

Sosyal Bozulma Ölçeği: Geliştirme Süreci ve Rekreatif Etkinlik Katılımı Üzerine Bir İnceleme

Social Disintegration Scale: Development Process and an Analysis on Recreational Activity Participation

İlkyay KAVALCI¹, *Mert AYRANCI²

¹ Hitit Üniversitesi, Spor Bilimleri Fakültesi, Çorum, TÜRKİYE / ilkaykvc00@gmail.com / 0009-0008-6638-551X

² Hitit Üniversitesi, Spor Bilimleri Fakültesi, Çorum, TÜRKİYE / mertayranci@hitit.edu.tr / 0000-0003-4289-3049

* Corresponding author

Özet: Bu araştırmanın amacı, bireylerin toplumsal yaşantılarında maruz kaldıkları sosyal çözülme durumlarını ölçmeye yönelik geçerli ve güvenilir bir psikometrik araç geliştirmektir. Bu doğrultuda Sosyal Bozulma Ölçeği (SBÖ) geliştirilmiş ve psikometrik özellikleri test edilmiştir. Çalışmanın örneklemini, Türkiye’de çeşitli üniversitelerde öğrenim görmekte olan toplam 321 üniversite öğrencisi oluşturmaktadır. Araştırmada açılımlı ve doğrulayıcı faktör analizleri, iç tutarlılık katsayıları incelenmiştir. Ölçek; sosyal yabancılaşma, sosyal destek eksikliği, sosyal bağlılık/aidiyet ve toplumsal yabancılaşma olmak üzere dört faktör ve 25 maddeden oluşmuştur. Doğrulayıcı faktör analizi sonuçları, dört faktörlü modelin veriyle kabul edilebilir düzeyde uyum sağladığını göstermiştir ($\chi^2/df=2.99$; CFI=.86; RMSEA=.079). Ölçeğin tüm boyutlarında Cronbach’s Alpha değerleri .80 ile .88 arasında değişmektedir. Ayrıca, erkek katılımcıların sosyal bozulma düzeylerinin daha yüksek olduğu, rekreatif etkinliklere katılmayanların ise sosyal bozulma düzeyi puanlarının katılanlara oranla daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Bulgular, sosyal çözülmenin çok boyutlu bir yapı olduğunu ve bireyin psikolojik, sosyal ve çevresel kaynaklarla olan etkileşimiyle şekillendiğini ortaya koymaktadır. Ölçekten alınan yüksek puan, bireyin sosyal bozulma düzeyinin yüksek olduğunu; düşük puan ise sosyal olarak daha bağlı, desteklenen ve topluma entegre olduğunu gösterir. Geliştirilen bu ölçek, başta üniversite öğrencileri olmak üzere farklı sosyal gruplarda sosyal bütünleşme sorunlarını tespit etmeye yönelik işlevsel ve uygulanabilir bir araç olarak önerilmektedir.

Anahtar Kelimeler: Sosyal bozulma, sosyal yabancılaşma, aidiyet, sosyal destek, ölçek geliştirme, rekreasyon.

Abstract: The aim of this research is to develop a valid and reliable psychometric tool to measure the levels of social disintegration experienced by individuals in their social lives. To this end, the Social Disintegration Scale (SDS) was developed, and its psychometric properties were tested. The sample consisted of a total of 321 university students studying at various universities in Turkey. Exploratory and confirmatory factor analyses and internal consistency coefficients were examined in the study. The scale consisted of 25 items and four factors: social alienation, lack of social support, social belonging/connection, and societal alienation. The results of the confirmatory factor analysis showed that the four-factor model provided an acceptable level of fit with the data ($\chi^2/df=2.99$; CFI=.86; RMSEA=.079). Cronbach’s Alpha values ranged from .80 to .88 across all dimensions of the scale. Furthermore, it was found that male participants had higher levels of social disintegration, and those who did not participate in recreational activities had higher social disintegration scores compared to those who did. The findings reveal that social disintegration is a multidimensional construct shaped by an individual’s interaction with psychological, social, and environmental resources. A high score on the scale indicates a high level of social disintegration, while a low score suggests that the individual is more socially connected, supported, and integrated into society. This developed scale is proposed as a functional and applicable tool for identifying social integration problems in various social groups, particularly university students.

Keywords: Social disintegration, social alienation, sense of belonging, social support, scale development, recreation.

Received: 05.09.2025 / Accepted: 17.01.2026 / Published: 30.04.2026

<https://doi.org/10.22282/tojras.1778459>

Citation: Kavalci, I., & Ayran, M. (2026). Sosyal bozulma ölçeği: Geliştirme süreci ve rekreatif etkinlik katılımı üzerine bir inceleme. The Online Journal of Recreation and Sports (TOJRAS), 15 (2), 143-151.

GİRİŞ

Toplumsal yapıların sürekliliği, bireyler arası bağların gücü ve normatif düzenin korunmasıyla mümkündür. Ancak bu yapı, çeşitli sosyo-ekonomik, kültürel ve politik etkenler nedeniyle zamanla bozulabilir. Bu olgu, sosyal bilimlerde literatüründe “sosyal bozulma” (social disintegration) veya toplumsal çözülme olarak tanımlanır. Günümüz modern toplumlarına geçişle birlikte bireylerin toplumsal yapıyla kurduğu bağlarda belirgin değişiklikler gözlemlenmiştir. Toplumsal ilişkilerin gevşemesi, sosyal normların etkisini yitirmesi ve bireylerin aidiyet duygularında yaşanan azalma gibi olgular, “sosyal bozulma” kavramını ön plana çıkarmaktadır.

Durkheim (1897/2002), birey ile toplum arasındaki bağların zayıflamasını ve toplumsal normların etkisini yitirmesini “anomi” kavramı çerçevesinde ele alarak, sosyal bozulmayı yapısal düzeyde bir uyum kaybı olarak tanımlamıştır. Seeman (1959) ise bu yapısal çözülmenin bireysel düzeydeki yansımalarına odaklanarak, sosyal yabancılaşmayı bireyin toplumla kurduğu ilişkilerde kopuş ve normlardan uzaklaşma biçiminde kavramsallaştırmıştır ve olguyu çok boyutlu bir deneyim olarak ele almıştır. Günümüzde ise modernleşme, bireyselleşme ve dijitalleşme süreçleri, sosyal bozulmanın tarihsel kökenlerini korumakla birlikte, bireylerin sosyal bağlarını daha kırılgan hale getiren yeni bağlamsal dinamikler üretmiş; bu durum sosyal destek sistemlerinin zayıflamasına ve yalnızlık hissinin artmasına zemin hazırlamıştır (Bauman, 2000; Twenge ve diğ., 2019).

Bu kavramın kökenleri, özellikle Emile Durkheim’in anomi kuramı ile ilişkilidir. Durkheim, birey ile toplum arasındaki bağların zayıflamasının bireyde yalnızlık, anlamsızlık ve toplumun değerlerine uymayan davranışlar ortaya çıkarabileceğini belirtmiştir. (Durkheim, 1897). Anomi durumu, toplumsal düzenin çöküşüyle bireylerin yönsüzleşmesini ve sosyal kontrolün kaybını simgeler. Daha sonra Chicago Okulu üyeleri, özellikle Shaw ve McKay (1942), sosyal bozulmayı şehirleşme, göç ve yoksulluk bağlamında ele almış ve suç oranları ile ilişkilendirmiştir. Travis Hirschi’nin Sosyal Bağ Kuramı (1969) da sosyal bozulmanın bireyin sosyal kurumlarla kurduğu bağların niteliğiyle doğrudan bağlantılı olduğunu savunur.

