

Beyond a Symptom: Psychological Emptiness as a Psychopathological Phenomenon-A Psychometric Evaluation

Semptomdan Öte Psikopatolojik Bir Olgu Olarak Psikolojik Boşluk Hissi: Bir Psikometrik İnceleme Çalışması

Hakan SARIÇAM¹



Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, Eğitim Fakültesi,
Rehberlik ve Psikolojik Danışmanlık Anabilim
Dalı, Sivas, Türkiye



ABSTRACT

The present study aimed to evaluate the psychometric properties of the Psychological Emptiness Scale (PES) in Turkish culture and examine its diagnostic performance using ROC analysis. The study group comprising 303 adult participants aged 18 to 64 years. The adaptation process followed a translation-back-translation procedure, and content validity ratios exceeded .80 for all items. To examine construct validity, Confirmatory Factor Analysis (CFA) was performed using AMOS 24.0 software. Following modifications applied due to insufficient fit indices in the initial model, the two-factor structure yielded acceptable fit values ($\chi^2/df = 2.746$; CFI = .90; RMSEA = .08). The one-factor model produced comparable fit statistics (CFI = .90; RMSEA = .08), suggesting that the scale may be used in either a two-dimensional or unidimensional form. Regarding criterion validity, the PES demonstrated significant negative correlations with the Sense of Purpose Scale and the Resilience Assessment Scale ($r = -.51$ and $r = -.59$, respectively; $p < .01$). Reliability analyses indicated high internal consistency, with Cronbach's $\alpha = .93$ and McDonald's $\omega = .93$. ROC analysis yielded an AUC of .60, indicating that the scale's capacity to discriminate between individuals with and without a psychiatric diagnosis at the individual level is limited; nonetheless, the findings suggest that the scale effectively measures a dimensional construct rather than a categorical one. The PES is concluded to be a valid and reliable measurement instrument for use with Turkish adults.

Keywords: Psychological emptiness, scale adaptation, confirmatory factor analysis, validity, reliability

ÖZ

Bu çalışma, Psikolojik Boşluk Hissi Ölçeği'nin (PBHÖ) Türk kültüründeki psikometrik özelliklerini değerlendirmeyi ve ROC analizi aracılığıyla tanısal ayırt etme performansını incelemeyi amaçlamaktadır. Çalışma grubunu 18-64 yaş aralığında 303 yetişkin katılımcı oluşturmuştur. Ölçeğin uyarlama sürecinde çeviri-geri çeviri yöntemi uygulanmış, tüm maddeler için kapsam geçerlik oranlarının .80'in üzerinde olduğu saptanmıştır. Yapı geçerliğinin sınanması amacıyla AMOS 24.0 yazılımıyla Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) uygulanmıştır. İlk modelde elde edilen uyum indekslerinin sınırlı düzeyde kalması üzerine yapılan modifikasyonların ardından iki boyutlu modelde kabul edilebilir uyum değerlerine ulaşılmıştır ($\chi^2/sd = 2.746$; CFI = .90; RMSEA = .08). Tek boyutlu modelin de benzer uyum sergilemesi (CFI = .90; RMSEA = .08), ölçeğin hem iki boyutlu hem de tek boyutlu biçimde kullanılabileceğine işaret etmektedir. Ölçüt geçerliği kapsamında PBHÖ'nün Yaşamda Anlam Bilinci Ölçeği ve Psikolojik Sağlık Değerlendirme Ölçeği ile negatif yönde anlamlı ilişkiler gösterdiği belirlenmiştir ($r = -.51$ ve $r = -.59$, $p < .01$). Güvenirlik analizleri yüksek iç tutarlılığa işaret etmiş; Cronbach $\alpha = .93$ ve McDonald $\omega = .93$ olarak hesaplanmıştır.

Geliş Tarihi/Received 20.06.2026
Kabul Tarihi/Accepted 28.07.2026
Yayın Tarihi/Publication Date 18.08.2026

Sorumlu Yazar/Corresponding author:
Hakan SARIÇAM

E-mail: hakansaricam@gmail.com

Cite this article: Sarıçam, H. (2026). Beyond a symptom: Psychological emptiness as a psychopathological phenomenon-a psychometric evaluation. *Journal of Psychometric Research*, 4(2), 147-158.



Content of this journal is licensed under a
Creative Commons Attribution-
NonCommercial 4.0 International License.

ROC analizi sonucunda AUC = .60 bulunmuş; bu değer ölçeğin psikiyatrik tanı gruplarını bireysel düzeyde ayırt etme kapasitesinin sınırlı olduğunu, bununla birlikte boyutsal bir yapıyı ölçtüğünü ortaya koymaktadır. PBHÖ'nün Türk yetişkin örnekleme için geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Psikolojik boşluk hissi, ölçek uyarlama, doğrulayıcı faktör analizi, geçerlik, güvenilirlik

Giriş

Sıradan bir üzüntü ya da geçici bir can sıkıntısı olmaktan ziyade psikolojik boşluk hissi süregelen bir içsel yoksunluk olup tanımlanması ve incelenmesi en güç insani deneyimlerin başlarında gelmektedir (D'Agostino vd., 2020; Miller vd., 2020). Herron ve Sani (2022) boşluğu, kişinin yaşamını mekanik bir biçimde sürdürdüğünü, duygulardan ve amaç duygusundan yoksun olduğunu ve bu nedenle içsel olarak boş hissettiğini deneyimlediği bir durum olarak açıklamıştır. Fromm (1955) ve Winnicott (1965) ise bu durumu daha radikal bir ifadeyle kronik boşluk olarak isimlendirmiş; benliğin canlılık algısının ve yaşam arzusunun yokluğu olarak netleştirmiştir.

Herron ve diğerlerine (2024) göre boşluk hissi çoğu zaman göğüs bölgesinde hissedilen fiziksel bir rahatsızlık şeklinde bedensel olarak da deneyimlenebilmektedir. Buna, kişinin diğer insanlarla bağlantısının koptuğu, başkaları tarafından bir anlamda görünmez olduğu ve değişmeden varlığını sürdüren bir dünyaya katkıda bulunamadığı yönündeki duygular eşlik etmektedir. Sonuç olarak birey, içinde yaşadığı dünyaya karşı uzaklaşmış, ondan kopmuş ve yalnız hissetmektedir. Önemli diğerlerinin kaybına ilişkin yas göstergesi ya da istenilen ve arzulanan bağların yokluğu olarak bilinen yalnızlık boşluk hissini en önemli duygusal eşlikçisidir. Buna paralel olarak Herron ve Sani (2022), kronik boşluk yaşayan bireylerin kendi yaşamlarını adeta bir camın arkasından izliyormuş gibi hissettiklerini; yaşamı yaşanır kılacak olan sıcaklığın, arzusunun var olan bir anlamın ya da aranan anlamın olmadığını belirtmiştir.

Rhodes ve diğerleri (2019) ise boşluk hissini “tükenmişlik” hissine benzetmiş; tükenmişliğin yalnızlık duygusu, hayatını kaybetme hissi ve içsel bir eksiklik duygusundan oluştuğunu vurgulamıştır. Tükenmişlik ile özdeş olan boşluk hissi, ilk kez depresyona giren katılımcılar tarafından bildirilmeyen uyuşukluğu ve geleceğin daha kasvetli olduğu düşüncesini içermektedir. Bir başka ifadeyle ilk kez depresyona girenlerin bir kısmında gelecek “beklemede” iken, kronik boşluk hissi yaşayanların çoğunda gelecek “hiç yok”tur.

Psikolojik boşluk hissini etiyolojik açıdan açıklamayan çalışan birçok psikoloji kuramına rastlamak mümkündür. Varoluşçu psikoloji açısından psikolojik boşluk hissi, bireyin

yaşamında anlam, amaç ve yön eksikliğinin bir göstergesi (Yalom, 1980) olarak ele alınır. Frankl (2006), bu durumu “varoluşsal boşluk” kavramıyla açıklamış; geleneksel değer sistemlerinin zayıflamasıyla bireyin anlam arayışının karşılanamamasının amaçsızlık ve içsel boşluk duygularına yol açtığını belirtmiştir. May (1981), boşluk hissini bireyin özgürlük ve sorumluluk üstlenme kapasitesinin zayıflamasıyla, toplumsal beklentiler doğrultusunda yaşayarak özgün benliğinden uzaklaşmasıyla ilişkilendirmiştir. Yalom (1980) ise bu hissi, bireyin ölüm, özgürlük, yalnızlık ve anlamsızlık gibi varoluşsal gerçekliklerle karşılaşması sonucu ortaya çıkan varoluşsal kaygının bir yansıması olarak tanımlamıştır.

