

Atletik Performans Testi Kaygı Ölçeği Geliştirme Çalışması (APT-KÖ)

Aslı Ece KOÇAK^{1*}, Hande BABA KAYA², Levent GÖRÜN², Selahattin AKPINAR²,
Mustafa KOÇ¹

¹Düzce Üniversitesi, Eğitim Bilimler Fakültesi, Düzce.

²Düzce Üniversitesi, Spor Bilimler Fakültesi, Düzce.

Araştırma Makalesi

Gönderi Tarihi: 30/06/2025

Kabul Tarihi: 07/12/2025

Online Yayın Tarihi: 31/01/2026

Öz

Bu araştırma, futbol hakemlerinin Atletik Performans Testi (APT) kaygı düzeylerini değerlendirmek üzere geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı geliştirmeyi amaçlamaktadır. Literatürde hakemlerin APT kaygısını spesifik olarak ölçen bir aracın bulunmaması araştırmanın temel gerekçesini oluşturmaktadır. Ölçek geliştirme sürecinde literatür taraması ve 12 hakem ile görüşmeler yapılarak 60 maddelik havuz oluşturulmuştur. Uzman görüşleri doğrultusunda kapsam geçerliği değerlendirilmiş ve uygun olmayan maddeler elenmiştir. Deneme uygulaması 124 hakeme yapılarak Açıklayıcı Faktör Analizi, ardından 462 hakem ile Doğrulamalı Faktör Analizi gerçekleştirilmiştir. Analizler sonucunda fizyolojik, bilişsel ve duyuşsal olmak üzere üç boyutlu, 19 maddelik yapı elde edilmiştir. Model uyum indeksleri kabul edilebilir düzeyde bulunmuştur (CFI=0,933, TLI=0,923, RMSEA=0,063). Güvenirlilik katsayıları fizyolojik boyut için 0,82, duyuşsal boyut için 0,78, bilişsel boyut için 0,68 ve toplam ölçek için 0,86 olarak hesaplanmıştır. Ölçek, hakemlerin APT'ye yönelik kaygı farkındalığını artırmak, grup düzeyinde müdahale ihtiyaçlarını belirlemek ve APT öncesi psikolojik hazırlık süreçlerini desteklemek amacıyla kullanılabilir. Bilişsel boyutun düşük güvenirliliği ve bazı geçerlik kanıtlarının eksikliği nedeniyle gelecek çalışmalarda ölçeğin geliştirilmesi önerilmektedir.

Anahtar Kelimeler: Futbol hakemleri, Atletik performans testi, Kaygı, Geçerlik, Güvenirlilik

Athletic Performance Test Anxiety Scale Development Study (APT-AS)

Abstract

This study aims to develop a valid and reliable measurement tool to evaluate the Athletic Performance Test (APT) anxiety levels of football referees. The absence of a specific instrument measuring referees' APT anxiety in the literature constitutes the main rationale for this study. In the scale development process, a 60-item pool was created through literature review and interviews with 12 referees. Content validity was evaluated based on expert opinions and inappropriate items were eliminated. Pilot application was conducted with 124 referees using Exploratory Factor Analysis, followed by Confirmatory Factor Analysis with 462 referees. The analyses yielded a three-dimensional, 19-item structure comprising physiological, cognitive, and affective dimensions. Model fit indices were found to be at acceptable levels (CFI=0.933, TLI=0.923, RMSEA=0.063). Reliability coefficients were calculated as 0.82 for the physiological dimension, 0.78 for the affective dimension, 0.68 for the cognitive dimension, and 0.86 for the overall scale. The scale can be used to increase referees' awareness of APT-related anxiety, determine group-level intervention needs, and support psychological preparation processes before APT. Due to the low reliability of the cognitive dimension and the lack of some validity evidence, further development of the scale is recommended in future studies.

Keywords: Football referees, Athletic performance test, Anxiety, Validity, Reliability

* Sorumlu Yazar: Aslı Ece Koçak, E-posta: asliecekocak@duzce.edu.tr

GİRİŞ

Mevcut literatürde futbol hakemlerinin atletik performans testlerine yönelik kaygılarını ölçmeye özgü, geçerli ve güvenilir bir ölçek bulunmamaktadır. Bu durum, araştırmanın temel gerekçesini oluşturmaktadır. Futbol hakemliği, fiziksel dayanıklılığın yanı sıra hızlı bilişsel işleme ve psikolojik dengeyi gerektiren çok boyutlu bir görevdir (Atılğan ve Tükel, 2019). Hakemler, çevresel uyarıyı algılayarak saniyeler içinde kritik kararlar vermek zorundadır (Cel, 1994). Bu süreçte yalnızca fiziksel hazırlık değil, aynı zamanda motivasyon, kaygı yönetimi ve konsantrasyon gibi psikolojik beceriler de belirleyici rol oynamaktadır (Arslanoğlu ve ark., 2010; Bompa, 2003; Sevim, 2002). Dolayısıyla hakemlerin performansı, zihinsel dayanıklılık ve stresle başa çıkma kapasiteleriyle yakından ilişkilidir (Canedo Nogueira ve ark., 2022; Carter ve ark., 2024).

