-esteem in adolescents: Validation of the state self-esteem scale. *Personality and Individual Differences, 21*(1), 85–90. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(96\)83741-x](https://doi.org/10.1016/0191-8869(96)83741-x)
- Liu, Q., Jiang, M., Li, S., & Yang, Y. (2021). Social support, resilience, and self-esteem protect against common mental health problems in early adolescence: A nonrecursive analysis from a two-year longitudinal study. *Medicine, 100*(4), e24334. <https://doi.org/10.1097/MD.00000000000024334>
- Luciano, E. C., & Orth, U. (2017). Transitions in romantic relationships and development of self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology, 112*(2), 307–328. <https://doi.org/10.1037/pspp0000109>
- Mahadevan, N., Gregg, A. P., & Sedikides, C. (2023). How does social status relate to self-esteem and emotion? An integrative test of hierometer theory and social rank theory. *Journal of Experimental Psychology. General, 152*(3), 632–656. <https://doi.org/10.1037/xge0001286>
- Mann, M., Hosman, C. M., Schaalma, H. P., & De Vries, N. K. (2004). Self-esteem in a broad-spectrum approach for mental health promotion. *Health Education Research, 19*(4), 357-372. <https://doi.org/10.1093/her/cyg041>
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review, 98*(2), 224–253. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.98.2.224>
- McCain, J. L., Jonason, P. K., Foster, J. D., & Campbell, W. K. (2015). The bifactor structure and the “dark nomological network” of the State Self-Esteem Scale.

- Personality and Individual Differences*, 72, 1–6.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.08.006>
- Meade, A. W., Johnson, E. C., & Braddy, P. W. (2008). Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance. *Journal of Applied Psychology*, 93(3), 568-592.
- Mouatsou, C., & Koutra, K. (2023). Emotion regulation in relation with resilience in emerging adults: The mediating role of self-esteem. *Current Psychology*, 42(1), 734–747. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-01427-x>
- Orth, U., & Luciano, E. C. (2015). Self-esteem, narcissism, and stressful life events: Testing for selection and socialization. *Journal of Personality and Social Psychology*, 109(4), 707–721. <https://doi.org/10.1037/pspp0000049>
- Orth, U., & Robins, R. W. (2022). Is high self-esteem beneficial? Revisiting a classic question. *American Psychologist*, 77(1), 5–17. <https://doi.org/10.1037/amp0000922>
- Orth, U., Robins, R. W., & Widaman, K. F. (2012). Life-span development of self-esteem and its effects on important life outcomes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 102(6), 1271–1288. <https://doi.org/10.1037/a0025558>
- Parasuraman, A., Zeithaml, V. A., & Malhotra, A. (2005). E-S-QUAL: A multiple-item scale for assessing electronic service quality. *Journal of Service Research*, 7(3), 213-233. <https://doi.org/10.1177/1094670504271156>
- Pendergast, L. L., Von Der Embse, N., Kilgus, S. P., & Eklund, K. R. (2017). Measurement equivalence: A non-technical primer on categorical multi-group confirmatory factor analysis in school psychology. *Journal of School Psychology*, 60, 65–82. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2016.11.002>
- Roberts, J. E., & Gamble, S. A. (2001). Current mood-state and past depression as predictors of self-esteem and dysfunctional attitudes among adolescents. *Personality and Individual Differences*, 30(6), 1023–1037. [https://doi.org/10.1016/s0191-8869\(00\)00093-3](https://doi.org/10.1016/s0191-8869(00)00093-3)
- Rosenberg, M. (1965). Rosenberg Self-Esteem Scale (RSES) [Database record]. APA PsycTests. <https://doi.org/10.1037/t01038-000>
- Srivastava, S., & Beer, J. S. (2005). How self-evaluations relate to being liked by others: Integrating sociometer and attachment perspectives. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89(6), 966–977. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.89.6.966>
- Swann, W. B., Jr., Chang-Schneider, C., & Larsen McClarty, K. (2007). Do people's self-views matter? Self-concept and self-esteem in everyday life. *American Psychologist*, 62(2), 84–94. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.62.2.84>

- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2014). *Using multivariate statistics* (Ed. 6). Pearson.
- Taber, K. S. (2017). The use of Cronbach's Alpha when developing and reporting research instruments in science education. *Research in Science Education*, 48(6), 1273–1296. <https://doi.org/10.1007/s11165-016-9602-2>
- Thomaes, S., Reijntjes, A., Orobio De Castro, B., Bushman, B. J., Poorthuis, A., & Telch, M. J. (2010). I like me if you like me: On the interpersonal modulation and regulation of preadolescents' state self-esteem. *Child Development*, 81(3), 811–825. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2010.01435.x>
- Tse, W. W.-Y., Lai, M. H. C., & Zhang, Y. (2023). Does strict invariance matter? Valid group mean comparisons with ordered-categorical items. *Behavior Research Methods*, 56(4), 3117–3139. <https://doi.org/10.3758/s13428-023-02247-6>
- Van Griethuijsen, R. a. L. F., Van Eijck, M. W., Haste, H., Brok, P. J. D., Skinner, N. C., Mansour, N., Gencer, A. S., & BouJaoude, S. (2014). Global patterns in students' views of science and interest in science. *Research in Science Education*, 45(4), 581–603. <https://doi.org/10.1007/s11165-014-9438-6>
- Vrabel, J. K., Zeigler-Hill, V., & Southard, A. C. (2018). Self-esteem and envy: Is state self-esteem instability associated with the benign and malicious forms of envy? *Personality and Individual Differences*, 123, 100–104. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.11.001>
- Yu, M., Lin, H., Wang, G. G., Liu, Y., & Zheng, X. (2022). Is too much as bad as too little? The S-curve relationship between corporate philanthropy and employee performance. *Asia Pacific Journal of Management*, 39(4), 1511–1534. <https://doi.org/10.1007/s10490-021-09775-9>
- Zaman, U., Florez-Perez, L., Farias, P., Abbasi, S., Khwaja, M. G., & Wijaksana, T. I. (2021). Shadow of your former self: Exploring project leaders' post-failure behaviors (resilience, self-esteem and self-efficacy) in high-tech startup projects. *Sustainability*, 13(22), 12868. <https://doi.org/10.3390/su132212868>.

Ethical Declaration and Committee Approval

The study was in accordance with the ethical standards of the Hacettepe University Social Sciences and Humanities Research Ethics Board (Date: 12.15.2023, Number: E-66777842-300-00003257287) and with the 1964 Helsinki declaration and its later amendments or comparable ethical standards.

Proportion of Author's Contribution

M. Furkan Kurnaz: Conceptualization, Data curation, Formal analysis, Methodology, Visualization, Writing – original draft, Writing – review & editing
Nilüfer Koçtürk: Supervision, Visualization, Writing – review & editing.

Appendices

APPX.1. Durumluluk Benlik Saygısı Ölçeği Kısa Formu

Akademik Performans

1. Yeteneklerim konusunda kendime güveniyorum.
2. Kendimi başkaları kadar zeki hissediyorum.
3. Bir şeyleri iyi anlamak konusunda kendime güveniyorum.

Fiziksel Görünüm

4. Şu anda vücudumun görünüşünden memnunum.
5. Kilomdan memnun değilim.*
6. Şu anda görünümümden memnunum.

Sosyal Başarı

7. Kendimi utangaç hissediyorum.*
8. Diğer insanların benimle ilgili ne düşündükleri hakkında endişeliyim.*
9. Yarattığım izlenim konusunda endişe duyuyorum.*
10. Aptal gibi görünmekten endişe duyuyorum.*