Sosyal bozulma; yalnızca suç ya da ahlaki sapmalarla sınırlı değildir. Aynı zamanda bireylerde güven erozyonu, toplumsal izolasyon, sosyal sermaye kaybı ve aidiyet yitimi gibi psikolojik boyutları da içerir (Putnam, 2000). Bu bağlamda sosyal bozulma, bireylerin yalnızca davranışlarını değil, aynı zamanda ruhsal durumlarını, motivasyonlarını ve yaşam memnuniyetlerini de etkileyen çok katmanlı bir yapıdır. Bu bağlamda sosyal bozulma; toplumsal normların etkisini yitirmesiyle bireylerin yönsüzleştiği, sosyal kontrolün zayıfladığı ve aidiyet duygusunun aşındığı bir yapısal ve psikolojik çözülme olarak tanımlanabilir.

Sosyal bağların zayıflaması, bireyde yalnızlık, dışlanmışlık, stres ve depresyon gibi psikolojik belirtilere neden olabilir. Sosyal destek düzeyinin düşüklüğü ve aidiyet eksikliği,

özellikle genç bireylerde anksiyete, depresyon ve yalnızlık gibi psikolojik sorunların başlıca belirleyicileri arasında yer almaktadır (Ernst ve diğ., 2022; Wang ve diğ., 2020). Üniversite öğrencileri, gelişimsel olarak kimlik oluşturma sürecinde oldukları ve sosyal çevreleri yeniden şekillendiği için bu olumsuz etkilerden daha yoğun biçimde etkilenmektedir. Üniversiteye geçiş sürecinde yaşanan çevresel değişim, aileden uzaklaşma ve sosyal ağların yeniden inşası, öğrencilerin aidiyet ve destek algısını önemli ölçüde şekillendirmektedir (van Kessel ve diğ., 2025).

Literatür taramasında, doğrudan "social disintegration" veya "social deterioration" kavramlarını kapsamlı biçimde ölçmeye yönelik geliştirilmiş, genel geçer kabul gören bir psikometrik ölçeğe ulaşılamamıştır. Bu alanda kullanılan mevcut ölçeklerin çoğu, ya sınırlı bağlamlara özgülenmiş (örneğin göç, yaşlılık, intihar vb.) kısa formlar ya da sosyal bozulma kavramının yalnızca belirli alt boyutlarını ele alan yapılar içermektedir. Bu durum, çalışmamızın sosyal bozulmayı çok boyutlu ve teorik temelli biçimde ele alan özgün bir ölçek geliştirme hedefinin, literatürdeki boşluğa önemli bir katkı sunduğunu göstermektedir.

Bu çalışmanın temel amacı, sosyal bozulmayı bireysel düzeyde deneyimleyen bireylerin bu durumu nasıl algıladığını ölçebilecek, kuramsal temellere dayanan, psikometrik geçerliliği olan bir "Sosyal Bozulma Ölçeği" geliştirmektir. Bu ölçek, özellikle sosyal psikoloji, sosyoloji ve sosyal hizmet gibi disiplinlerde; gençlik çalışmaları, göç araştırmaları, kentleşme etkileri, toplumsal dışlanma ve ruh sağlığı (mental sağlık) gibi alanlarda kullanılmaya açık, bütüncü bir ölçüm aracı olmayı hedeflemektedir.

YÖNTEM

Araştırmanın Modeli: Araştırma, nicel bir çalışma olarak genel tarama modeli temel alınarak yürütülmüştür. Ölçek geliştirme süreci ise Morgado ve arkadaşlarının (2017) önerdiği üç aşamalı yaklaşım doğrultusunda; 'madde oluşturma', 'teorik analiz' ve 'psikometrik analiz' temaları çerçevesinde gerçekleştirilmiştir.

Araştırma Grubu: Ölçek geliştirme çalışmalarında, örneklem büyüklüğünün madde sayısının en az iki katı, tercihen ise on katı kadar olması önerilmektedir (Büyüköztürk, 2018). Bu doğrultuda, araştırma kapsamında 324 üniversite öğrencisine ulaşılmıştır. Ancak eksik veya hatalı kodlanan üç veri analiz dışı bırakılmıştır. Yaş ortalaması 22,02 olan toplam 321 katılımcı, araştırmanın örneklem grubunu oluşturmuştur. Katılımcıların demografik bilgilerine Tablo 6'da yer verilmiştir.

Etik Onay: Bu çalışma, TÜBİTAK 2209-A Üniversite Öğrencileri Araştırma Projeleri Destekleme Programı kapsamında desteklenmeye hak kazanmıştır. Araştırmanın yürütülebilmesi için Hitit Üniversitesi Girişimsel Olmayan Klinik Araştırmalar Etik Kurulu'ndan (Karar No: 2025-11) etik onay alınmıştır. Araştırmaya katılan tüm bireylerden gönüllü katılım esasına dayalı olarak aydınlatılmış onam alınmıştır. Çalışma, Helsinki Bildirgesi'nde belirtilen etik ilkeler doğrultusunda yürütülmüştür.

Verilerin Analizi: Verilerin analizinde SPSS 26.0 sürümü ve AMOS 24.0 programı kullanılmıştır. Analiz sürecinin başında, verilerin standart sapma ve uç değerlerine ilişkin ön

kontroller hem excel formatı hem de SPSS formatı üzerinden yapılmıştır. Verilerin normalliği çarpıklık (skewness) ve basıklık (kurtosis) değerleri incelenerek değerlendirilmiştir. Tüm maddelerde bu değerler ± 1 aralığında kalmış, böylece normallik varsayımının sağlandığı kabul edilmiştir. Ölçek geliştirme sürecinde öncelikle Açımlayıcı Faktör Analizi (AFA) gerçekleştirilmiş ve faktör yapısını belirlemek amacıyla Principal Axis Factoring (PAF) yöntemi ile Oblimin döndürme tekniği kullanılmıştır. AFA sonucunda dört faktörlü yapı elde edilmiş, bu yapı Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) ile test edilmiştir. DFA, AMOS 24.0 sürümünde Maximum Likelihood yöntemiyle yürütülmüş ve modelin uyum indeksleri kabul edilebilir düzeyde bulunmuştur. Ölçeğin güvenilirliği değerlendirilirken, geleneksel ve yaygın kullanımı nedeniyle Cronbach's Alpha kat sayısı ile birlikte, faktör yüklerinin eşitliği varsayımına daha az duyarlı olması ve çok boyutlu yapılarda daha gerçekçi bir iç tutarlılık tahmini sunması nedeniyle McDonald's Omega katsayıları da raporlanmıştır. Bu yaklaşım, ölçeğin iç tutarlılığının daha kapsamlı biçimde değerlendirilmesini amaçlamaktadır. Ayrıca, sosyal bozulma düzeylerinin cinsiyet ve rekreatif etkinliklere katılım durumuna göre farklılaşp farklılaşmadığını incelemek amacıyla bağımsız örneklem için t-testi uygulanmıştır.