Türkiye’de hakemler aday hakemden FIFA hakemine kadar farklı klasman seviyelerinde görev yapmaktadır. Atletik Performans Testlerinin (APT) başarıyla tamamlanması, klasman yükseltme, sezon öncesi vize yenileme ve müsabaka görevlerine katılım için temel bir şarttır. Bu testlerde başarısız olan hakemler, bir alt klasmana düşme, vize yenileyememe veya profesyonel liglerde görev alamama gibi ciddi sonuçlarla karşılaşmaktadır (Türkiye Futbol Federasyonu, 2025). Bu nedenle APT, hakemlerin kariyer gelişimleri açısından kritik öneme sahiptir. Bu yüksek önem, hakemlerin test öncesinde yalnızca fiziksel değil aynı zamanda psikolojik ve zihinsel olarak da baskı altında hissetmelerine yol açmaktadır. Sporcular gibi hakemler de dikkat, odaklanma, baskı altında karar verme ve hedef belirleme gibi psikolojik becerilere ihtiyaç duymakta; bu süreçte yaşanan kaygı ve stres hem test performansını hem de sonrasındaki karar verme doğruluğunu olumsuz etkileyebilmektedir (Bloß ve ark., 2020; McEwan ve ark., 2024).

Kaygı; sıkıntı, başarısızlık duygusu, korku, mutsuzluk ve belirsizlik gibi duyguları içerebilen karmaşık bir psikolojik durumdur (Cüceloğlu, 1994). Geleceğe dair olumsuz beklentiler ve güvensizlik duygusunun birleşimi olarak da tanımlanmaktadır (Oktay ve Yıldız, 2018). Yoğun kaygı anlarında otonom sinir sistemindeki fizyolojik uyarım, terleme, titreme ve kas gerginliği gibi belirtilerle kendini gösterebilir (Öner, 1994). Atletik performans testlerinde hakemlerin 40×75 metre mesafeyi yüksek yoğunluklu tempoda tamamlamak zorunda olması, bu fizyolojik taleplerin kaygı ile birleştiğinde performans üzerinde olumsuz bir etki yaratmasına neden olabilmektedir (Schmidt ve ark., 2019). Nitekim hakemliğin yüksek fizyolojik gereksinimleri kaygıyla birleştiğinde performans verimliliğinde belirgin düşüşlere yol açmakta (Castagna ve ark., 2007; Zhang ve ark., 2022) ve özellikle sezon öncesi ya da devre arası yapılan yoğun testler kas yorgunluğu ve sakatlık riskini artırarak performans kaybını daha da derinleştirebilmektedir.

Atletik performans testleri sonuçlarının hakemlerin kariyer gelişimini doğrudan etkilemesi nedeniyle önemli bir psikolojik baskı oluşturmaktadır. Başarısız olma korkusu, hakemlerde performans kaygısını artırarak test sırasında potansiyellerini tam olarak ortaya koymalarını engelleyebilmektedir (Weinberg ve Gould, 2015). Testlerde başarısızlık yaşayan hakemler, özgüven kaybı nedeniyle maçlarda daha az etkili kararlar verebilmekte (Guillén ve Feltz, 2011) ve yoğun stres, odaklanma becerilerini zayıflatarak hem test performansını hem de müsabaka içi dikkatlerini olumsuz yönde etkileyebilmektedir (Mascarenhas ve ark., 2005).

Ayrıca, yüksek kaygı düzeyine eşlik eden öz eleştiri, başarısızlık korkusu ve öz şefkat eksikliği gibi psikolojik faktörler hakemlerin zihinsel dayanıklılığını daha da zayıflatmaktadır (Kim ve ark., 2022; Saraiva ve ark., 2025; Wang ve ark., 2023).

Hakemlerin atletik performans testlerinde yaşadığı fizyolojik ve psikolojik zorluklar koşu performanslarını doğrudan etkileyerek testlere katılım ve klasman yükselmelerinde belirleyici olmaktadır. Bu durum özellikle genç ve yetenekli hakemlerin kariyer gelişimlerini olumsuz yönde etkileyebilmektedir. Dolayısıyla APT'ye ilişkin kaygıların belirlenmesi, hakemlerin kariyerlerinde karşılaştıkları güçlüklerin anlaşılması ve bu alana yönelik etkili müdahale programlarının geliştirilmesi açısından kritik öneme sahiptir. Bu bağlamda, hakemlerin atletik performans testlerine yönelik kaygı düzeylerini fizyolojik, bilişsel ve duyuşsal boyutlarıyla değerlendirecek psikometrik açıdan geçerli ve güvenilir bir ölçek geliştirmek, alan yazındaki önemli bir boşluğu doldurmayı ve spor psikolojisi literatürüne özgün katkı sunmayı amaçlamaktadır.

METHOD

Araştırma Modeli

Bu araştırma, futbol hakemlerinin APT ile ilgili kaygı düzeylerini değerlendirmek için tasarlanmış bir ölçek geliştirme araştırmasıdır. Metodolojik bir araştırma tasarımı kullanılarak yürütülmüştür. Ölçek geliştirme tasarımının seçilme nedeni, literatürde hakemlerin APT'ye yönelik kaygılarını spesifik olarak ölçen geçerli ve güvenilir bir ölçme aracının bulunmamasıdır. Mevcut kaygı ölçekleri genel sporcu evrenine yönelik olup, hakemlerin APT sürecinde yaşadığı özgül kaygı bileşenlerini (fiziksel performans endişesi, değerlendirilme korkusu, başarısızlık kaygısı) kapsamlı bir şekilde ele almamaktadır. Bu araştırma boşluğu, hakem performansının optimal düzeyde sürdürülmesi açısından kritik önem taşımaktadır. Metodolojik araştırma öncelikle geçerlik ve güvenilirlik analizlerine odaklanarak ölçme araçlarının geliştirme ve uyarlama süreçlerini sistematik olarak ele almaktadır (DeVellis, 2017). Bu tür çalışmalar, psikolojik yapılar veya sosyal olgular gibi soyut kavramları işlevsel ve ölçülebilir hale getirerek bilimsel araştırma yöntemlerini iyileştirmeyi ve standartlaştırmayı amaçlamaktadır (Boateng ve ark., 2018). APT kaygısı gibi çok boyutlu bir psikolojik yapının ölçülmesi için psikometrik özellikleri içeren bir ölçme aracının geliştirilmesi, hem teorik katkı hem de pratik uygulama açısından gereklidir.