Bağlanma kuramına göre psikolojik boşluk hissi, erken dönem bakım veren ilişkilerinde duygusal ihtiyaçların yeterince karşılanmaması sonucunda gelişebilmektedir (Bowlby, 1988). Duygusal olarak erişilemez veya tutarsız bakım verenlerle büyüyen bireyler, ilişkileri sürdürebilmek adına gerçek duygu ve ihtiyaçlarını bastırarak sahte bir kendilik geliştirebilirler (Winnicott, 1965). Ayrıca, çocuğun içsel yaşantılarının yeterince fark edilip yansıtılmaması, duygularını tanıma ve anlamlandırma kapasitesinin zayıflamasına yol açabilmektedir (Siegel, 1999). Bu süreç, bireyin zamanla kendi iç dünyasına yabancılaşmasına ve kendisini boşluk, anlamsızlık ve içsel yoksunluk duyguları içinde deneyimlemesine neden olabilir.

Travma kuramları ise özellikle karmaşık ve gelişimsel travmaların, psikolojik boşluk hissini oluşumunda önemli bir rol oynadığını ileri sürer. Uzun süreli ihmal, istismar ve kişilerarası travmatik yaşantılar, bireyin benlik algısında, kimlik bütünlüğünde ve öznel canlılık duygusunda kalıcı bozulmalara yol açar (Herman, 1992). Ayrıca erken dönem travmaların, duygusal deneyimin temelini oluşturan bedensel ve içsel duyuların işlenmesi ile bütünleştirilmesinden sorumlu nörobiyolojik sistemleri etkileyerek bireyin kendi içsel yaşantısıyla bağını zayıflatabildiği (van der Kolk, 2014) belirtilmiştir. Bu kopukluk, kişide kronik boşluk, içsel yoksunluk ve duygusal uyuma şeklinde kendini gösterebilmektedir.

Miller ve diğerleri (2020, 2021) ve Potter (2025), depresyon ve yalnızlıkla ilişkili olan psikolojik boşluk hissini bu yapıardan ayrı olarak ele alınması gerektiğini

savunmaktadır. Majör depresyonun temel belirtilerinden biri olan ve haz alma kapasitesindeki azalmayı ifade eden anhedoni, bireyin olumlu deneyimlerden keyif alma yetisindeki körelmeyi yansıtırken; boşluk hissi daha seçici olarak benliğin sürekliliği algısında ve içsel zenginlik duygularında meydana gelen bozulmaları içermektedir (Sass ve Parnas, 2003). Dissosiyatif bozukluklarda kapsamlı biçimde belgelenen depersonalizasyon ve derealizasyon yaşantıları da kişinin kendi deneyimine yabancılaşmasını içermeleri bakımından boşluk duygusuyla benzerlik göstermektedir. Bununla birlikte, boşluk deneyimine her zaman dissosiyasyonun belirgin biçimlerinde görülen algısal çarpıtmalar eşlik etmemektedir (Simeon ve Abugel, 2006).

Boşluk deneyiminin görece yaygın ve tanılar üstü bir olgu olduğuna ilişkin önemli kanıtlar bulunmasına rağmen (Herron ve Sani, 2022) mevcut alanyazın büyük ölçüde kronik boşluğu yalnızca sınırda kişilik bozukluğunun (SKB/Borderline Kişilik Bozukluğu) tanısallık bir özelliği olarak ele almaktadır. Kronik boşluk duygusu, SKB’de yaygın, yavaş iyileşen ve intihar ile kendine zarar verme davranışlarıyla güçlü biçimde ilişkili önemli bir semptomdur (Grilo ve Udo, 2021, Yen vd., 2020). SKB’li kişiler, çoğu zaman boşluk hissini kesintiye uğratmak veya ondan kaçmak amacıyla kendine zarar verme davranışlarına, dürtüsel eylemlere ya da yoğun ilişki arayışlarına yönelmektedir (Hang vd., 2025). Bu davranışlar, Linehan’ın (1993) belirttiği üzere, bütünleşik ve organik bir benlik duygusunun yokluğunda canlılık hissini yeniden üretmeye yönelik anlaşılabilir girişimler olarak değerlendirilebilir. Son araştırmalar, boşluğun yalnızca SKB’ye özgü olmadığını, travma öyküsü, olumsuz duygulanım, sosyal geri çekilme ve düşük enerji gibi çeşitli psikopatolojik ve klinik özelliklerle de ilişkili olduğunu göstermektedir (Ellison vd., 2016; Fulham ve Fitzpatrick, 2025; Price vd., 2022; Rhodes vd., 2019). Ellison ve diğerleri (2016) kronik boşluk duygusunun; duygulanım dengesizliği ve dürtüsellik gibi SKB’nin diğer belirtilerine kıyasla daha yüksek düzeyde psikososyal morbidite ile ilişkili olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte, boşluk kavramı hâlâ ortak bir tanıma sahip değildir ve umutsuzluk, yalnızlık ve can sıkıntısı gibi benzer yapılarla kavramsal karmaşa içermektedir (Hayes vd., 2012; Yıldırım ve Kardaş, 2025). Mevcut alanyazın, boşluğun SKB’de hangi seçici biçimlerde ortaya çıktığını (Hein vd. 2025) ve tedavide nasıl hedeflenmesi gerektiğini yeterince açıklayamamaktadır (Fulham ve Fitzpatrick, 2025).

Araştırmanın Önemi

Klinik önemine rağmen, psikolojik boşluk hissi bağımsız bir yapı olarak nispeten az sayıda sistematik incelemeye konu

olmuştur. Kavram; tanısallık kategoriler arasında gezinmekte, varoluşçu felsefeye konu olmakta, travma alanyazınında kendine yer bulsa da kesin ölçülebilir bağımsız bir kavram olmayı hak ettiği düşünülmektedir. Bu düşünceden hareketle Herron vd. (2024), psikolojik boşluk hissini daha kapsamlı biçimde anlaşılabilirliği için bağlanma kuramı, varoluşçu psikoloji, duygulanım nörobilimi ve klinik gözlemleri bir arada değerlendirerek bir ölçek geliştirmişlerdir. Bu ölçek sayesinde hem bu alandaki bilimsel araştırmalar artacak hem de terapötik uygulamaların etkililiğinin incelenmesi kolaylaşacaktır. Türkiye’de yetişkinlerde psikolojik boşluk hissini değerlendirmeye yönelik bu tür ölçek araçlarını ulusal alanyazına kazandırmak söz konusu yapının Türk örneklemelerinde incelenmesini ve klinik uygulamalarda değerlendirilmesi kolaylaşacaktır. Bu bağlamda mevcut çalışma, Herron vd. (2024) tarafından geliştirilen Psikolojik Boşluk Hissi Ölçeği’nin (PBHÖ) Türk kültüründeki psikometrik özelliklerini değerlendirmeyi ve ROC analizi aracılığıyla tanısallık ayırt etme performansını incelemeyi amaçlamaktadır.

Yöntem

Temel araştırma niteliğinde bu çalışma nicel araştırma yöntemlerinden kesitsel ve ilişkisel tarama tekniği ile sürdürülmüştür.

Çalışma Grubu

Araştırmanın çalışma grubunu 303 yetişkin katılımcı oluşturmuştur. Katılımcıların 144’ü (%42,50) erkek, 159’u (%47,50) kadındır. Çalışma grubundakilerin yaşları 18-64 arasında değişmekte olup yaş ortalaması 28,86’dır ($Ss=12.14$). Araştırmacılarından 148’inin (%48,8) romantik ilişkisi yoktur, 104’ünün (%34,3) romantik bir ilişkisi varken 51 (%16,8) tanesi evlidir. Katılımcıların 158 (%52,1) tanesinin geliri asgari ücretin altındadır. Bununla birlikte 123 (%40,6) tanesi büyükşehirde, 94 (%31) tanesi şehirde yaşamaktadır.