BULGULAR

Ölçek geliştirme sürecinde, başlangıçta oluşturulan 50 maddelik madde havuzu üzerinden yapılan analizler ve uzman görüşleri doğrultusunda 22 madde ölçekten çıkarılmış ve form 28 maddeden oluşmuştur. Madde çıkarılmalarının gerekçeleri; düşük madde-toplam korelasyonu ($<.30$) ve düşük varyans nedeniyle ayırt ediciliğin yetersiz olması, faktör yüklerinin .40'ın altında kalması, birden fazla faktörde benzer yükler olarak (cross-loading) yapısal ayrışmayı bozmaları ve faktörde iki madde kalması gibi güvenilirlik ve geçerlik açısından problem oluşturan durumlar olarak sıralanabilir (Hinkin, 1998). Açımlayıcı Faktör Analizi'nde, ölçeğin yalnızca ortak varyansını açıklayan gizil yapıları ortaya koymak amacıyla Principal Axis Factoring (PAF) yöntemi kullanılmıştır; zira PAF hata varyansını analizden çıkarması nedeniyle ölçek geliştirme çalışmalarında PCA'ya kıyasla daha uygun bir yöntem olarak önerilmektedir (Fabrigar ve diğ., 1999). Döndürme yöntemi olarak ise, elde edilen faktörler arasında orta düzeyde korelasyonlar bulunması nedeniyle, faktörler arası ilişkilere izin veren eğik döndürme tekniklerinden Oblimin tercih edilmiştir (Costello ve Osborne, 2005).

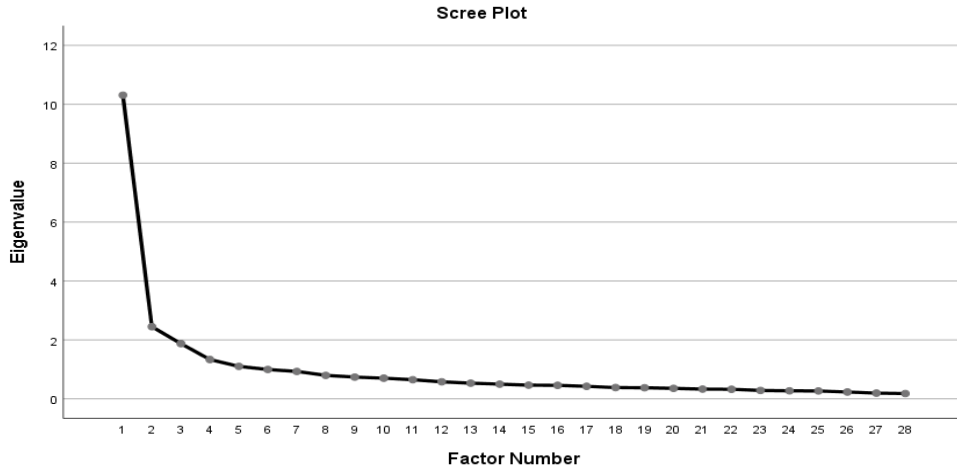
Açımlayıcı Faktör Analizi

Araştırmada, uzman görüşleri ve ön analizler sonrasında elde edilen 28 maddelik formun faktör yapısını incelemek amacıyla açımlayıcı faktör analizi (AFA) yapılmıştır. Analiz öncesinde örneklem yeterliliğini değerlendirmek amacıyla Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) testi ve Bartlett küresellik testi uygulanmıştır. KMO değeri ,916 olarak bulunmuş, Bartlett testi sonucu ise anlamlı çıkmıştır ($\chi^2=4793,211$; $sd=378$; $p<.001$). Bu değerler, veri setinin faktör analizi için uygun olduğunu göstermektedir (Büyüköztürk, 2018; Tabachnick ve Fidell, 2019).

İlk analizler sonucunda düşük faktör yüküne (<.30) sahip maddeler, birden fazla faktöre yüksek yük veren binişik maddeler ve tek başına faktör oluşturan maddeler ölçekten çıkarılmıştır. Ayrıca, madde-toplam korelasyonu düşük olan ve ölçeğin iç tutarlılığını olumsuz etkileyen maddeler elenmiştir (Costello ve Osborne, 2005). Yapılan son AFA sonucunda, özdeğerleri 1'in üzerinde olan üç faktörün yanı sıra, özdeğeri 1'in altında (0,816) olmasına rağmen teorik olarak anlamlı ve yeterli madde sayısına ($n \geq 3$) sahip olan dördüncü faktör de ölçek yapısında korunmuştur. Literatürde, özdeğerin 1'in altında olmasına rağmen, faktörün teorik açıdan önemli, yüklerin yüksek ve tutarlı olması durumunda faktörün korunabileceği belirtilmektedir (Henson ve Roberts, 2006). Bu çalışmada söz konusu faktör, sosyal bozulmanın toplumsal normlar ve değerlerle ilişkili

boyutunu temsil etmesi ve kavramsal bütünlüğü sağlaması nedeniyle ölçek yapısında korunmuştur.

Nihai yapıda, 0,40'ın altında kalan binişik yüklenen gösteren veya kuramsal bütünlüğü zayıflatan maddeler aşamalı olarak ölçekten çıkarılmıştır. Birinci faktör %35,09, ikinci faktör %7,08, üçüncü faktör %4,95 ve dördüncü faktör %2,92 oranında varyans açıklamış, toplam açıklanan varyans %50,04 olmuştur. Faktörlerde yer alan maddelerin yükleri .40 ile .79 arasında değişmektedir. Sonuç olarak, teorik çerçeve ve istatistiksel bulgular birlikte değerlendirilerek AFA sonucunda ölçek 25 maddelik ve dört faktörlü bir yapı göstermiştir. Bu yapı daha sonra Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) ile test edilmiştir. Bu analizlere ait bulgular Şekil 1 ve Tablo 1'de verilmiştir.



Şekil 1. Faktör özdeğerlerine ilişkin yamaç-birikinti grafiği

Şekil 1, faktör analizinde özdeğeri 1'in üzerinde olan bileşenlerin sayısını belirlemek amacıyla kullanılmıştır. Kaiser kriterine göre özdeğeri 1'in üzerinde olan üç faktör öne çıkmakla birlikte, dördüncü faktörün kuramsal açıdan

anlamlı olması, yeterli madde sayısına sahip bulunması ve sosyal bozulmanın toplumsal normlar ve değerlerle ilişkili boyutunu temsil etmesi nedeniyle dört faktörlü yapı korunmuştur.

Tablo 1. Faktör analizi (Oblimin Döndürülmüş PAF) sonuçları

Faktörler	Madde	Ortak Varyans	Faktör I	Faktör II	Faktör III	Faktör IV
F1 Sosyal Yabancılaşma	48	.562	.703			
	49	.649	.653			
	47	.561	.650			
	39	.511	.588			
	43	.486	.568			
	46	.546	.553			
F2 Sosyal Destek Eksikliği	40	.565	.426			
	33	.659		.795		
	35	.659		.780		
	31	.576		.715		
	38	.331		.527		
F3 Sosyal Bağlılık/Aidiyet	30	.414		.509		
	36	.485		.406		
	1	.631			.680	
	3	.512			.613	
F4 Toplumsal Yabancılaşma	2	.489			.567	
	6	.452			.552	
	21	.482				.662
	29	.411				.586
	9	.534				.555
	20	.361				.531
	22	.318				.492
	12	.401				.481
11	.543				.468	
17	.310				.430	

Tablo 1'de görüleceği üzere döndürme sonrası ölçeğin birinci faktörünün 7 maddeden (S48, S49, S47, S39, S43, S46, S40) oluştuğu, ikinci faktörün 6 maddeden (S33, S35, S31, S38, S30, S36) oluştuğu, üçüncü faktörün 4 maddeden (S1, S3, S2, S6) ve dördüncü faktörün 8 maddeden (S21, S29, S9, S20, S22, S12, S11, S17) oluştuğu görülmektedir. Birinci faktörde yer alan maddelerin faktör yük değerleri 0.426 ile 0.703 arasında değişmektedir. İkinci faktörde yer alan maddelerin faktör yük değerleri 0.406 ile 0.795 arasında; üçüncü faktörde yer alan maddelerin faktör yük değerleri 0.552 ile 0.680 arasında; dördüncü faktörde yer

alan maddelerin faktör yük değerleri ise 0.430 ile 0.662 arasında değişmektedir.