Evren-Örneklem

Araştırmanın amacı ölçek geliştirmek olduğundan, çalışma grubu seçkili örnekleme yöntemlerinden amaçlı örnekleme tekniği ile belirlenmiştir (Büyüköztürk ve ark., 2020). Katılımcılar, Türkiye Futbol Federasyonu'na bağlı farklı klasmanlarda (aday hakemden FIFA hakemine kadar) görev yapan lisanslı futbol hakemleri listelenerek gönüllü katılım esasına göre çalışmaya dahil edilmiştir. İlk aşamada 124 hakemden elde edilen veriler, madde havuzunun incelenmesi ve ölçeğin faktör yapısının keşfine yönelik Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) için kullanılmıştır. Örneklem büyüklüğü bazı teorik standartların altında olmakla birlikte, küçük

örneklemelerde de güvenilir faktör yapıları elde edilebildiğini gösteren çalışmalar (de Winter ve ark., 2009; MacCallum ve ark., 1999) doğrultusunda analizler geçerli kabul edilmiştir.

Elde edilen yapının doğrulanması amacıyla ikinci aşamada 467 hakemden veri toplanmış, çok değişkenli uç değer analizi sonucunda 5 katılımcı çıkarılarak Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) 462 kişilik örneklem üzerinden gerçekleştirilmiştir. Deneme ve nihai çalışma grupları karşılaştırıldığında, yaş ortalaması, eğitim düzeyi ve klasman dağılımları açısından manidar bir fark gözlenmemiştir (Ki-kare testi, $p>0,05$). Bu bulgu, ölçeğin farklı demografik özelliklere sahip gruplarda tutarlı şekilde işlediğini göstermektedir.

Deneme ve Nihai Ölçekler için Betimleyici İstatistikler

Çalışma gruplarının demografik özellik kategorilerinde dağılımları göz önünde bulundurularak, örneklem büyüklüklerinin araştırma amaçları için uygun olduğu değerlendirilmiştir. Cinsiyet, yaş, eğitim düzeyi, klasman, algılanan ekonomik durum, hakemlik dışında meslek, hakemlik ili, hakemlik yılı ve daha önce APT'ye girme sayısı gibi değişkenler hem deneme hem de nihai gruplar için sunulmuştur.

Tablo 1. Deneme ve nihai ölçeğe ait demografik özellikler

Demografik	Kategori	Deneme Grubu	Nihai Grup
Cinsiyet	Kadın	16 (%12,9)	65 (%14,1)
	Erkek	108 (%87,1)	397 (%85,9)
Yaş	20 altı	0	5 (%1,0)
	20 – 24	11 (%8,9)	20 (%4,3)
	25 – 29	50 (%40,3)	185 (%40,0)
	30 – 34	40 (%32,3)	193 (%41,7)
	35 – 39	18 (%14,5)	51 (%11,0)
	40 ve üstü	5 (%4,0)	8 (%1,7)
Eğitim durumu	Lise	2 (%1,6)	6 (%1,3)
	Üniversite	110 (%88,7)	439 (%95,0)
	Lisansüstü	12 (%9,7)	17 (%3,7)
Klasman	Aday Hakemi	2 (%1,6)	4 (%0,9)
	İl Hakemi	11 (%8,9)	41 (%8,9)
	Kadın Bölgesel Yardımcı Hakemi	5 (%4,0)	32 (%6,9)
	Kadın Bölgesel Hakemi	6 (%4,8)	26 (%5,6)
	Bölgesel Yardımcı Hakemi	29 (%23,4)	84 (%18,2)
	Bölgesel Hakemi	25 (%20,2)	44 (%9,5)
	C Klasman Yardımcı Hakemi	10 (%8,1)	51 (%11,0)
	C Klasman Hakemi	13 (%10,5)	48 (%10,4)
	B Klasman Yardımcı Hakemi	6 (%4,8)	46 (%10,0)
	B Klasman Hakemi	6 (%4,8)	31 (%6,7)
	A Klasman Yardımcı Hakemi	5 (%4,0)	23 (%5,0)
	A Klasman Hakemi	5 (%4,0)	6 (%1,3)
	Süper Lig Yardımcı Hakemi	1 (%0,8)	15 (%3,2)
	Süper Lig Hakemi	0	11 (%2,4)
Algılanan ekonomik durum	Kötü	8 (%6,5)	19 (%4,1)
	Orta	77 (%62,1)	187 (%40,5)
	İyi	39 (%31,5)	256 (%55,4)
Hakemlik dışında meslek	Evet	118 (%95,2)	441 (%95,5)
	Hayır	6 (%4,8)	21 (%4,5)

Tablo 1. Devamı...