Veri Toplama Araçları

Veri toplama aracı olarak araştırmacı tarafından geliştirilen Kişisel Bilgi Formu, Yaşamda Amaç Bilinci ve Psikolojik Sağlamlık Ölçeği kullanılmıştır. Yaşamda Amaç Bilinci Ölçeğinin kullanılması sebebi psikolojik boşluk hissi ve varoluşsal boşluk ile ilişkili olmasıdır (Hang vd., 2025; Silva vd., 2024). Psikolojik Sağlamlık Değerlendirme Ölçeği’nin kullanılması sebebi ise iki kavramın birbirine çok yakın kavramlar olmasıdır (Mahmoodzadeh vd., 2026). Bundan dolayı ölçüt geçerliği için bu 2 ölçeğin verimli olacağı düşünülmüştür.

Psikolojik Boşluk Hissi Ölçeği

Herron vd. (2024) tarafından, boşluk hissini bağımsız bir varoluşsal deneyim olarak değerlendirmek amacıyla geliştirilmiştir. Orijinal 31 maddelik madde havuzu, açıklayıcı ve doğrulayıcı faktör analizleri, madde tepki kuramı ve klinik uzman görüşleri doğrultusunda 19 maddeye indirgenmiştir. Ölçek, Hiçlik (7 madde) ve Kopukluk (12 madde) olmak üzere iki alt boyuttan oluşmakta ve 4'lü derecelendirme (1 = *Hiçbir zaman*, 4 = *Her zaman*) ile puanlanmaktadır. AFA sonucu oluşan iki boyutlu yapıyı sınamak için uygulanan DFA sonucu uyum iyiliği (CFI = ,91 ve RMSEA = ,09 (%95 GA: ,08-,10) değerleri elde edilmiş, bu da kabul edilebilir/orta düzeyde bir model uyumuna işaret etmiştir. Orijinal çalışmada ölçeğin yüksek iç tutarlılığa ($\alpha = ,95$), güçlü test-tekrar test güvenirliğine ($r = ,87$) ve psikolojik sıkıntı, yalnızlık, yaşam doyumu ve kişilik bozukluğu özellikleriyle anlamlı yakınsak geçerlik ilişkilerine sahip olduğu bulunmuştur (Herron vd., 2024).

Yaşamda Amaç Bilinci Ölçeği (YABÖ)

Sharma ve diğerleri (2018) tarafından geliştirilen YABÖ Türk kültürüne Sarıçam vd. (2017) tarafından uyarlanmıştır. Dilsel eşdeğerlik çalışmasında, ABÖ'nün Türkçe ve İngilizce formlarında bulunan maddeler arasındaki korelasyon katsayıları ,80 üzerinde bulunmuştur. Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) sonucunda, ABÖ'nün Türkçe formunun orijinal forma paralel üç boyutlu (Amaç farkındalığı/amacı ayımsama, amacın bilincinde olma, özgeci amaç) bir yapıya sahip olduğu ortaya çıkmıştır. Uyum geçerliği kapsamında, ABÖ ile yaşamda anlam varlığı ve yaşamda anlam arayışı arasında pozitif ilişkiler bulunmuştur. ABÖ'nin bütünü ve alt boyutları için hesaplanan güvenirlik katsayılarının ,75'in üzerinde olduğu saptanmıştır. Madde analizi sonucunda, düzeltilmiş madde toplam korelasyonlarının ,40 üzerinde değiştiği ve %27'lik alt-üst grupların ortalamaları arasındaki farkların ölçekte yer alan tüm maddeler için anlamlı olduğu belirlenmiştir. Bu çalışmada Cronbach alfa iç tutarlık güvenirlik katsayısı $\alpha = ,91$ olarak bulunmuştur.

Psikolojik Sağlamlık Değerlendirme Ölçeği (PSDÖ)

Johnson vd. (2010) tarafından geliştirilen PSDÖ, Sarıçam vd. (2013) ve Sarıçam vd. (2020) tarafından psikometrik değerler incelenmiştir. Orijinal formula uyumlu olarak 3 boyutlu model için uygulanan DFA sonucu uyum iyiliği değerleri $\chi^2 = 117.28$, $sd = 47$, $p < ,001$, RMSEA = ,06, CFI = ,97, NFI = ,95, RFI = ,95, IFI = ,97, GFI = ,96 ve SRMR = ,05 olarak hesaplanmıştır. Madde faktör yüklerinin ,38 ile ,70 arasında sıralandığı görülmüştür. Cronbach Alfa iç tutarlık güvenirlik katsayıları ölçeği bütünü için ,81, sosyal destek alt

boyutu için ,66, duygusal başa çıkma alt boyutu için ,73, durumsal başa çıkma alt boyutu için ,71 olarak hesaplanmıştır. Düzeltilmiş madde toplam korelasyon katsayılarının ,38 ile ,57 arasında sıralandığı görülmüştür. Bu çalışmada ölçeğin Cronbach Alfa iç tutarlık katsayısı ,75 bulunmuştur.

Verilerin Toplanması ve Analizi

Psikolojik Boşluk Hissi Ölçeği'nin Türk kültürüne uyarlanabilmesi amacıyla, ölçeğin geliştiricisi ve sorumlu yazarı Shona Joyce Herron'dan elektronik posta aracılığıyla kullanım ve uyarlama izni alınmıştır. Ölçek maddeleri ilk aşamada araştırmacı tarafından Türkçeye çevrilmiş, ardından İngilizce diline hâkim bağımsız bir çevirmen tarafından geri çeviri işlemi gerçekleştirilmiştir. Elde edilen geri çeviri formu ile ölçeğin özgün formu; anlamsal eşdeğerlik, kavramsal tutarlılık ve kültürel uygunluk açısından karşılaştırmalı olarak incelenmiş, belirlenen farklılıklar gerekli düzenlemeler yapılarak giderilmiş ve ölçeğin Türkçe taslak formu oluşturulmuştur.

Taslak formun kapsam geçerliğinin değerlendirilmesi amacıyla psikolojik danışmanlık ve rehberlik, psikoloji ile ölçme ve değerlendirme alanlarında uzmanlaşmış dört akademisyenin görüşüne başvurulmuştur. Uzman değerlendirmeleri, Lawshe'nin (1975) kapsam geçerliği yöntemi doğrultusunda yürütülmüş ve her bir maddenin ölçülmek istenen yapıyı temsil etme yeterliliği ayrı ayrı incelenmiştir. Analizler sonucunda tüm maddelere ilişkin kapsam geçerlik oranlarının (KGO) ,80'in üzerinde olduğu belirlenmiş; uzman önerileri doğrultusunda gerekli dilsel ve içeriksel düzenlemeler yapılarak ölçeğe son şekli verilmiştir.

Araştırmamanın etik uygunluğu, Sivas Cumhuriyet Üniversitesi Etik Değerlendirme Kurulu tarafından 29.04.2024 tarih ve 420930 sayılı karar ile onaylanmıştır. Veriler çevrim içi ortamda toplanmış; bu amaçla Kişisel Bilgi Formu, Psikolojik Boşluk Hissi Ölçeği Türkçe Formu, Yaşamda Anlam Bilinci Ölçeği (YABÖ) ve Psikolojik Sağlamlığı Değerlendirme Ölçeği (PSDÖ) Google Forms platformunda bir araya getirilerek elektronik veri toplama formu hazırlanmıştır. Katılımcılara araştırmamanın amacı, kapsamı ve katılım koşulları hakkında bilgilendirme yapılmış; veri toplama araçlarını yalnızca gönüllü olarak aydınlatılmış onam veren bireyler doldurabilmiştir.

İstatistiksel Analiz

Toplanan veriler SPSS 23.0 (IBM SPSS Corp., Armonk, NY, ABD) paket programına aktarılmış ve analiz öncesinde veri seti kapsamlı biçimde incelenmiştir. Bu doğrultuda kayıp veri, aykırı gözlem, normallik ve çoklu bağlantı varsayımları

değerlendirilmiştir. Çok değişkenli aykırı değerler Mahalanobis uzaklığı ölçütü ($p < ,001$) kullanılarak belirlenmiş; normallik varsayımı çarpıklık (skewness) ve basıklık (kurtosis) katsayıları üzerinden incelenmiş ve $\pm 1,5$ aralığındaki değerler kabul edilebilir olarak değerlendirilmiştir (George ve Mallery, 2005). Çoklu bağlantı sorunu ise varyans şişirme faktörü (VIF) ve tolerans değerleri aracılığıyla test edilmiş; tüm maddeler için VIF değerlerinin 10'un altında, tolerans değerlerinin ise .20'nin üzerinde olduğu saptanmıştır.