Doğrulamalı Faktör Analizi

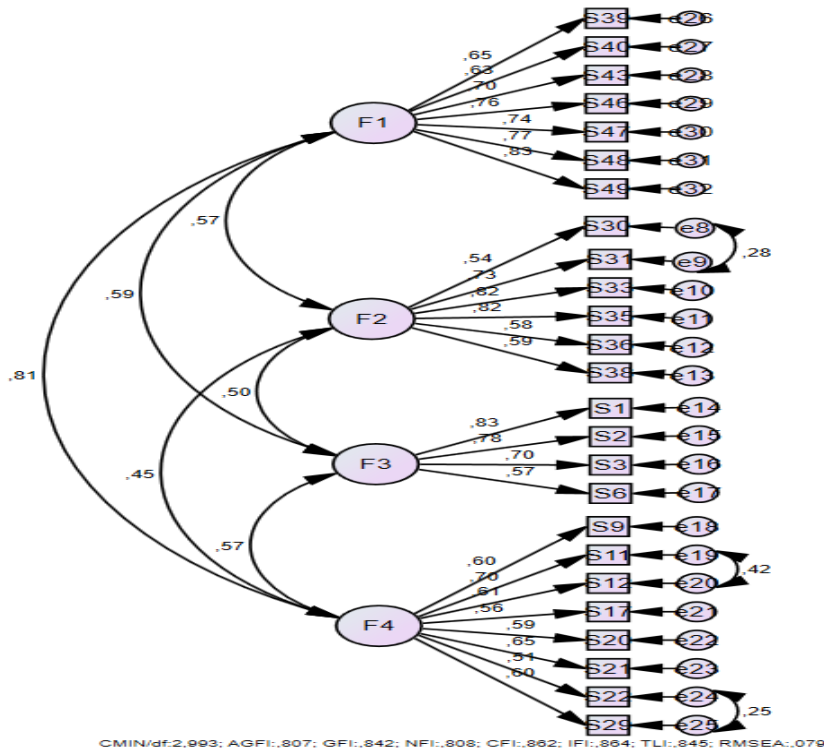
Açımlayıcı Faktör Analizi (AFA) sonucu ortaya konan faktör yapısına ilişkin modelin uygunluğu (model fit), Doğrulamalı Faktör Analizi (DFA) ile test edilmiştir. Elde edilen modelin uygunluğu, RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), NFI (Normed Fit Index), CFI (Comparative Fit Index), IFI (Incremental Fit Index) uyum ölçütleri ile test edilmiştir.

Tablo 2. Sosyal Bozulma Ölçeği DFA modeline ilişkin uyum indeksleri

Model	χ^2	df	p	χ^2/df	RMSEA	CFI	IFI	NFI
Dört Faktörlü Birincil Düzey İlişkili Model	887.065	269	.001	3.298	.086	0.843	0.845	0.793
Modifikasyon Sonrası Güncellenmiş Model	796.159	266	.001	2.993	.079	0.862	0.864	0.808

Açımlayıcı Faktör Analizi (AFA) ile elde edilen dört faktörlü yapının geçerliliği, Doğrulamalı Faktör Analizi (DFA) ile test edilmiştir. Analizler Maximum Likelihood yöntemi kullanılarak gerçekleştirilmiş ve modelin uyum iyiliği indeksleri değerlendirilmiştir. İlk modelde tüm maddeler yer almış, ardından standartlaştırılmış faktör yükleri incelenmiştir. Literatürde, .50'nin altındaki yüklerin (Hair et al., 2014) ve bazı durumlarda .70'in altındaki yüklerin ilgili faktörü yeterince temsil etmediği belirtilmektedir. Maddelerin faktör yükleri incelendiğinde .55 ile .83 arasında değiştiği görülmektedir. İlk analiz sonucunda elde edilen model uyum indeksleri şu şekilde bulunmuştur: $\chi^2/df = 3,298$, GFI = 0,828, AGFI = 0,790, NFI = 0,793, CFI = 0,843, IFI = 0,845, TLI = 0,824, RMSEA = 0,086. χ^2/df oranının 5'in altında olması ve RMSEA değerinin 0.10'un altında bulunması, modelin kabul edilebilir düzeyde uyum sağladığını göstermektedir. Ancak modelin daha iyi uyum sağlaması amacıyla, modifikasyon indeksleri doğrultusunda ve kuramsal gerekçelere dayalı olarak üç hata kovaryansı (e8,e9;

e19,e20; e24,e25) serbest bırakılmıştır. Bu düzenleme sonrasında elde edilen güncellenmiş modelde uyum indekslerinde iyileşme görülmüş ve şu şekilde bulunmuştur: $\chi^2/df = 2.993$, GFI = 0.842, AGFI = 0.807, NFI = 0.808, CFI = 0.862, IFI = 0.864, TLI = 0.845 ve RMSEA = 0.079. Bu düzenleme sonrasında elde edilen güncellenmiş modelde uyum indekslerinde iyileşme görülmüştür: $\chi^2/df = 2.993$, GFI = .842, AGFI = .807, NFI = .808, CFI = .862, IFI = .864, TLI = .845 ve RMSEA = .079. χ^2/df değerinin 3'e yakın olması ve RMSEA değerinin .08'in altında bulunması modelin kabul edilebilir düzeyde uyum sergilediğini göstermektedir. Bununla birlikte CFI, IFI, NFI ve TLI değerlerinin .90'ın altında kalması, model uyumunun bazı indeksler açısından sınırlı olduğunu göstermektedir. Bu nedenle elde edilen bulgular, Sosyal Bozulma Ölçeği'nin dört faktörlü yapısının DFA kapsamında kabul edilebilir düzeyde desteklendiğini, ancak modelin farklı örneklerde yeniden test edilmesinin yararlı olacağını göstermektedir.



Şekil 2. DFA analizi sonucu oluşan model

Tablo 3. DFA sonucu maddelere ilişkin t değerleri ve standartlaştırılmış faktör yükleri

Maddeler	t	λ	Maddeler	t	λ	Maddeler	t	λ	Maddeler	t	λ
39	10.35	.65	30	9.15	.58	1	15.15	.83	9	9.08	.58
40	10.06	.62	31	10.09	.75	2	14.28	.78	11	10.01	.77
43	11.09	.70	33	10.53	.81	3	12.71	.70	12	9.45	.70
46	11.78	.75	35	10.48	.80	6	10.07	.57	17	8.26	.57
47	11.50	.73	36	8.38	.57				20	8.22	.57
48	11.93	.77	38	8.38	.57				21	8.62	.61
49	12.70	.83							29	8.19	.57
									22	8.03	.55

Yukarıda yer alan Tablo 3 incelendiğinde, modele ilişkin maddelerin t değerleri ve standartlaştırılmış faktör yükleri (λ) dikkate alındığında, Sosyal Bozulma Ölçeği'nde birinci faktörü en güçlü temsil eden maddenin 49. madde olduğu görülmektedir ($t = 12.70$, $\lambda = .83$). İkinci faktörde en yüksek faktör yüküne 33. madde sahiptir ($t = 10.53$, $\lambda = .81$). Üçüncü faktörde ise en yüksek faktör yükü 1. maddede elde edilmiştir ($t = 15.15$, $\lambda = .83$). Dördüncü faktörde ise 11. madde en yüksek faktör yüküne sahiptir ($t = 10.01$, $\lambda = .77$). Buna karşılık, tabloda görünen 40, 36, 38, 6 ve 22. madde görece en düşük faktör yüklerine sahiptir. Bununla birlikte, tüm maddelere ait t değerlerinin anlamlı düzeyde yüksek olması ve standartlaştırılmış faktör yüklerinin kabul edilebilir düzeyde bulunması, maddelerin ait oldukları

faktörleri anlamlı biçimde temsil ettiğini göstermektedir. Bu bulgular, model uyum indekslerinin de kabul edilebilir düzeyde olması koşuluyla, AFA sonucunda elde edilen dört faktörlü yapının DFA ile desteklendiğini göstermektedir.