Demografik	Kategori	Deneme Grubu	Nihai Grup
Hakemlik İli	1. Bölge	26 (%21,0)	94 (%20,4)
	2. Bölge	31 (%25,0)	56 (%12,1)
	3. Bölge	24 (%19,4)	197 (%42,6)
	4. Bölge	14 (%11,3)	16 (%3,5)
	5. Bölge	6 (%4,8)	33 (%7,1)
	6. Bölge	7 (%5,7)	26 (%5,6)
	7. Bölge	12 (%9,7)	31 (%6,7)
	8. Bölge	4 (%3,2)	9 (%2,0)
Hakemlik yılı	0 – 4	6 (%4,8)	27 (%5,8)
	5 – 9	54 (%43,6)	153 (%33,1)
	10 – 14	34 (%27,4)	216 (%46,8)
	15 - 19	22 (%17,7)	50 (%10,8)
	20 ve üzeri	8 (%6,5)	16 (%3,5)
Daha önce	0 – 4	15 (%12,1)	20 (%4,3)
APT'ye girme sayısı	5 – 9	23 (%18,6)	128 (%27,7)
	10 – 14	28 (%22,6)	181 (%39,2)
	15 - 19	14 (%11,3)	47 (%10,2)
	20 ve üzeri	44 (%35,5)	86 (%18,6)
Toplam		124	462

Tablo 1 incelendiğinde, deneme ve nihai grupların demografik özelliklerinin büyük ölçüde benzerlik gösterdiği görülmektedir. Katılımcıların çoğunluğu erkek (%87,1 ve %85,9) ve üniversite mezunudur (%88,7 ve %95,0). Yaş dağılımı deneme grubunda 25–29 (%40,3), nihai grupta ise 30–34 yaş aralığında (%41,7) yoğunlaşmıştır. Klasman düzeyleri incelendiğinde her iki grupta da çoğunluğun bölgesel hakemlik düzeyinde yer aldığı ve büyük çoğunluğunun hakemlik dışında bir meslek yürüttüğü (%95'in üzerinde) görülmektedir. Ekonomik durum algısı açısından ise deneme grubunda "orta" (%62,1), nihai grupta "iyi" (%55,4) seçeneği öne çıkmaktadır. Hakemlik yılı dağılımı benzerlik göstermekte ve çoğunluğun 10 yıl ve üzeri deneyime sahip olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca daha önce APT'ye girme sayısının artmasıyla birlikte katılımcı oranlarının da yükseldiği, özellikle nihai grubun %39,2'sinin 10–14 kez sınava girdiğini ifade ettiği görülmektedir. Bu bulgular, iki grubun demografik özellikler açısından birbirine benzer bir yapıda olduğunu ve ölçeğin farklı gruplar üzerinde tutarlı şekilde uygulanabileceğini göstermektedir.

Ölçeğin Geliştirilmesi

Ölçek geliştirme sürecinin ilk aşamasında, alanyazın taranarak atletik performans testlerinin kaygıya neden olan faktörleri ile kaygının duyuşsal, bilişsel ve fizyolojik yansımaları belirlenmiştir. Bunun yanı sıra, APT'nin hakemler açısından hangi durumlarda kaygı yarattığını ortaya koymak için amaçlı örnekleme ile seçilen 12 futbol hakemiyle yarı yapılandırılmış görüşmeler yapılmıştır.

Görüşme verilerinin betimsel analizi sonucunda (i) performans kaygısı (başarısız olma ve beklentileri karşılayamama korkusu), (ii) fizyolojik belirtiler (yorgunluk, kas gerginliği, nefes darlığı vb.) ve (iii) dışsal baskılar (otorite, değerlendirilme ve klasman düşme riski) olmak üzere üç ana tema belirlenmiştir. Performans kaygısı teması kapsamında hakemler "(K2) Test günü yaklaştıkça sürekli başaramayacağımı düşünürüm" ve "(K8) Eğer geçemezsem

kariyerim bitecek gibi geliyor" şeklinde ifadeler kullanmıştır. Fizyolojik belirtiler altında "(K6) Testten bir gün önce uykusuzluk yaşarım" ve "(K9) Koşuya başlamadan önce kalbimin çok hızlı attığını fark ederim" gibi deneyimlerini paylaşmışlardır. Dışsal baskılar teması çerçevesinde ise hakemler "(K7) Üst düzey hakemler tarafından izlendiğimizi bilmek ekstra stres yaratıyor" ve "(K11) Klasman düşme riski nedeniyle ailem de kaygılı oluyor" şeklinde görüşlerini dile getirmişlerdir. Bu bulgular literatürden elde edilen bilgilerle birleştirilerek, hakemlerin APT'ye özgü kaygılarını ölçmeyi amaçlayan 86 ifadeden oluşan ilk madde havuzu hazırlanmıştır. Maddeler olumlu dil yapısıyla ifade edilmiş olup, çalışmada ters kodlanmış maddeye yer verilmemiştir.

Madde havuzu, kapsam geçerliğini değerlendirmek amacıyla bir uzman paneline sunulmuştur. Panelde APT deneyimi olan altı futbol hakemi, spor bilimleri alanından üç öğretim üyesi, bir psikolojik danışman ve bir ölçme-değerlendirme uzmanı olmak üzere toplam 11 uzman yer almıştır. Uzmanlara her maddeyi "uygun", "kısmen uygun" veya "uygun değil" olarak değerlendirebilecekleri üçlü derecelendirme formu gönderilmiştir. Yanıtlar Kapsam Geçerlik Oranı (Content Validity Ratio, CVR) yöntemi ile analiz edilmiştir. CVR, Lawshe (1975) tarafından geliştirilen, Veneziano ve Hooper (1997, akt. Yurdagül, 2005) tarafından uyarlanan formül " $CVR = (n_e - N/2) / (N/2)$ " ile hesaplanmıştır. Formülde n_e "uygun" diyen uzman sayısını, N toplam uzman sayısını ifade etmektedir. 11 uzman için minimum kabul edilebilir CVR değeri 0,59'dur. Çalışmada kapsam geçerliğini güçlendirmek amacıyla daha katı bir kriter benimsenmiş ve 0,80'in altında kalan maddeler ölçekten çıkarılmış, bazı maddeler ise anlaşılabilirliği artırmak amacıyla revize edilmiştir. Bu süreç sonunda 60 maddelik deneme ölçeği elde edilmiştir.