Ölçeğin faktör yapısının doğrulanması amacıyla AMOS 24.0 yazılımı kullanılarak Doğrulamalı Faktör Analizi (DFA) gerçekleştirilmiştir. Kuramsal modelin veriyle uyumu; ki-kare/serbestlik derecesi oranı (χ^2/df), Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (CFI), Tucker-Lewis İndeksi (TLI), Yaklaşık Hataların Ortalama Karekökü (RMSEA) ve Standardize Edilmiş Artık Ortalamaların Karekökü (SRMR) uyum indeksleri aracılığıyla değerlendirilmiştir. Model uyumunun yorumlanmasında $\chi^2/sd < 3$, CFI ve TLI $\geq ,90$ (iyi uyum için $\geq ,95$), RMSEA $\leq ,08$ ve SRMR $\leq ,08$ ölçütleri esas alınmıştır (Hu ve Bentler, 1999; Kline, 2015).

Ölçüt geçerliğine ilişkin kanıt elde etmek amacıyla eş zamanlı geçerlik analizleri gerçekleştirilmiş ve Psikolojik Boşluk Hissi Ölçeği ile YABÖ ve PSDÖ puanları arasındaki ilişkiler Pearson momentler çarpımı korelasyon katsayısı kullanılarak incelenmiştir. Ölçeğin güvenilirliği, toplam ölçek ve alt boyutlar düzeyinde Cronbach Alfa (α) ve McDonald Omega (ω) iç tutarlılık katsayıları hesaplanarak değerlendirilmiştir. Ayrıca düzeltilmiş madde-toplam korelasyonları ile alt ve üst %27'lik gruplar arasındaki madde puanı farklılıkları incelenerek maddelerin ayırt edicilik düzeyleri test edilmiştir (Nunnally ve Bernstein, 1994). Ölçeğin psikolojik boşluk hissi açısından risk taşıyan bireyleri ayırt etme performansını değerlendirmek ve olası bir kesme puanı belirlemek amacıyla ROC (Receiver Operating Characteristic) analizi gerçekleştirilmiştir. ROC eğrisi altında kalan alan (AUC), ölçeğin sınıflandırma doğruluğunun bir göstergesi olarak yorumlanmış; duyarlılık (sensitivity) ve özgüllük/seçicilik (specificity) değerleri dikkate alınarak optimum kesme noktası Youden indeksi ($J = \text{Duyarlılık} + \text{Seçicilik} - 1$) aracılığıyla belirlenmiştir. Tüm istatistiksel analizlerde anlamlılık düzeyi $p < ,01$ olarak kabul edilmiştir.

Bulgular

Yapı Geçerliği

Araştırmanın ilk aşamasında, ölçeğin Türkçe formunun faktör yapısını sınamak amacıyla Açıklayıcı Faktör Analizi

(AFA) uygulanmıştır. Ancak bulgular, özgün ölçekteki kuramsal faktör yapısıyla örtüşmemiş; bazı maddelerin birden fazla faktörde .30 eşliğinin üzerinde yük vermesi nedeniyle belirgin çapraz yüklenmeler gözlenmiştir. Bu durum, AFA'nın veri odaklı yapısı gereği, kuramsal temeli önceden belirlenmiş ölçekler için sınırlı doğrulama gücüne sahip olmasından kaynaklanmaktadır. Özgün ölçeğin faktör yapısının kaynak kültürde daha önce kuramsal ve ampirik olarak doğrulanmış olması nedeniyle, çalışmanın amacı yeni bir yapı türetmek değil, mevcut modelin Türk kültüründeki yapısal geçerliğini test etmek olarak belirlenmiştir. Bu doğrultuda analiz stratejisi, önceden tanımlanmış ölçme modelinin veriyle uyumunu sınavan Doğrulamalı Faktör Analizi'ne (DFA) yönlendirilmiştir. Bu yaklaşım, faktör yapısı önceden belirlenmiş ölçeklerin kültürlerarası uyarlamalarında önerilen psikometrik uygulamalarla tutarlıdır (Brown, 2015; Byrne, 2001; Hair vd., 2010; Hambleton vd., 2005; Kline, 2015).

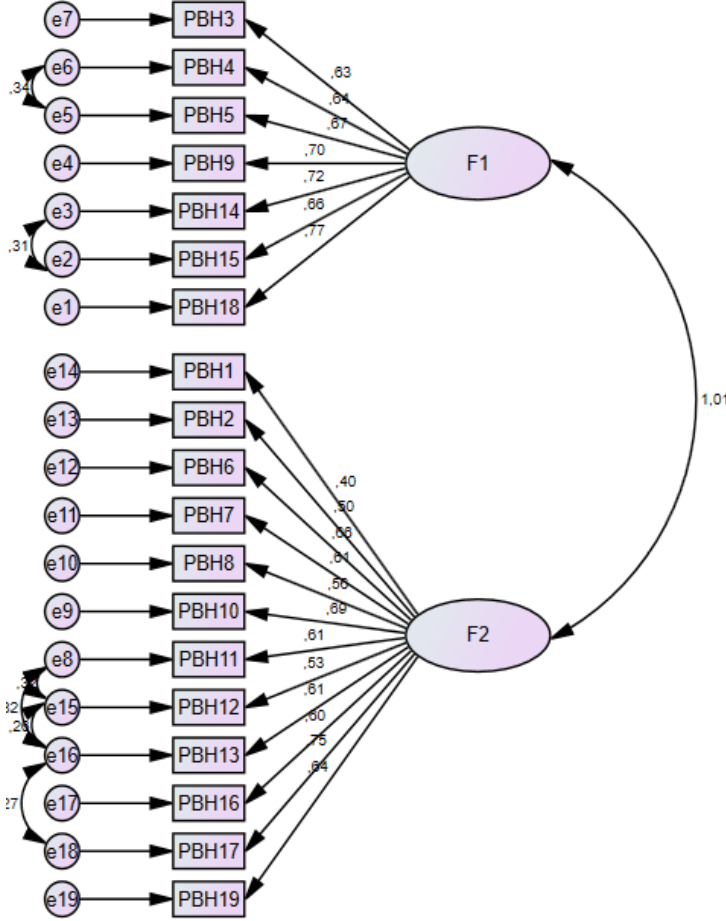
Doğrulamalı faktör analizi, ölçeğin orijinalinde olduğu gibi doğrudan 2 faktörlü yapıyı test etmek amacıyla uygulanmıştır. Model uyum indeksleri ($\chi^2 = 547.84$, $sd = 151$, CFI = ,86, IFI = ,86, TLI = ,85, RMSEA = ,09, SRMR = ,06) birlikte değerlendirildiğinde, χ^2/sd oranının 3,63 ile kabul edilebilir sınırlar içinde kaldığı görülmektedir. RMSEA değeri ,09 (90% GA: ,08-,10) olup yaklaşık uyumun iyi düzeyde olduğuna kanıt sunmaktadır. CFI ve TLI değerleri ise sırasıyla ,86 ve ,85 olarak hesaplanmış; CFI ve TLI ,90 eşliğini aşamamış sınırın altında kalmıştır. Standardize faktör yüklerinin 1. madde ,40, geri kalan tüm maddeler ,40 üzerinde olması (,40-,78), ölçüm modelinin yakınsak geçerliği açısından olumlu bir görünüm sergilediğine işaret etmektedir. CFI, IFI ve TLI değerinden dolayı modifikasyon yapmaya karar verilmiştir. Kovaryans kararı sadece modifikasyon indeksi (MI) sıralamasına bakılarak değil, maddelerin içerik incelemesi (madde havuzunun önsel gözden geçirilmesi) sonucunda alınmıştır, MI sadece bu kararı istatistiksel olarak destekleyen ek bir gerektir (Hermida, 2015; MacCallum vd. 1992). e5 ile e6 arasında ya da e15 ile e16 hata terimlerine ait maddeler içerik ve ifade biçimi açısından yüksek örtüşme göstermektedir (örnek: "Hiçbir şey olduğunuzu hissettiniz." "İçinizin bomboş olduğunu hissettiniz" her iki madde de hiçlik boyutunu birbirine yakın sözcüklerle ölçmektedir. Diğer bir örnek "Başkaları üzerinde hiçbir etkinizin olmadığını hissettiniz.", "Başkalarına sadece yük olduğunuzu hissettiniz." her iki madde de kopma/kopukluk boyutunu birbirine yakın sözcüklerle ölçmektedir). Bu tür yüzeysel benzerlik, ortak faktörün ötesinde ek bir paylaşılan varyans kaynağı yaratabilir (Brown, 2015; Cole vd., 2007). Bu nedenle iki maddenin hata terimleri arasında kovaryans tanımlanmış,

bu şekilde ortak faktörün etkisi yöntem etkisinden ayrıştırılmıştır.