Güvenirlilik Analizleri

Toplam 25 maddeden oluşan sosyal bozulma ölçeğinin iç tutarlılık katsayısının hesaplanmasında Cronbach Alpha katsayısı ve Omega kullanılmıştır. Ölçeğin faktörlerinin katsayısı hesaplandıktan sonra ölçeğin toplam katsayı puanı da hesaplanmıştır. Tablo 4' te ölçeğin faktörlerine ve toplamına ilişkin hesaplanan güvenirlilik katsayıları yer almaktadır.

Tablo 4. Güvenirlilik analizlerine ait sonuçlar

Faktörler	Madde Sayısı	α	Mc Donald ω
Faktör I	7	.88	.88
Faktör II	6	.82	.83
Faktör III	4	.80	.81
Faktör IV	8	.81	.81
SBÖ Toplam	25	.92	.91

Tablo 4'te Sosyal Bozulma Ölçeği'nin (SBÖ) alt boyutları ve toplam ölçek için Cronbach's Alpha (α) ve McDonald's Omega (ω) güvenirlilik katsayıları verilmiştir. Buna göre, ölçeğin birinci faktörü (FI: Sosyal Yabancılaşma) 7 madde ile $\alpha = .88$ ve $\omega = .88$; ikinci faktör (FII: Sosyal Destek Eksikliği) 6 madde ile $\alpha = .82$ ve $\omega = .83$; üçüncü faktör (FIII: Sosyal Bağlılık/Aidiyet) 4 madde ile $\alpha = .80$ ve $\omega =$

.81; dördüncü faktör (FIV: Toplumsal Yabancılaşma) 8 madde ile $\alpha = .81$ ve $\omega = .81$ olarak bulunmuştur. Ölçeğin tamamı 25 maddeden oluşmakta olup toplam güvenirlilik katsayıları $\alpha = .92$ ve $\omega = .91$ 'dir. Bu değerler hem alt boyutlar hem de toplam ölçek düzeyinde yüksek iç tutarlılığa işaret etmektedir.

Tablo 5. Sosyal bozulma ölçeği nihai hali

Sosyal Yabancılaşma	
1	Duygusal olarak kendimi yalnız hissediyorum.
2	Zor zamanlarımda destek alabileceğim kimse yok.
3	Hangi gruba ait olduğumu bazen bilemiyorum.
4	Çevremdeki gruplarla bağ kurmakta zorlanıyorum.
5	Kendimi herhangi bir topluluğa ait hissetmiyorum.
6	Aidiyet hissim oldukça düşüktür.
7	Toplum içinde kendime bir yer bulmakta zorlanıyorum.
Sosyal Destek Eksikliği	
8	*Arkadaşlarımla fiziksel olarak bir araya gelmeyi önemserim.
9	*Duygularımı paylaşabileceğim arkadaşlarım vardır.
10	*Çevremde bana moral veren kişiler bulunur.
11	*Zor zamanlarımda destek alabileceğim insanlar vardır.
12	Sosyal çevrem bana yeterince destek vermiyor.
13	*Sosyal çevrem beni duygusal olarak destekler.
Sosyal Bağlılık/Aidiyet	
14	*Kendimi sosyal çevreme ait hissederim.
15	*Sosyal ilişkilerim beni destekler.
16	*Toplumsal etkinliklere katılmak bana iyi gelir.
17	*Arkadaşlarımla düzenli olarak yüz yüze vakit geçiririm.
Toplumsal Yabancılaşma	
18	Arkadaşlarımla yüz yüze görüşme sıklığım oldukça azdır.
19	Kendimi mevcut toplum kurallarına yabancı hissediyorum.
20	Toplumun değer yargılarıyla kendimi özdeşleştiremiyorum.
21	Toplumun benden beklediği rolleri anlamakta zorlanıyorum.
22	Toplumsal kuralları gereksiz buluyorum.
23	Çevremle ilişkim genellikle dijital yollarla sürer.
24	Yüz yüze görüşmektense mesajlaşmayı tercih ederim.
25	Sosyal medya benim için yüz yüze iletişimden daha önemlidir.

*Olan maddeler ters kodlanmıştır.

Ölçek, sosyal bozulma kavramını ölçmek amacıyla geliştirilmiş olup dört alt boyuttan oluşmaktadır: Sosyal Yabancılaşma, Sosyal Destek Eksikliği, Sosyal

Bağlılık/Aidiyet ve Toplumsal Yabancılaşma. Toplam 25 maddeden oluşan ölçek 5'li Likert tipi bir yapıya sahiptir. Yıldız (*) ile işaretlenen maddeler ters kodlanmıştır.

Tablo 6. Katılımcılara ait demografik bilgiler

Değişkenler		F	%
Cinsiyet	Kadın	243	75,7
	Erkek	78	24,3
Yaş	En Düşük		M ± SS
	18	45	22,02 ± 3,68
Rekreatif Etkinliklere Katılıyor musunuz?	Evet	141	43,9
	Hayır	180	56,1

Çalışmaya katılan toplam 321 katılımcının %75,7'si (n = 243) kadın, %24,3'ü (n = 78) erkektir. Katılımcıların yaşları 18 ile 45 arasında değişmekte olup, yaş ortalaması 22,02 ± 3,68'dir. Rekreatif etkinliklere katılım durumuna ilişkin

bulgulara göre, katılımcıların %56,1'i (n = 180) herhangi bir rekreatif etkinliğe katılmadığını, %43,9'u (n = 141) ise bu tür etkinliklere katıldığını ifade etmiştir.

Tablo 7. Katılımcıların sosyal bozulma düzeylerinin cinsiyet değişkenine göre karşılaştırılması

	Cinsiyetiniz	N	\bar{X}	SS	t	p
Sosyal Yabancılaşma	Kadın	243	2.47	.82	-2.079	.038
	Erkek	78	2.69	.89		
Sosyal Destek Eksikliği	Kadın	243	1.98	.65	-3.043	.003
	Erkek	78	2.25	.77		
Sosyal Bağlılık/Aidiyet	Kadın	243	2.09	.68	-1.484	.139
	Erkek	78	2.23	.79		
Toplumsal Yabancılaşma	Kadın	243	2.37	.65	-1.545	.123
	Erkek	78	2.52	.92		
Sosyal Bozulma Toplam	Kadın	243	2.25	.57	-2.535	.012
	Erkek	78	2.45	.69		