Ölçek 5'li Likert tipi olarak düzenlenmiş ve yanıt seçenekleri "Kesinlikle Katılmıyorum (1)" ile "Kesinlikle Katılıyorum (5)" arasında sıralanmıştır. Yüksek puanlar hakemlerin daha yüksek APT kaygısı yaşadığını, düşük puanlar ise daha düşük kaygı düzeyini göstermektedir. Çalışmada ters madde kullanılmamasının nedeni, hakemlerin ifadeleri yanlış yorumlamalarının önüne geçmektir. Katılımcıların ortalama puanları toplam puanın yanıtlanan madde sayısına bölünmesiyle hesaplanmıştır (Turgut ve Baykul, 1992). Deneme uygulaması sonucunda elde edilen veriler üzerinde madde analizi ve güvenilirlik testleri yapılmış, istatistiksel olarak uygun bulunmayan maddeler elenerek nihai ölçeğin faktör yapısı oluşturulmuştur.

Verilerin Analizi

Veriler elektronik ortama aktarıldıktan sonra betimsel istatistikler ve grafikler SPSS 26.0 programında, faktör analizleri ise R 4.4.1 yazılımında (psych ve lavaan paketleri) gerçekleştirilmiştir. Öncelikle verilerin normal dağılım varsayımını karşılayıp karşılamadığı incelenmiş; çarpıklık ve basıklık değerlerinin her iki grupta da $\pm 1,50$ aralığında yer aldığı görülmüştür (George ve Mallery, 2010). Buna ek olarak deneme grubu için Shapiro-Wilk, nihai grup için Kolmogorov-Smirnov (Lilliefors düzeltmeli) testleri uygulanmış ve sonuçların istatistiksel olarak anlamlı çıkmadığı (deneme grubu: $D(124)=0,078$, $p=0,089$; nihai grup: $D(462)=0,054$, $p=0,067$) belirlenmiştir. Böylece verilerin normal dağılımdan sapma göstermediği ve faktör analizlerine uygun olduğu doğrulanmıştır.

Deneme grubunda ($n=124$) AFA, polikorik korelasyon matrisi üzerinden Maximum Likelihood (ML) çıkarım yöntemi ve Promax döndürme ile yürütülmüştür. Faktör sayısı paralel

analiz, MAP testi ve yamaç grafiği sonuçlarıyla birlikte belirlenmiştir. Madde eleme ölçütleri olarak faktör yükü<0,40, ortaklık<0,20, çapraz yük farkı<0,20 ve madde-toplam korelasyonu<0,30 alınmıştır. Bu kriterler sonucunda başlangıçtaki 60 madde 19 maddeye indirilmiş ve üç boyut (fizyolojik, bilişsel, duyuşsal) altında toplanmıştır.

Nihai uygulama için toplanan 467 katılımcının verilerinde öncelikle tek değişkenli ve çok değişkenli uç değerler incelenmiştir. Tek değişkenli uç değerler için z-puanları ($|z|>3,29$) kontrol edilmiş ve herhangi bir uç değer tespit edilmemiştir. Çok değişkenli uç değerler için Mahalanobis uzaklığı kullanılmış ve $\chi^2(19)>36,19$ ($p<0,001$) kriteri uygulanmıştır. Bu analiz sonucunda 5 katılımcı çok değişkenli uç değer olarak belirlenip veri setinden çıkarılmıştır. Böylece nihai analizler 462 katılımcı ile gerçekleştirilmiştir.

Elde edilen üç faktörlü yapı DFA ile test edilmiş ve maddeler ordinal olarak tanımlanarak Ağırlıksız En Küçük Kareler (ULS) tahmincisi kullanılmıştır. Her madde yalnızca ait olduğu faktöre yüklenmiş, çapraz yükler sıfıra sabitlenmiş ve faktörler arası korelasyonlar serbest bırakılmıştır. Modifikasyon indeksleri incelenmiş, ancak teorik gerekçesi bulunmadığından hata kovaryansları eklenmemiştir. Model uyumu χ^2/df , CFI, TLI, RMSEA ve SRMR indeksleriyle değerlendirilmiş ve kabul edilebilir uyum kriterlerinin (CFI ve TLI \geq 0,90; RMSEA ve SRMR \leq 0,08) sağlandığı görülmüştür.

Güvenirlilik değerlendirmesinde Cronbach Alpha katsayılarının yanı sıra McDonald's Omega ve bileşik güvenirlik değerleri hesaplanmış ve madde-toplam korelasyonları istatistikleri incelenmiştir. Zaman kısıtı nedeniyle test-tekrar test güvenirliği uygulanmamış olmakla birlikte elde edilen iç tutarlılık değerleri ölçeğin güvenilir olduğunu göstermiştir.

Tablo 2. Deneme ve nihai APT ölçeklerinin toplam puanlarına ait betimsel istatistikler

	Deneme Grubu	Nihai Grup
n	124	462
Ortalama	147,226 (3,400)	41,678 (0,388)
Medyan	141,250	41,273
Mod	134,00	40,00
Standart Sapma	37,863	8,333
Çarpıklık	0,966 (0,217)	0,287 (0,114)
Basıklık	1,082 (0,431)	0,614 (0,227)

Tablo 2'de sunulan betimsel istatistikler incelendiğinde, deneme grubunda ortalama toplam puanın 147,23 (60 madde), nihai grupta ise 41,68 (19 madde) olduğu görülmektedir. Bu fark, AFA sürecinde 41 maddenin elenmesiyle nihai formun 19 maddeden oluşmasından kaynaklanmaktadır. Karşılaştırılabilirliği sağlamak amacıyla madde başına ortalama puanlar hesaplanmış ve deneme grubunda 2,45 (147,23/60), nihai grupta ise 2,19 (41,68/19) olarak bulunmuştur. Bu değerlerin birbirine yakın olması, ölçeğin madde sayısından bağımsız olarak tutarlı ölçme sağladığını göstermektedir. Ayrıca standart sapmalar, deneme grubunda daha yüksek varyansa işaret ederek madde sayısının fazlalığından kaynaklanan çeşitliliği yansıtmaktadır.