e5-e6, e2-e3, e8-e15, e15-e16 ile e16-e18 arasında modifikasyon ile DFA yeniden yapılmış ve uyum iyiliği değerleri ($\chi^2 = 398.120$, $sd = 145$, $\chi^2/sd = 2.746$, $CFI = ,90$, $IFI = ,91$, $TLI = ,90$, $RMSEA = ,08$, $SRMR = ,05$) olarak bulunmuştur ve yol diyagramı Şekil 1’de gösterilmiştir.

Şekil 1.

DFA Sonucu Yol Diyagramı



Şekil 1’de görüldüğü üzere standardize faktör yüklerinin tamamı .40 üzerinde olması (.40-.77), ölçüm modelinin yakınsak geçerliği açısından olumlu bir görünüm sergilediğine işaret etmektedir.

Öte taraftan ölçekte bazı maddelerin birbiriyle kovaryans oluşturmak istemesine dayalı ölçeğin tek boyutlu olabileceğini düşündürmüş ve DFA tek boyutlu olarak yeniden yapılmış, uyum iyiliği değerleri ($\chi^2 = 420.477$, $sd = 147$, $\chi^2/sd = 2,86$, $CFI = ,90$, $IFI = ,90$, $TLI = ,89$, $RMSEA = ,08$, $SRMR = ,06$) olarak bulunmuştur. Dolayısıyla ölçeğin hem iki

boyutlu hem de tek boyutlu hali kullanabileceğinin söylemek mümkündür.

Ölçüt Geçerliği

Eş zamanlı uyum geçerliğini hesaplamak için PBHÖ, YABÖ ve PSDÖ’nin toplam puan ortalamaları üzerinden Pearson korelasyon analizi yapılmış sonuçlar Tablo 1’de gösterilmiştir.

Tablo 1.

Ölçekler Arası Korelasyon Katsayıları

Değişkenler	1. PBH	2.YAB	3.PSDÖ
1.Psikolojik Boşluk Hissi	-	-,51**	-,59**
2.Yaşamda Anlam Bilinci		-	,68**
3.Psikolojik Sağlık Değerlendirme Ölçeği			-
$\bar{X}$	38,38	43,13	33,48
SS	11,76	16,40	8,63

** $p < ,01$.

Tablo 1’de görüldüğü üzere Psikolojik Boşluk Hissi Ölçeği ile Yaşamda Anlam Bilinci Ölçeği ve Psikolojik Sağlık Değerlendirme Ölçeği arasında sırasıyla $r = -,51$, $-,59$ ($p < ,01$) negatif ilişkiler bulunmaktadır.

Güvenirlilik

Ölçeğin iç tutarlık güvenirlik değerleri ölçeğin bütünü için Cronbach Alfa = ,93, McDonald Omega = ,93, Hiçlik alt boyutu için Alfa = ,87, Omega = ,87; Kopma/kopukluk alt boyutu için Alfa = ,87, Omega = ,88 olarak hesaplanmıştır.

Madde Analizi

PBHÖ’nün madde analizleri için düzeltilmiş madde toplam korelasyonları incelenmiş olup Tablo 2’de gösterilmiştir.

Tablo 2

Madde Analizi Sonucu Düzeltilmiş Madde Toplam Korelasyonları

Madde No	Düzeltilmiş Madde Toplam Korelasyonları	Madde No	Düzeltilmiş Madde Toplam Korelasyonları
PBH1	,366	PBH11	,612
PBH2	,490	PBH12	,543
PBH3	,610	PBH13	,622
PBH4	,644	PBH14	,697
PBH5	,667	PBH15	,648
PBH6	,625	PBH16	,563
PBH7	,587	PBH17	,739
PBH8	,533	PBH18	,737
PBH9	,665	PBH19	,605
PBH10	,654		

Tablo 2’de görüldüğü üzere ölçeğin düzeltilmiş madde toplam korelasyon katsayıları hiçlik alt boyutu için ,61 ile ,74; kopma/kopukluk alt boyutu için ,37 ile ,74 arasında değişmektedir.

Ayırt Edicilik

Psikolojik Boşluk Hissi Ölçeğinin daha önceden psikiyatrik tanısı olanlar ile olmayanları ayırt etmedeki duyarlılığı için öncelikle bağımsız örneklem t testi yapılmış ve sonuçlar Tablo 3’te gösterilmiştir.

Tablo 3.

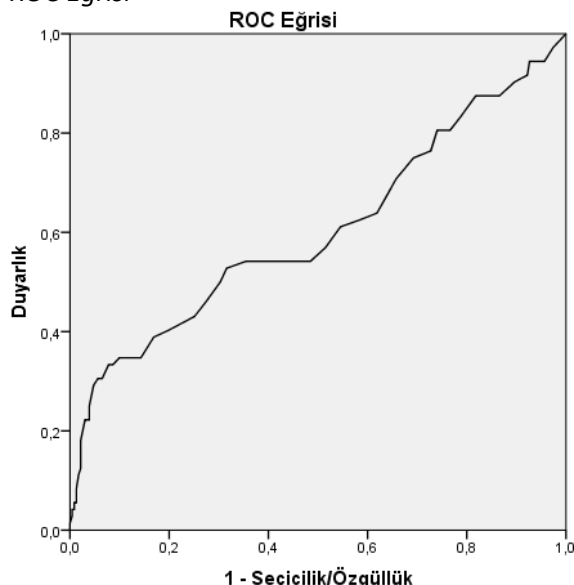
t-Testi Sonuçları

Değişken	Tanı	N	$\bar{X}$	SS	t	p	Cohen d
Psikolojik	Yok	231	37,04	10,36	-3,06	,00	-,49
Boşluk Hissi	Var	72	42,74	14,69			

Tablo 3’te görüldüğü üzere, psikiyatrik tanı alan bireylerin psikolojik boşluk hissi puan ortalamaları ($\bar{X} = 42,74$, $SS = 14,69$), tanı almayan bireylere ($\bar{X} = 37,04$, $SS = 10,36$) kıyasla istatistiksel olarak anlamlı düzeyde daha yüksek bulunmuştur ($t_{(301)} = -3,06$, $p < ,01$). Etki büyüklüğü (Cohen’s $d = -,49$) orta düzeyde olup, bu farkın klinik açıdan da anlamlı bir büyüklükte olduğunu göstermektedir. Bu bulgu, psikolojik kırılganlığın psikiyatrik tanı durumuyla ilişkili olduğu ve tanı alan bireylerin bu yapıyı daha yoğun deneyimlediği yönündeki kuramsal beklentiye desteklemektedir.

Şekil 2.

ROC Eğrisi



Psikolojik Boşluk Hissi Ölçeği’nin psikiyatrik tanı durumunu ayırt etme gücünü değerlendirmek amacıyla ROC (Receiver Operating Characteristic) eğrisi analizi gerçekleştirilmiştir (Şekil 2). Analizde önceden psikiyatrik tanı almış bireyler ($n = 72$, öz bildirime dayalı) pozitif durum, tanı almamış bireyler ($n = 231$) negatif durum olarak kodlanmıştır (Tablo 4).

Tablo 4.

ROC Analizi Bulgusu

Alan	S _{hata} ^a	Asimptotik Anlamlılık ^b	Asimptotik %95 Güven Aralığı	
			Alt sınır	Üst sınır
,605	,043	,007	,521	,688

a= Parametrik olmayan yöntem kullanılarak hesaplanmıştır.

b= p değeri, gerçek eğri altında kalan alanın (AUC) ,50 olduğu sıfır hipotezine göre elde edilmiştir.