Katılımcıların sosyal bozulma düzeylerinin cinsiyet değişkenine göre farklılık gösterip göstermediğini belirlemek amacıyla bağımsız örneklem t-testi analizi uygulanmıştır. Analiz sonuçlarına göre, sosyal bozulma toplam puanında kadın ($\bar{X} = 2.25$, $SS = 0.57$) ve erkek ($\bar{X} = 2.45$, $SS = 0.69$) katılımcılar arasında anlamlı bir fark bulunmuştur; $t(319) = -2.535$, $p = .012$. Bu bulgu, erkek katılımcıların sosyal bozulma düzeylerinin kadın katılımcılara kıyasla istatistiksel olarak anlamlı düzeyde daha yüksek olduğunu göstermektedir. Alt boyutlar incelendiğinde, sosyal yabancılaşma boyutunda kadın katılımcıların ($\bar{X} = 2.47$, $SS = 0.82$) erkek katılımcılardan ($\bar{X} = 2.69$, $SS = 0.89$) anlamlı düzeyde daha düşük puan aldığı

görülmüştür; $t(319) = -2.079$, $p = .038$. Benzer şekilde, sosyal destek eksikliği boyutunda da kadınların ($\bar{X} = 1.98$, $SS = 0.65$) erkeklerle ($\bar{X} = 2.25$, $SS = 0.77$) kıyasla anlamlı düzeyde daha düşük sosyal bozulma yaşadığı belirlenmiştir; $t(319) = -3.043$, $p = .003$. Bu sonuçlar, erkeklerin daha yüksek sosyal yabancılaşma ve daha yüksek sosyal destek eksikliği yaşadığını göstermektedir. Diğer alt boyutlar olan sosyal bağlılık/aidiyet ($t(319) = -1.484$, $p = .139$) ve toplumsal yabancılaşma ($t(319) = -1.545$, $p = .123$) açısından cinsiyete göre anlamlı bir fark bulunmamıştır. Bu bulgular, bu iki alt boyutta kadın ve erkek katılımcıların sosyal bozulma düzeylerinin benzer olduğunu göstermektedir.

Tablo 8. Katılımcıların sosyal bozulma düzeylerinin rekreatif etkinliklere katılma durumlarına göre karşılaştırılması

		N	\bar{X}	SS	t	p
Rekreatif Etkinliklere Katılıyor musunuz?	Evet	141	2.46	.88	-1.200	.231
	Hayır	180	2.57	.81		
Sosyal Yabancılaşma	Evet	141	1.92	.66	-2.827	.005
	Hayır	180	2.14	.70		
Sosyal Destek Eksikliği	Evet	141	1.92	.64	-4.703	.001
	Hayır	180	2.28	.72		
Sosyal Bağlılık/Aidiyet	Evet	141	2.32	.74	-1.898	.059
	Hayır	180	2.48	.71		
Toplumsal Yabancılaşma	Evet	141	2.19	.60	-2.859	.005
	Hayır	180	2.39	.60		

Katılımcıların sosyal bozulma düzeylerinin rekreatif etkinliklere katılım durumlarına göre farklılık gösterip göstermediğini incelemek amacıyla bağımsız örneklem t-testi analizi uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, sosyal bozulma toplam puanı, rekreatif etkinliklere katılan bireylerde ($\bar{X} = 2.19$, $SS = 0.60$) katılmayan bireylere ($\bar{X} = 2.39$, $SS = 0.60$) kıyasla anlamlı düzeyde daha düşük

bulunmuştur; $t(319) = -2.859$, $p = .005$. Bu bulgu, rekreatif etkinliklere katılan bireylerin sosyal bozulma düzeylerinin daha düşük olduğunu göstermektedir. Alt boyutlar düzeyinde incelendiğinde, sosyal destek eksikliği boyutunda anlamlı bir fark gözlenmiştir; etkinliğe katılan bireylerin ($\bar{X} = 1.92$, $SS = 0.66$) destek algıları, katılmayan bireylere ($\bar{X} = 2.14$, $SS = 0.70$) göre daha olumlu yöndedir ($t(319) = -$

2.827, $p = .005$). Benzer şekilde, sosyal bağlılık/aidiyet boyutunda da anlamlı fark bulunmuştur; etkinliğe katılan bireylerin puanları ($\bar{X} = 1.92$, $SS = 0.64$), katılmayan bireylere ($\bar{X} = 2.28$, $SS = 0.72$) kıyasla anlamlı düzeyde daha düşüktür ($t(319) = -4.703$, $p < .001$), bu da sosyal bağlılıklarının daha yüksek olduğunu göstermektedir. Buna karşılık, sosyal yabancılaşma ($t(319) = -1.200$, $p = .231$) ve toplumsal yabancılaşma ($t(319) = -1.898$, $p = .059$) boyutlarında istatistiksel olarak anlamlı bir fark gözlenmemiştir.

TARTIŞMA VE SONUÇ

Bu araştırmanın temel amacı, bireylerin sosyal bozulma algılarını çok boyutlu biçimde ölçebilecek psikometrik özellikleri güçlü, kuramsal temelli bir Sosyal Bozulma Ölçeği (SBÖ) geliştirmek olmuştur. Ölçek geliştirme sürecinde yürütülen Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) ve Doğrulamalı Faktör Analizi (DFA) sonuçları, ölçeğin dört faktörlü bir yapıya sahip olduğunu ve bu yapının DFA kapsamında kabul edilebilir düzeyde desteklendiğini göstermektedir. Bu dört faktör sırasıyla: *Sosyal Yabancılaşma*, *Sosyal Destek Eksikliği*, *Sosyal Bağlılık/Aidiyet* ve *Toplumsal Yabancılaşma* olarak adlandırılmıştır.

Sosyal yabancılaşma, bireyin toplumsal ilişkilerinde kendini dışlanmış, değersiz ya da kopuk hissetmesiyle karakterizedir (Seeman, 1959). Bu durum psikolojik düzeyde yalnızlık, anlamsızlık ve güvensizlik gibi duygularla kendini gösterir. Uzun süreli yabancılaşma, bireyde benlik algısında bozulmaya, içe kapanmaya ve bazı durumlarda saldırganlık ya da pasif-agresif davranışlara yol açabilir (Çelikkaleli ve Tümtaş, 2017; Yalçın ve Dönmez, 2017). Yabancılaşan birey, sosyal normları ve değerleri benimsemekte zorlanır; toplumsal aidiyet duygusu zayıflar (Nettler, 1957). Bu da bireyin sosyal etkileşimlerden uzaklaşarak topluma olan güvenini kaybetmesine ve sosyal bozulma sürecine girmesine neden olabilir.

Sosyal destek eksikliği, bireyin çevresinden aldığı duygusal, bilişsel ve pratik yardımları ne ölçüde hissedebildiğini yansıtır (Haber, 2007; Xu ve diğ., 2022). Psikolojik açıdan sosyal desteğin az algılanması, stresin daha yoğun yaşanmasına, anksiyete ve depresif belirtilerin artmasına neden olabilir (Doğru, 2018; Çetinkaya ve Korkmaz, 2019; Yuan ve diğ., 2025). Birey, duygusal anlamda yalnız hissettiğinde riskli davranışlara yönelebilir ya da içsel çözülme sürecine girebilir. Destek eksikliği, aynı zamanda öz düzenleme becerilerini zayıflatır, baş etme stratejilerini bozar. Bu da bireyin hem kişilerarası ilişkilerinde hem de toplumsal rol performansında bozulmalara yol açar; sosyal bozulma sürecini besler.

Sosyal bağlılık/aidiyet, bireyin bir topluluğa ya da sosyal gruba ait hissetmesi olarak tanımlanabilir. İnsan doğası gereği aidiyet ihtiyacı hisseder (Baumeister ve Leary, 2007) bu ihtiyaç karşılanmadığında bireyde yalnızlık, duygusal kopukluk ve varoluşsal boşluk duyguları gelişebilir (Arslan, 2021; Leary, 2021). Aidiyetin eksikliği bireyin özsaygısını, motivasyonunu ve psikolojik dayanıklılığını olumsuz etkileyebilir. Bu durum, bireyin gruplardan uzak durmasına, sosyal işlevselliğinin azalmasına ve sosyal rolleri benimsememesine neden olabilir. Sonuç olarak, birey kendisini toplumsal yapıdan kopmuş hisseder ve sosyal bozulma belirtileri göstermeye başlar.