BULGULAR**Geçerliğe İlişkin Bulgular****Açımlayıcı Faktör Analizine Ait Bulgular**

Açımlayıcı faktör analizi (AFA), ölçekte yer alan gözlenen değişkenlerin arasındaki ilişkiyi açıklayabilecek daha az sayıda örtük (gizil) yapıya ulaşmak için kullanılan istatistiksel bir yöntemdir (Goretzko ve ark., 2021). AFA, korelasyon matrisi aracılığıyla değişkenler arasındaki ilişkileri açıklayabilir. Değişkenleri etkileyen ortak bir değişken olabilir ya da değişkenler birden fazla bileşenden etkilenebilir (Kılıç, 2023).

Veri Uygunluğu ve Ön Varsayımlar

Bu çalışmada AFA için kullanılan örneklem büyüklüğü ($n=124$) 60 maddelik başlangıç havuzu için teorik standartların altındadır (madde:katılımcı oranı yani 1:2,07). Literatürde madde başına en az 5-10 katılımcı önerilmektedir (Comrey ve Lee, 1992). Bu durum faktör yapısının kararlılığını etkileyebilir ve bulguların yorumlanmasında dikkatli olunması gerektiğini göstermektedir. Bu sınırlılığa rağmen, elde edilen faktör yapısının teorik çerçeve ile uyumlu olması ve DFA sonuçlarının destekleyici olması yapının geçerli olduğunu göstermektedir.

Tablo 3. Veri setinin faktör analizine uygunluğuna ilişkin ön varsayım testleri

Test/İstatistik	Elde Edilen Değer	Kabul Edilebilir Kriter	Sonuç
Çok Değişkenli Normallik			
Mardia çarpıklık	245,67 ($p<0,001$)	$p>0,05$	İhlal edildi
Mardia basıklık	312,45 ($p<0,001$)	$p>0,05$	İhlal edildi
Çoklu Doğrusal Bağlantı			
VIF (min-max)	2,29 - 7,74	<10	Sağlandı
Tolerans değeri (min-max)	0,13 - 0,44	$>0,01$	Sağlandı
Durum indeksi (max)	88,71	<30	Problemlili
Örneklem Uygunluğu			
KMO (genel)	0,89	$>0,60$	Yüksek
KMO (madde düzeyi)	0,51 - 1,00	$>0,50$	Çoğunlukla uygun
Bartlett küresellik testi	$\chi^2=5711,93$ ($p<0,001$)	$p<0,05$	Anlamlı
Kayıp Veri			
Kayıp veri oranı	%0	Mümkün olduğunca az	Sağlandı

Ölçek puanlarının geçerliğini değerlendirmek amacıyla AFA gerçekleştirilmeden önce, veri setinin faktör analizine uygunluğu kapsamlı bir şekilde değerlendirilmiştir (Tablo 3). Araştırmanın verisi Likert tipi ölçekten elde edilen kategorik verilerden oluştuğu için çok değişkenli normallik varsayımının sağlanması beklenemeyebilir (Finney ve DiStefano, 2013; Kaplan, 2000).

Çok Değişkenli Normallik ve Çoklu Doğrusal Bağlantı Analizleri

Mardia'nın çarpıklık (245,67, $p<0,001$) ve basıklık (312,45, $p<0,001$) testleri çok değişkenli normallik varsayımının ihlal edildiğini göstermiştir (Mardia, 1970). Bu durum Likert tipi veriler için beklenen bir sonuçtur ve uygun analiz yöntemleri ile üstesinden gelinebilir. Çoklu doğrusal bağlantı değerlendirmesinde VIF değerleri 2,29-7,74 aralığında ve

tolerans değerleri 0,13-0,44 aralığında bulunmuş olup, her ikisi de kabul edilebilir sınırlar içindedir (Kılıç, 2023). Ancak durum indeksinin 88,71'e ulaşması potansiyel çoklu doğrusal bağlantı sorununa işaret etmektedir. Diğer göstergelerin uygun olması nedeniyle veri seti analize uygun kabul edilmiştir.

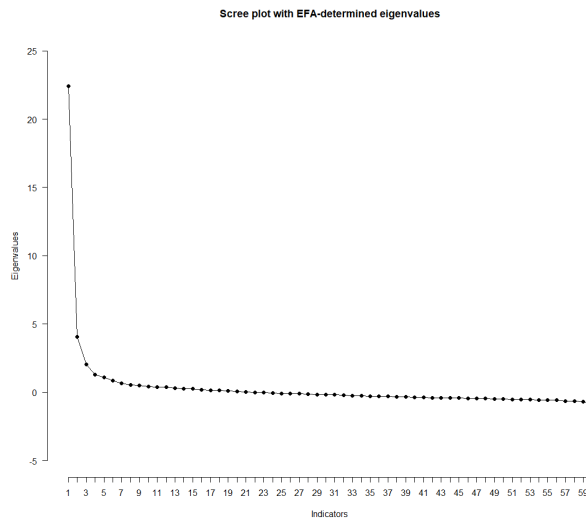
Örneklem Uygunluğu ve Faktörlenebilirlik

Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) testi, değişkenler arasındaki korelasyon ve kısmi korelasyonları değerlendirerek faktör analizine uygunluğu test eder (Kaiser ve Rice, 1974). Genel KMO değeri 0,89 olarak hesaplanmış ve yüksek düzeyde uygunluk göstermiştir. Madde düzeyinde KMO değerleri incelendiğinde, değerler 0,51 ile 1,00 arasında dağılım göstermiştir. Maddelerin %85'i yüksek ve çok yüksek düzeyde (>0,80) KMO değerlerine sahip olup, faktör analizine uygunluklarını doğrulamıştır.