Tablo 4’te görüldüğü üzere, Eğri Altında Kalan Alan (AUC) değeri ,605 olarak bulunmuştur ($SH = ,043$, %95 GA [,521- ,688]). Bu değer, istatistiksel olarak şans düzeyinden (,50) anlamlı şekilde farklıdır ($p = ,007$), ancak güven aralığının alt sınırının ,50’ye yakın olması ve AUC değerinin genel kabul gören sınıflandırma ölçütlerine göre (Hosmer ve Lemeshow, 2013) “zayıf” düzeyde kalması, ölçeğin tanı gruplarını ayırt etme gücünün sınırlı olduğuna işaret etmektedir. Fakat bu bulgu, ölçeğin sınıflandırma gücünün tamamen tesadüfi düzeyde olmadığını, sınırlı da olsa gerçek bir ayırt edicilik taşıdığını göstermektedir.

Ölçeğin Optimal kesme puanını hesaplamak için Youden indeksi hesaplanmış ve Tablo 5’te gösterilmiştir.

Tablo 5.

Optimal Kesme Puanı

Kesme Puanı	Duyarlık	Seçicilik/Özgüllük	Youden J
41,5	,528	,684	,212
46,5	,389	,831	,220
42,5	,500	,697	,197

Youden indeksi ($J = \text{Sensitivite} + \text{Spesifite} - 1$) kullanılarak yapılan hesaplamada en yüksek ayırt edicilik değerine 41,5 kesme puanında ulaşılmıştır ($J = 0,212$; sensitivite = %52,8; spesifite = %68,4). Bu bulgu, PBTT puanının 41,5 ve üzerinde olmasının psikiyatrik tanı durumunu makul düzeyde, ancak yüksek doğrulukla öngörmediğini göstermektedir.

Elde edilen sonuçlar, PBHÖ’nün psikiyatrik tanı alan ve almayan bireyleri istatistiksel olarak anlamlı, fakat klinik açıdan sınırlı bir düzeyde ayırt ettiğini ortaya koymaktadır. Bu bulgu, ölçeğin kategorik bir tanı kriteri yerine boyutsal

bir yapıyı (psikolojik boşluk/kırılganlık düzeyini) ölçtüğü ve dolayısıyla klinik tanı gruplarından bağımsız olarak değişkenlik gösterdiği yönündeki kuramsal beklentiyle uyumlu olarak değerlendirilebilir.

Tartışma

Bu çalışmada uyarlanan Psikolojik Boşluk Hissi Ölçeği'nin psikometrik özellikleri, yapı geçerliği, ölçüt geçerliği, güvenilirlik ve ayırt edicilik boyutlarıyla çok yönlü olarak sınanmıştır. Öncelikle bu çalışmada doğrudan doğrulayıcı faktör analizine (DFA) geçilmiş, açıklayıcı faktör analizi (AFA) aşaması atlanmıştır. Bu karar, orijinal ölçeğin (Herron vd., 2024) faktör yapısının kültürel bağlamdan bağımsız olarak sabit kabul edildiği bir varsayıma dayanmaktadır. Ancak bu yaklaşım metodolojik açıdan tartışmaya açıktır. Nitekim mevcut çalışmada elde edilen DFA bulguları da bu kaygıyı destekler niteliktedir. İlk modelde CFI ve TLI değerlerinin kabul edilen .90 eşliğinin altında kalması (CFI = ,86, TLI = ,85), yapılan modifikasyonlar sonrasında dahi ancak sınırda bir uyumun elde edilebilmesi (CFI = ,90, TLI = ,90) ve tek faktörlü modelin de iki faktörlü modele neredeyse eşdeğer bir uyum sergilemesi (CFI = ,90, TLI = ,89), iki faktörlü yapının veri tarafından güçlü bir şekilde desteklenmediğine işaret etmektedir. Benzer bir örüntünün, ölçeğin özgün formuna ilişkin uyum iyiliği bulgularında da gözlemlendiği düşünülmektedir; bu bakımdan mevcut çalışmadan elde edilen bulguların, ölçeğin özgün formunda raporlanan bulgularla örtüştüğü söylenebilir.

İlk DFA modelinde elde edilen uyum indeksleri (CFI = ,86, IFI = ,86, TLI = ,85, RMSEA = ,09, SRMR = ,06), Hu ve Bentler'in (1999) önerdiği kesme noktalarının (CFI/TLI $\geq$,95, RMSEA $\leq$,06) belirgin biçimde altında kalmaktadır. Modifikasyon indeksleri kullanılarak madde hata terimleri arasında (e5-e6, e2-e3, e8-e15, e15-e16, e16-e18) kovaryans tanımlanması yoluyla model iyileştirilmiş ve CFI = ,90, RMSEA = ,08 değerlerine ulaşılmıştır. Model modifikasyonuna ilişkin bu karar, modifikasyon indeksi (MI) değerlerine dayalı veri-güdümlü (data-driven) bir yaklaşımdan ziyade, ilgili maddelerin içerik ve ifade düzeyinde gösterdiği örtüşmenin önsel olarak değerlendirilmesine dayanmaktadır. Modifikasyon indeksi değerleri, bu teorik gerekçeyi istatistiksel olarak destekleyen tamamlayıcı bir kanıt işlevi görmüş, ancak kararın tek başına dayanağı olarak kullanılmamıştır (Hermida, 2015; MacCallum vd., 1992). MacCallum, Roznowski ve Necowitz (1992) bu tür iyileştirme stratejisinin modelin örneklem hatasına aşırı uyumlanması riskini taşıdığından dolayı önermemektedir. Modifikasyon sonrası elde edilen uyum iyiliği değerleri incelendiğinde,

CFI'nin (,903), 90 eşliğinin üzerinde yer aldığı, TLI'nin (,90) bu eşik değerine ulaştığı ve RMSEA'nın (,076) Browne ve Cudeck'in (1993) önerdiği ,05-.08 kabul edilebilir aralığının üst sınırına yakın bir değer aldığı görülmektedir. Bu bulgular birlikte değerlendirildiğinde, modelin kabul edilebilir düzeyde uyum sağladığı söylenebilir. Söz konusu değerler, ölçeğin özgün formundaki uyum iyiliği değerlerine yakın olmakla birlikte, Girgin'in (2025) çalışmasında raporlanan uyum iyiliği değerlerinden daha olumlu bir görünüm sergilemektedir.

Öte yandan, tek faktörlü modelin test edilmesi sonucunda elde edilen uyum değerlerinin (CFI = ,90, RMSEA = ,078), iki faktörlü modele ait değerlere (CFI = ,903, RMSEA = ,076) istatistiksel olarak ayırt edilemeyecek derecede yakın çıkması, ölçeğin iki ayrı faktörü mü yoksa tek bir genel boşluk faktörünü mü yansıttığına ilişkin bir tartışmayı gündeme getirmektedir. Ancak bu durumun bir sınırlılıktan ziyade, kavramsal açıdan tutarlı bir bulgu olarak değerlendirilebileceği düşünülmektedir; zira Yalom (1980) ve Frankl (2006), boşluk deneyimini birbirinden kesin sınırlarla ayrılmış alt bileşenler biçiminde değil, bütüncül bir varoluşsal durum olarak kavramsallaştırmaktadır.