Toplumsal yabancılaşma, bireyin toplumun temel kurumlarına, normlarına ve değer sistemlerine karşı kopukluk hissetmesi olarak tanımlanabilir. Bu bireyler, sosyal düzenin adil olmadığına inanır, sistemden dışlanmış

hisseder ve politik ilgisizlik, toplumsal güvensizlik, hatta komple inançları geliştirme eğiliminde olabilir (Topci, 2021). Psikolojik olarak bu durum öğrenilmiş çaresizlik, anomi hissi ve karamsarlık ile sonuçlanabilir. Birey hem topluma hem de geleceğe olan inancını yitirebilir (Øversveen, 2022). Bu durum sosyal rollerden uzaklaşmaya, kurumsal yapılara karşı güvensizlik geliştirmeye ve nihayetinde sosyal çözülmenin bireysel düzeyde tezahür etmesine neden olur.

Bu çalışmada erkek bireylerin sosyal bozulma düzeylerinin kadın bireylere kıyasla anlamlı düzeyde daha yüksek olduğu görülmüştür. Literatürde bu fark, erkeklerin sosyal destek arama davranışlarının daha sınırlı olması (Nicolaisen ve Thorsen, 2014) ve duygusal paylaşım eğilimlerinin daha düşük olmasıyla açıklanabilir. Ayrıca toplumsal rollerin erkek bireyleri duygularını bastırmaya yönlendirmesi, içsel stresin artmasına ve bireyin sosyal ortamlarda daha izole hissetmesine neden olabilir. Twenge vd. (2019) da erkeklerde dijital izolasyonun sosyal bağlılığı zayıflatıldığını, bunun da yabancılaşma ve aidiyet eksikliğiyle sonuçlandığını vurgulamıştır.

Rekreatif etkinliklere düzenli katılım ile sosyal bozulma düzeyleri arasında anlamlı ilişkiler bulunduğunu gösteren bulgular, sosyal etkileşimlerin duygusal rahatlama, sosyal aidiyet ve destek algısı ile ilişkili olabileceğini işaret etmektedir. Teh ve Tey (2019), boş zaman aktivitelerine katılımın yalnızlık düzeyini düşürdüğünü ve sosyal bağlılık hislerini artırdığını belirtirken; Li ve diğerleri (2025), grup temelli etkinlikler ve akran desteğinin psikolojik dayanıklılığı desteklediğini ortaya koymuştur. Rekreatif ortamlar bireylerin sosyal becerilerini pekiştirmesi, olumlu sosyal deneyimler yaşaması ve toplumla kurdukları bağlar açısından destekleyici bir bağlam sunmaktadır.

Toplumla bağları zayıflayan bireylerde yalnızlık, aidiyet eksikliği ve sosyal destek yoksunluğu gibi psikososyal sorunlar bir arada yaşanmakta; bu durum bireyin içsel dünyasında ve sosyal işlevselliğinde derin bir bozulmaya yol açmaktadır. Bu çalışmada geliştirilen Sosyal Bozulma Ölçeği, bireylerin bu çok boyutlu çözülme deneyimlerini anlamaya yönelik geçerli ve güvenilir bir araç sunarken; elde edilen bulgular, özellikle erkek bireylerin daha yüksek sosyal bozulma düzeylerine sahip olduğunu ve rekreatif etkinliklere katılım durumuna göre sosyal bozulma düzeylerinin farklılaştığını göstermektedir. Cinsiyet rollerinin duygusal ifade üzerindeki sınırlayıcı etkileri ve dijital izolasyon, çözülmeyi derinleştirirken; sosyal etkinlikler bireyin psikolojik dayanıklılığını ve toplumsal bağlılığı ile ilişkili değişkenler olarak ele alınabilir. Bu nedenle, üniversite gibi gençlerin yoğunlukta olduğu ortamlarda rekreatif ve destek temelli programlar, sosyal bozulmanın anlaşılması ve ele alınmasına yönelik uygulamalar açısından önemli bir çerçeve sunmaktadır.

Bu çalışmada ölçme aracının yapı geçerliği kapsamlı biçimde test edilmiş olmakla birlikte, kültürel geçerlik, yakınsak ve ayırt edici geçerlik, çapraz geçerlik gibi ileri düzey analizler henüz gerçekleştirilmemiştir. Bu tür analizlerin farklı örneklerle yapılacak gelecek araştırmalarda ele alınması önerilmektedir. Ölçeğin bazı alt boyutlarının nispeten az sayıda maddeden oluştuğu görülmekle birlikte, faktör yüklerinin yeterli düzeyde olması ve kuramsal bütünlük göz önünde bulundurularak mevcut yapı korunmuştur. Uygulama örneğinin özellikleri

bağlamında bulguların değerlendirilmesi, gelecek araştırmaların farklı gruplar üzerinde yapılmasıyla desteklenebilir. Ayrıca, AFA ve DFA analizlerinin aynı örneklem üzerinde yürütülmüş olması, modelin çapraz geçerliliği açısından bir sınırlılık oluşturmaktadır. Gelecek çalışmalarda ölçeğin farklı ve bağımsız örneklemelerde yeniden test edilmesi önerilmektedir.