Bartlett küresellik testi ($\chi^2=5711,93$, $p<0,001$) değişkenler arasında faktör analizine uygun korelasyon ilişkilerinin varlığını istatistiksel olarak anlamlı düzeyde doğrulamıştır (Bartlett, 1951). Elektronik veri toplama sistemi sayesinde kayıp veri oluşmamış ve tüm analizler eksiksiz veri seti üzerinde gerçekleştirilmiştir. Bu bulgular ışığında veri setinin AFA için uygun olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Faktör Çıkarma Yöntemi ve Döndürme

Gözlenen değişkenin temelindeki ana faktörlerin sayısını belirlemek için modelin faktör sayısına ilişkin istatistikler elde edilmiştir. Modelde eksik faktör ya da fazla faktör sayısı belirlendiğinde ortaya çıkan hatalar, değerlendirmenin üzerinde önemli etkilere neden olabildiği için AFA uygulanmadan önce boyut sayısına karar vermede optimal paralel analiz, geleneksel paralel analiz, HULL yöntemi, MAP analizi ve yamaç grafiği olarak beş teknik kullanılmıştır. Normal paralel analizden farklı olarak uygulanan optimal paralel analiz, özdeğerler permütasyonuna dayalı olarak üretilmektedir (Kılıç, 2023). Optimal paralel analiz, geleneksel paralel analiz ve HULL yöntemi ile elde edilen değerlendirmelere göre üç bileşen önerilmiştir. Öte yandan MAP analizinin ilk versiyonu ile elde edilen orijinal (1976) MAP testine göre bileşen sayısı altı iken sonrasında Velicer tarafından revize edilmiş (2000) MAP testine göre bileşen sayısı yedi bulunmuştur. Son olarak yamaç birikinti grafiği incelenmiştir.



Şekil 1. Deneme APT ölçeği için yamaç grafiği

Şekil 1’de yer alan yamaç grafiğine göre üç boyutlu bir yapı olduğu görülmüştür. Üçüncü boyuttan sonra grafiğin eğiminin azalarak düzleşmeye başladığı yorumu yapılarak üç boyut olarak ele alınmıştır. R 4.4.1 programı ile elde edilen faktör sayısı karar verme yöntemlerine göre istatistikler, üç faktörlü bir yapı önerdiği için üç faktörlü bir model elde edilmiştir.

Bu çalışmada yürütülen AFA’da, 5’li likert tipi maddeler arasındaki ilişkileri daha doğru bir şekilde temsil etmek için çok bileşenli bir korelasyon matrisi kullanılmıştır. Likert tipi maddelerin teknik olarak doğası gereği sıralı olduğu göz önüne alındığında, araştırmacılar bu tür verileri analiz ederken Pearson korelasyonları yerine çok bileşenli korelasyonların kullanılmasını önermektedir (Flora ve Curran, 2004; Holgado–Tello ve ark., 2010). Polikorik yaklaşım, gözlenen sıralı tepkileri ürettiği varsayılan, temel sürekli gizil değişkenler arasındaki ilişkileri tahmin ederek faktör analitik prosedürlerinde daha güvenilir ve geçerli tahminler sağlamaktadır.

Faktörlerin çıkarılması için Maksimum Olasılık (ML) yöntemi kullanılmıştır. ML çok değişkenli normalliği varsaysa da, özellikle büyük örneklerde bu varsayımın ihlallerine karşı dayanıklı olduğu bilinmektedir (Fabrigar ve ark., 1999). Ayrıca, ML genel model uyumunu değerlendirme ve doğru parametre tahminleri üretme kabiliyeti nedeniyle sıklıkla tercih edilir (Brown, 2015; Kline, 2016). Bu nedenlerden dolayı, bu çalışmadaki AFA, hem istatistiksel hem de psikometrik olarak güçlü bir faktör yapısı elde etmeyi amaçlayan polikorik korelasyon matrisi ve Maksimum Olasılık çıkarma yönteminin bir kombinasyonu kullanılarak yürütülmüştür.