Ölçeğin psikiyatrik tanı durumunu ayırt etme gücüne ilişkin ilk olarak gerçekleştirilen t testi, ölçeğin grup düzeyinde anlamlı bir fark yakaladığını göstermektedir. Bu bulgu tek başına değerlendirildiğinde, ölçeğin bilinen-gruplar geçerliğini (known-groups validity) desteklediği sonucuna ulaşılabilir. Ancak ROC analizi sonucunda elde edilen AUC değeri, ölçeğin bireysel düzeyde sınıflandırma gücünün sınırlı olduğunu ortaya koymaktadır. Hosmer, Lemeshow ve Sturdivant'ın (2013) sınıflandırma ölçütlerine göre ,50-.70 aralığındaki AUC değerleri "zayıf" düzeyde ayırt edicilik olarak nitelendirilmekte olup, bu çalışmada elde edilen değer (,605) söz konusu aralığın orta noktasına yakın bir düzeyde yer almaktadır. Bu bulgu, istatistik literatüründe sıklıkla göz ardı edilen önemli bir ayrıma dikkat çekmektedir: grup ortalamaları arasında anlamlı bir farkın bulunması, ölçeğin bireysel düzeyde tanısal sınıflandırma amacıyla kullanılabilir olduğu anlamına gelmemektedir (Streiner vd., 2015). Bir ölçeğin araştırma bağlamında gruplar arası farkı ortaya koyabilmesi ile klinik bağlamda bireysel vaka sınıflandırması yapabilmesi, birbirinden farklı psikometrik gereklilikler taşımaktadır; bu çalışmadan elde edilen bulgular, PBHÖ'nün grup ayırt ediciliği bakımından başarılı, bireysel sınıflandırma gücü bakımından ise sınırlı olduğunu göstermektedir. Elde edilen Youden indeksi de ölçeğin tek başına bir tarama/tanı aracı olarak kullanılmasının şu aşamada önerilemeyeceğine işaret etmektedir.

Ölçüt geçerliği bulguları ise teorik beklentilerle güçlü biçimde uyumludur. PBHÖ'nün Yaşamda Anlam Bilinci Ölçeği ve Psikolojik Sağlık Değerlendirme Ölçeği ile negatif yönde ve anlamlı ilişkiler göstermesi, Frankl'ın (2006) anlam istemi kavramsallaştırmasını ve May'in (1981) özgün benlik-sağlamlık ilişkisine dair görüşlerini ampirik olarak desteklemektedir. Bu korelasyonların büyüklüğü (orta-yüksek düzey), aynı zamanda aşırı örtüşme (yani PBHÖ'nün bu ölçeklerin yalnızca tersini ölçmediğini) göstermesi açısından da ölçüt geçerliğine (concurrent validity) dair olumlu bir işaret sunmaktadır. Son olarak ölçeğin iç tutarlık güvenirliği ve alt boyutlardaki güvenirlik katsayıları yüksek düzeydedir (Büyüköztürk, 2018).

Sonuç ve Öneriler

PBHÖ'nün psikometrik değerleri incelendiğinde Türk yetişkinlerde psikolojik boşluk hissini geçerli ve güvenilir bir şekilde değerlendirebilecek bir ölçme aracıdır. Bu çalışmanın bulguları, bazı sınırlılıklar göz önünde bulundurularak değerlendirilmelidir. Her şeyden önce orijinal çalışmanın sağladığı AFA kanıtlarının bu çalışmada örneklem sayısından kaynaklı irdelenmemiş olması bir sınırlılık kabul edilmekte, ileri çalışmalarda AFA ve DFA'nın farklı örneklem gruplarında birlikte incelenmesi modifikasyon indekslerine dayalı veri-güdümlü düzeltmelerin yarattığı belirsizliği ortadan kaldıracaktır. Öte taraftan ayırt edicilik için, tek bir "tanı var/yok" kategorisi yerine, farklı tanı gruplarının (Örn. SKB, bipolar, depresyon, anksiyete) ayrı ayrı ele alındığı ve şiddet düzeylerinin (klinik/subklinik/klinik olmayan) karşılaştırıldığı çok gruplu analizler önerilir. Bu, hangi tanı kategorisinin ölçeğin ayırt edicilik gücünü zayıflattığını/güçlendirdiğini netleştirecektir.

Etik Komite Onayı: Bu çalışma için etik komite onayı Sivas Cumhuriyet Üniversitesi'nden (Tarih: 29 Nisan 2024, Sayı: 420930) alınmıştır.

Katılımcı Onamı: Yazılı onam bu çalışmaya katılan tüm katılımcılardan alınmıştır.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Fikir-H.S.; Tasarım-H.S.; Denetleme-H.S.; Kaynaklar-H.S.; Veri Toplanması ve/veya İşlemesi-H.S.; Analiz ve/veya Yorum-H.S.; Literatür Taraması-H.S.; Yazıyı Yazan-H.S.; Eleştirel İnceleme-H.S.

Çıkar Çatışması: Yazarlar, çıkar çatışması olmadığını beyan etmiştir.

Finansal Destek: Yazarlar, bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Yapay Zekâ Kullanımı: Metin düzeltmeleri, cümle bağlamalarının oluşturulmasında, cümle revizyonlarında ve tartışmanın genişletilmesinde ChatGPT'den faydalanılmıştır.

Ethics Committee Approval: Ethics committee approval was received for this study from the ethics committee of Sivas Cumhuriyet University (Date: April 29, 2024, Number: 420930).

Informed Consent: Written informed consent was obtained from all participants involved in this study.

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Author Contributions: Concept-H.S.; Design-H.S.; Supervision-H.S.; Resources-H.S.; Data Collection and/or Processing-H.S.; Analysis and/or Interpretation-H.S.; Literature Search-H.S.; Writing Manuscript-H.S.; Critical Review-H.S.

Conflict of Interest: The authors have no conflicts of interest to declare.

Financial Disclosure: The authors declared that this study has received no financial support.

Use of Artificial Intelligence: ChatGPT was used for textual revisions, establishing sentence coherence, revising sentences, and expanding the discussion section.

Kaynaklar

- American Psychiatric Association. (2022). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed., text rev.). American Psychiatric Association Publishing. <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425787>
- Binswanger, L. (1958). The case of Ellen West. In R. May, E. Angel, & H. F. Ellenberger (Eds.), *Existence: A new dimension in psychiatry and psychology* (pp. 237-364). Basic Books.
- Bowlby, J. (1988). *A secure base: Parent-child attachment and healthy human development*. Basic Books.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). The Guilford Press.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen and J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Sage.
- Büyüköztürk, Ş. (2018). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı*. Pegem Akademi.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS*. Taylor & Francis.
- Cole, D. A., Ciesla, J. A., & Steiger, J. H. (2007). The insidious effects of failing to include design-driven correlated residuals in latent-variable covariance structure analysis. *Psychological Methods*, 12(4), 381-398. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.12.4.381>

- D'Agostino, A., Pepi, R., Rossi Monti, M., & Starcevic, V. (2020). The feeling of emptiness: A review of a complex subjective experience. *Harvard Review of Psychiatry*, 28(5), 287-295. <https://doi.org/10.1097/HRP.0000000000000269>
- Ellison, W. D., Rosenstein, L., Chelminski, I., Dalrymple, K., & Zimmerman, M. (2016). The clinical significance of single features of borderline personality disorder: Anger, affective instability, impulsivity, and chronic emptiness in psychiatric outpatients. *Journal of Personality Disorders*, 30(2), 261-270. https://doi.org/10.1521/pedi_2015_29_193
- Frankl, V. E. (2006). *Man's search for meaning*. Beacon Press. (Original work published 1959)
- Fromm, E. (1955). *The sane society*. Rinehart & Company.
- Fulham, L., & Fitzpatrick, S. (2025). Feeling hollow: Examining the presence and emotional correlates of emptiness in borderline personality disorder. *Cognition and Emotion, Advance online publication* 1-10. <https://doi.org/10.1080/02699931.2025.2608120>
- George, D., & Mallery, P. (2005). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference 12.0 update* (5th ed.). Pearson Education.
- Girgin, Ç. (2025). The Turkish adaptation of the psychological emptiness scale: A validity and reliability study. *Spiritual Psychology and Counseling*, 10(2), 137-154. <https://izlik.org/JA46KP79FP>
- Grilo, C. M., & Udo, T. (2021). Association of borderline personality disorder criteria with suicide attempts among US adults. *JAMA Network Open*, 4(5), Article e219389. <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2021.9389>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson Prentice Hall.
- Hambleton, R. K., Merenda, P. F., & Spielberger, C. D. (2005). *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. Taylor & Francis.
- Hang, X., Lü, W., Wu, Y., Kang, X., & Zhu, Y. (2025). Dimensions of the psychological emptiness and its relation with suicide history among college students. *Frontiers in Psychology*, 16, Article 1626912. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1626912>
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (2012). *Acceptance and commitment therapy: The process and practice of mindful change* (2nd ed.). Guilford Press.
- Hazell, C. G. (1984). A Scale for measuring experienced levels of emptiness and existential concern. *The Journal of Psychology*, 117(2), 177-182. <https://doi.org/10.1080/00223980.1984.9923674>
- Hein, K. E., Glass, I. V., Frankenburg, F. R., Fitzmaurice, G. M., & Zanarini, M. C. (2025). Emptiness in patients with borderline personality disorder: Severity and predictors of outcome over 24 years of prospective follow-up. *Journal of Affective Disorders*, 372, 234-240. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2024.11.075>
- Herman, J. L. (1992). *Trauma and recovery: The aftermath of violence - from domestic abuse to political terror*. Basic Books.
- Hermida, R. (2015). The problem of allowing correlated errors in structural equation modeling: concerns and considerations. *Computational Methods in Social Sciences*, 3(1), 5-17. <https://ideas.repec.org/a/ntu/ntcmss/vol3-iss1-15-005.html>
- Herron, S. J., & Sani, F. (2022). Understanding the typical presentation of emptiness: A study of lived-experience. *Journal of Mental Health*, 31(2), 188-195. <https://doi.org/10.1080/09638237.2021.1922645>
- Herron, S. J., Saunders, R., Sani, F., & Feigenbaum, J. (2024). The psychological emptiness scale: A psychometric evaluation. *BJPsych Open*, 10(2), Article e42. <https://doi.org/10.1192/bjo.2023.649>
- Hosmer Jr., D. W., Lemeshow, S., & Sturdivant, R. X. (2013). *Applied logistic regression*. John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9781118548387>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Husserl, E. (1982). *Ideas pertaining to a pure phenomenology and to a phenomenological philosophy [Ideen zu einer reinen Phänomenologie und phänomenologischen Philosophie]* (F. Kersten, Trans.). Martinus Nijhoff. (Original work published 1913).
- Johnson, J., Gooding, P. A., Wood, A. M., & Tarrier, N. (2010). Resilience as positive coping appraisals: Testing the schematic appraisals model of suicide (SAMS). *Behaviour Research and Therapy*, 48(3), 179-186. <http://dx.doi.org/10.1016/j.brat.2009.10.007>
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.

- Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personnel Psychology*, 28(4), 563-575. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x>
- Linehan, M. M. (1993). *Cognitive-behavioral treatment of borderline personality disorder*. Guilford Press.
- MacCallum, R. C., Roznowski, M., & Necowitz, L. B. (1992). Model modifications in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin*, 111(3), 490-504. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.111.3.490>
- Mahmoodzadeh, M., Khalilzadeh Zia, S., Sakhaei, S., & Mahmoudzadeh, M. (2026). The mediating role of moral resilience in the relationship between purposefulness and psychological emptiness among nursing internship students: A structural equation modeling approach. *BMC Nursing, Advance online publication*. <https://doi.org/10.1186/s12912-026-04387-4>
- Maslach, C., & Leiter, M. P. (1997). *The truth about burnout: How organizations cause personal stress and what to do about it*. Jossey-Bass.
- May, R. (1981). *Freedom and destiny*. W. W. Norton & Company.
- Miller, C. E., Townsend, M. L., & Grenyer, B. F. S. (2021). Understanding chronic feelings of emptiness in borderline personality disorder: A qualitative study. *Borderline Personality Disorder and Emotion Dysregulation*, 8, Article 24. <https://doi.org/10.1186/s40479-021-00164-8>
- Miller, C. E., Townsend, M. L., Day, N. J. S., & Grenyer, B. F. S. (2020). Measuring the shadows: A systematic review of chronic emptiness in borderline personality disorder. *PLoS ONE*, 15(7), Article e0233970. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0233970>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill.
- Potter, N. N. (2025). How and why emptiness manifests in everyday life: Borderline personality disorder and beyond. In K. Banicki ve P. Zachar (Eds.), *Conceptualizing personality disorder: Perspectives from philosophy, psychological science, and psychiatry* (pp. 335-351). Cambridge University Press.
- Price, A. L., Mahler, H. I. M., & Hopwood, C. J. (2022). Construction and validation of a self-report subjective emptiness scale. *Assessment*, 29(3), 397-409. <https://doi.org/10.1177/1073191120968275>
- Rhodes, J. E., Hackney, S. J., & Smith, J. A. (2019). Emptiness, engulfment, and life struggle: an interpretative phenomenological analysis of chronic depression. *Journal of Constructivist Psychology*, 32(4), 390-407. <https://doi.org/10.1080/10720537.2018.1515046>
- Sarıçam, H., Çelik, İ., & Canatan, A. (2017). Amaç bilinci (hissi) ölçeğinin Türk kültürüne uyarlaması ve psikometrik özellikleri. 2. *Avrasya Pozitif Psikoloji Kongresi Özet Bildiri Kitabı* (s. 136). <https://ppcongress.com/uploads/content/files/20/2-avrasya-pozitif-psikoloji-kongresi-ozet-bildiri-kitabi17-guncel.pdf>
- Sarıçam, H., Deveci, M., & Ahmetoğlu, E. (2020). The examination of hope, intolerance of uncertainty and resilience levels in parents having disabled children. *Global Journal of Psychology Research: New Trends and Issues*, 10(1), 118-131. <https://doi.org/10.18844/gjpr.v10i1.4398>
- Sarıçam, H., İlbay, A. B., Uysal, R., Çardak, M., & Akın, A. (2012, May 3-5). *Turkish version of the short form of resilience appraisal scale: The validity and reliability study* [Conference presentation]. International Counseling and Education Conference (ICEC 2012), İstanbul, Türkiye. <https://doi.org/10.13140/RG.2.1.4252.1201>
- Sass, L. A., & Parnas, J. (2003). Schizophrenia, consciousness, and the self. *Schizophrenia Bulletin*, 29(3), 427-444. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.schbul.a007017>
- Sharma, G., Yukhymenko-Lescroart, M., & Kang, Z. (2018). Sense of purpose scale: Development and initial validation. *Applied Developmental Science*, 22(3), 188-199. <https://doi.org/10.1080/10888691.2016.1262262>
- Shear, M. K. (2015). Complicated grief. *New England Journal of Medicine*, 372(2), 153-160. <https://doi.org/10.1056/NEJMcp1315618>
- Siegel, D. J. (1999). *The developing mind: How relationships and the brain interact to shape who we are*. Guilford Press.
- Silva, W. A. D., Alves, G. B. S., & Loureto, G. D. L. (2024). Personality and purpose of life: The moderating role of existential emptiness in the link of ontological perception of time and search for meaning in life. *Current Psychology*, 43, 14400-14410. <https://doi.org/10.1007/s12144-023-05469-1>
- Simeon, D., & Abugel, J. (2006). *Feeling unreal: Depersonalization disorder and the loss of the self*. Oxford University Press.

- Streiner, D. L., Norman, G. R., & Cairney, J. (2015). *Health measurement scales: A practical guide to their development and use* (5th ed.). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/med/9780199685219.001.0001>
- Twenge, J. M. (2017). *iGen: Why today's super-connected kids are growing up less rebellious, more tolerant, less happy — and completely unprepared for adulthood*. Atria Books.
- van der Kolk, B. A. (2014). *The body keeps the score: Brain, mind, and body in the healing of trauma*. Viking.
- Winnicott, D. W. (1965). *The maturational processes and the facilitating environment: Studies in the theory of emotional development*. International Universities Press.
- Yalom, I. D. (1980). *Existential psychotherapy*. Basic Books.
- Yen, S., Peters, J. R., Nishar, S., Grilo, C. M., Sanislow, C. A., Shea, M. T., Zanarini, M. C., McGlashan, T. H., Morey, L. C., & Skodol, A. E. (2021). Association of borderline personality disorder criteria with suicide attempts: Findings from the collaborative longitudinal study of personality disorders over 10 years of follow-up. *JAMA Psychiatry*, 78(2), 187-194. <https://doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2020.3598>
- Yıldırım, İ., & Kardaş, F. (2025). Hope fatigue: an emerging concept in mental health. *Psikiyatride Güncel Yaklaşımlar*, 17(4), 788-805. <https://doi.org/10.18863/pgy.1608159>
- Zanarini, M. C., Frankenburg, F. R., DeLuca, C. J., Hennen, J., Khera, G. S., & Gunderson, J. G. (1998). The pain of being borderline: Dysphoric states specific to borderline personality disorder. *Harvard Review of Psychiatry*, 6(4), 201-207. <https://doi.org/10.3109/10673229809000330>