Kaynaklar

- Arslan, G. (2021). School belongingness, well-being, and mental health among adolescents: Exploring the role of loneliness. *Australian Journal of Psychology*, 73(1), 70-80. <https://doi.org/10.1080/00049530.2021.1904499>
- Bauman, Z. (2000). *Liquid modernity*. Polity. Press.
- Baumeister, R. F., & Leary, M. R. (2007). The need to belong: Desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. *Interpersonal development*, 57-89.
- Büyüköztürk, Ş. (2018). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı* (12. baskı). Pegem Akademi.
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10(7), 1-9. <https://doi.org/10.7275/yjy1-4868>
- Çelikkaleli, Ö., & Tümtaş, M. S. (2017). Üniversite öğrencilerinde sosyal dışlanma ile saldırganlık arasındaki ilişkide sosyal yabancılaşmanın aracı rolü. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, (43), 156-175. <https://doi.org/10.21764/efd.14945>
- Çetinkaya, F. F., & Korkmaz, F. (2019). Algılanan sosyal destek ile stres düzeyleri arasındaki ilişkinin incelenmesi: Üniversite öğrencileri üzerine bir araştırma. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20(1), 91-103.
- Doğru, N. (2018). *Üniversite öğrencilerinin psikolojik iyi oluş düzeylerinin stres, stresle başa çıkma tarzları ve sosyal destek değişkenleri bakımından incelenmesi* (Doktora Tezi, Ankara Üniversitesi).
- Durkheim, E. (1897). *Le Suicide: Étude de sociologie*. Paris: Félix Alcan. [Translated: *Suicide: A Study in Sociology*. Routledge, 2002]
- Ernst, M., Niederer, D., Werner, A. M., Czaja, S. J., Mikton, C., Ong, A. D., Rosen, T., Brähler, E., & Beutel, M. E. (2022). Loneliness before and during the COVID-19 pandemic: A systematic review with meta-analysis. *American Psychologist*, 77(5), 660-677. <https://doi.org/10.1037/amp0001005>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272>
- Haber, M. G., Cohen, J. L., Lucas, T., & Baltes, B. B. (2007). The relationship between self-reported received and perceived social support: A meta-analytic review. *American journal of community psychology*, 39(1), 133-144. <https://doi.org/10.1007/s10464-007-9100-9>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate data analysis*, 7, 100-100.
- Henson, R. K., & Roberts, J. K. (2006). Use of exploratory factor analysis in published research: Common Errors and Some Comment on Improved Practice. *Educational and Psychological Measurement*, 66(3), 393-416. <https://doi.org/10.1177/0013164405282485>
- Hinkin, T. R. (1998). A brief tutorial on the development of measures for use in survey questionnaires. *Organizational Research Methods*, 1(1), 104-121. <https://doi.org/10.1177/109442819800100106>
- Hirschi, T. (1969). *Causes of delinquency*. University of California Press.
- Li, M., Huang, Y., & Sun, M. (2025). Exploring the structural links between peer support, psychological resilience, and exercise adherence in adolescents: a multigroup model across gender and educational stages. *BMC Public Health*, 25(1), 2300.
- Leary, M. R. (2021). Emotional reactions to threats to acceptance and belonging: A retrospective look at the big picture. *Australian Journal of Psychology*, 73(1), 4-11. <https://doi.org/10.1080/00049530.2021.1883410>
- Morgado, F. F., Meireles, J. F., Neves, C. M., Amaral, A., & Ferreira, M. E. (2017). Scale development: ten main limitations and recommendations to improve future research practices. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 30(3), 1-20. <https://doi.org/10.1186/s41155-016-0057-1>
- Nettler, G. (1957). A measure of alienation. *American Sociological Review*, 22(6), 670-677. <https://doi.org/10.2307/2089196>
- Nicolaisen, M., & Thorsen, K. (2014). Who are lonely? Loneliness in different age groups (18-81 years old), using two measures of loneliness. *The International Journal of Aging and Human Development*, 84(3), 229-257. <https://doi.org/10.2190/ag.78.3.b>
- Øversveen, E. (2022). Capitalism and alienation: Towards a Marxist theory of alienation for the 21st century. *European Journal of Social Theory*, 25(3), 440-457. <https://doi.org/10.1177/13684310211021579>
- Putnam, R. D. (2000). *Bowling Alone: The collapse and revival of american community*. New York: Simon & Schuster.
- Seeman, M. (1959). On the meaning of alienation. *American Sociological Review*, 24(6), 783-791. <https://doi.org/10.2307/2088565>
- Seeman, M. (1991). Alienation and anomie. Measures of personality and social psychological attitudes, 1, 291-371.
- Shaw, C. R., & McKay, H. D. (1942). *Juvenile delinquency and urban areas*. University of Chicago Press.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2019). *Using multivariate statistics* (7th ed.). Pearson.
- Teh, J. K., & Tey, N. P. (2019). Effects of selected leisure activities on preventing loneliness among older Chinese. *SSM-population health*, 9, 100479. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2019.100479>

- Topci, D. (2021). Nuri Pakdil ve toplumsal yabancılaşma. *Din Sosyolojisi Araştırmaları*, 1(1), 29-42.
- Twenge, J. M., Spitzberg, B. H., & Campbell, W. K. (2019). Less in-person social interaction with peers among US adolescents in the 21st century and links to loneliness. *Journal of Social and Personal Relationships*, 36(6), 1892–1913. <https://doi.org/10.1177/0265407519836170>
- van Kessel, G., Ryan, C., Paras, L., Johnson, N., Zariff, R. Z., & Stallman, H. M. (2025). Relationship between university belonging and student outcomes: A systematic review and meta-analysis. *The Australian Educational Researcher*, 1-24. <https://doi.org/10.1007/s13384-025-00822-8>
- Wang, C., Pan, R., Wan, X., Tan, Y., Xu, L., Ho, C. S., & Ho, R. C. (2020). Immediate psychological responses and associated factors during the initial stage of the 2019 coronavirus disease (COVID-19) epidemic among the general population in China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(5), 1729. <https://doi.org/10.3390/ijerph17051729>
- Xu, H., Liu, X., & Zeng, P. (2022). The mediating role of social support in the relationship between psychological capital and depression among Chinese emergency physicians. *Psychology Research and Behavior Management*, 977-990. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S360611>
- Yalçın, Ö., & Dönmez, A. (2017). Sosyal psikolojik açıdan yabancılaşma: Dean'ın yabancılaşma ölçeği'nin Türkçeye uyarlanması. *Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(2), 150-175. https://doi.org/10.1501/sbder_0000000143
- Yuan, Y., Tu, Y., Su, Y., Jin, L., Tian, Y., Chang, X., ... & Wu, D. (2025). The mediating effect of self-efficacy and physical activity with the moderating effect of social support on the relationship between negative body image and depression among Chinese college students: a cross-sectional study. *BMC Public Health*, 25(1), 285. <https://doi.org/10.1186/s12889-025-21350-1>

EXTENDED ABSTRACT

This study aims to develop a valid and reliable psychometric scale to measure individuals' experiences of social disintegration, among individuals, particularly focusing on university students a population especially vulnerable to social fragmentation due to developmental transitions, disconnection from familiar environments and the restructuring of social networks. The concept of social disintegration, grounded in classical sociological theories such as Durkheim's Notion of anomie and Seeman's multidimensional model of alienation, has regained relevance in the context of modern challenges such as digitalization, urbanization and declining social support systems.

The Social Disintegration Scale (SDS) was developed using Morgado et al. (2017) three-stage model encompassing item generation, theoretical evaluation and psychometric validation. The scale was initially composed of 50 items, which were refined through expert review and statistical analysis, including Exploratory Factor Analysis (EFA) and Confirmatory Factor Analysis (CFA). The final version of the scale consists of 25 items distributed across four theoretically informed dimensions. Social Alienation (feelings of loneliness and emotional detachment from social networks), Lack of Social Support (perceived deficiency in emotional and practical social resources), Social Connectedness/Belonging (attachment to social groups and environments), Societal Alienation (disconnection from societal norms; institutions and values). EFA yielded a four-factor structure explaining 50.04% of the total variance. CFA results indicated that the four-factor model achieved an acceptable level of model fit ($\chi^2/df = 2.99$, RMSEA = .079, CFI = .862, IFI = .864). Reliability analysis showed high internal consistency with Cronbach's Alpha and McDonald's Omega coefficients ranging from .80 to .88 for subscales and .92 for the total scale.

Statistical analyses revealed that male participants reported significantly higher levels of social disintegration than

female participants, particularly in the subscales of social alienation and lack of support. Additionally, those who did not participate in recreational activities reported higher levels of disintegration, emphasizing the protective effect of recreational engagement in enhancing social bonding and resilience. These findings suggest that recreational participation may serve as a buffer against feelings of isolation and disconnection.

This study makes a significant contribution to the literature by offering a multidimensional and theoretically integrated scale that can be used across disciplines such as social psychology, sociology, public health and youth studies. It also provides practical implications for policy and intervention strategies, particularly within educational institutions. Structured social and recreational programs should be integrated into youth support systems to mitigate disintegration and foster psychosocial well-being.

In conclusion, the Social Disintegration Scale is a theoretically grounded, statistically robust, and practically applicable measurement tool. It not only helps quantify individual experiences of social disintegration but also guides interventions aimed at enhancing social bonding and psychological resilience. By emphasizing the relevance of gender and recreational engagement, this study offers insights into the social dynamics affecting young adults and highlights the critical role of structured social participation in preventing social breakdown. Despite its robust theoretical foundation and strong psychometric results, this study has several limitations. First, the sample consisted solely of university students in Turkey, which may limit the generalizability of the findings to broader populations or other cultural contexts. Second, although internal consistency and construct validity were extensively tested, further analyses such as convergent, discriminant and cross-cultural validity remain to be conducted.