Tablo 4. Deneme APT kaygı ölçeği AFA

No	ML1	ML3	ML2	h ²	u ²	com	No	ML1	ML3	ML2	h ²	u ²	com
1	-0,07	0,74	0,05	0,52	0,48	1,03	31	0,53	0,27	-0,07	0,52	0,48	1,53
2	0,09	0,53	0,12	0,44	0,56	1,16	32	0,55	-0,06	0,02	0,27	0,73	1,03
3	-0,05	0,70	-0,01	0,45	0,55	1,01	33	0,86	-0,09	-0,02	0,63	0,37	1,02
4	0,02	0,19	0,36	0,24	0,76	1,50	34	0,91	-0,11	-0,07	0,68	0,32	1,04
5	0,05	0,51	0,07	0,33	0,67	1,05	35	0,78	0,04	0,02	0,66	0,34	1,01
6	0,20	-0,13	0,44	0,21	0,79	1,59	36	0,94	-0,21	0,10	0,69	0,31	1,13
7	0,17	0,19	0,05	0,12	0,88	2,15	37	0,49	0,35	-0,01	0,58	0,42	1,81
8	-0,04	-0,04	0,49	0,22	0,78	1,03	38	0,66	0,00	0,04	0,46	0,54	1,01
9	0,41	-0,14	0,44	0,35	0,65	2,20	39	0,91	-0,09	-0,07	0,70	0,30	1,03
10	0,07	0,46	0,35	0,55	0,45	1,90	40	0,08	0,73	-0,12	0,55	0,45	1,08
11	0,15	0,45	0,20	0,47	0,53	1,62	41	-0,06	0,73	0,00	0,48	0,52	1,01
12	0,04	-0,06	0,45	0,19	0,81	1,05	42	0,55	0,33	-0,02	0,64	0,36	1,65
13	-0,10	-0,17	0,79	0,51	0,49	1,12	43	0,30	0,38	0,02	0,40	0,60	1,90
14	0,34	0,13	0,30	0,38	0,62	2,25	44	0,56	0,32	-0,06	0,63	0,37	1,64
15	0,37	0,23	0,17	0,40	0,60	2,16	45	0,41	0,37	0,13	0,60	0,40	2,19
16	0,21	-0,36	0,70	0,41	0,59	1,70	46	0,44	0,26	0,07	0,45	0,55	1,68
17	0,18	0,37	0,09	0,31	0,69	1,61	47	0,55	0,36	-0,24	0,60	0,40	2,15
18	-0,01	0,17	0,55	0,42	0,58	1,19	48	0,24	0,72	-0,22	0,67	0,33	1,43
19	-0,12	0,09	0,67	0,41	0,59	1,10	49	0,56	0,39	-0,18	0,67	0,33	2,04
20	0,07	0,52	0,26	0,54	0,46	1,53	50	0,32	0,60	-0,07	0,68	0,32	1,56
21	0,11	0,29	0,53	0,61	0,39	1,63	51	0,48	0,41	-0,16	0,58	0,42	2,18
22	0,30	-0,05	0,66	0,60	0,40	1,42	52	0,84	-0,01	-0,02	0,69	0,31	1,00
23	-0,16	0,05	0,65	0,41	0,59	1,13	53	0,61	0,22	-0,13	0,53	0,47	1,35
24	0,12	0,77	-0,19	0,62	0,38	1,18	54	0,75	0,02	0,02	0,59	0,41	1,00

Tablo 4. Devamı...

No	ML1	ML3	ML2	h ²	u ²	com	No	ML1	ML3	ML2	h ²	u ²	com
25	0,25	0,64	-0,13	0,61	0,39	1,39	55	-0,17	0,28	0,27	0,17	0,83	2,60
26	-0,14	0,16	0,66	0,50	0,50	1,20	56	-0,34	0,20	0,33	0,17	0,83	2,59
27	-0,11	0,07	0,65	0,43	0,57	1,09	57	0,34	0,45	0,12	0,61	0,39	2,03
28	0,41	0,36	-0,08	0,45	0,55	2,06	58	0,19	0,55	0,02	0,49	0,51	1,23
29	0,20	-0,14	0,68	0,60	0,40	1,25	59	-0,10	0,93	-0,16	0,64	0,36	1,09
30	0,58	0,15	0,14	0,55	0,45	1,25	60	0,45	0,24	-0,03	0,39	0,61	1,52

Not. h² = Ortaklık değeri; u² = Hata varyansı (1 - h²); com = Madde karmaşıklığı.

Model uyumuna ilişkin hesaplanan istatistikler şu şekildedir: RMSR=0,05, düzeltilmiş RMSR=0,06 ve RMSEA=0,05 (90% güven aralığı: 0,05-0,06). Bu değerler modelin iyi bir uyum sergilediğini göstermektedir. Tucker Lewis İndeksi (TLI) 0,83 olarak hesaplanmış olup, ölçeğin yapı geçerliği açısından kabul edilebilir düzeyde olduğunu göstermektedir.

Faktör yükleri incelendiğinde, Fizyolojik boyut üzerinde en yüksek yükleri gösteren maddeler M33 (0,86), M34 (0,91), M35 (0,78), M36 (0,94), M38 (0,66), M39 (0,91), M52 (0,84) ve M54 (0,75) olarak belirlenmiştir. Bu maddeler 0,66-0,94 aralığında yüksek faktör yükleri ile fizyolojik kaygı belirtilerini güçlü şekilde temsil etmektedir. Bilişsel boyut üzerinde yüklenen maddeler M12 (0,45), M13 (0,79), M18 (0,55), M19 (0,67) ve M29 (0,68) olup, 0,45-0,79 aralığında faktör yüklerine sahiptir. Duyuşsal boyut için ise M1 (0,74), M3 (0,70), M40 (0,73), M41 (0,73), M58 (0,55) ve M59 (0,93) maddeleri 0,55-0,93 aralığında faktör yükleri göstermektedir.

Tablo 5. AFA ile madde eleme süreci

Aşama	Başlangıç Madde	Elenen Madde	Eleme Kriteri	Kalan Madde
1	60	18	Faktör yükü <0,40	42
2	42	12	Çapraz yükleme ($\Delta < 0,10$)	30
3	30	7	Karmaşıklık (com) >2,5	23
4	23	4	Ortaklık (h ²) <0,25	19

Tablo 5'te gösterildiği üzere madde eleme süreci dört aşamada sistematik olarak gerçekleştirilmiştir. İlk aşamada faktör yükü 0,40'ın altında olan 18 madde elenmiştir (Comrey ve Lee, 1992). İkinci aşamada iki faktörde yük farkı 0,10'dan az olan çapraz yükleme gösteren 12 madde çıkarılmıştır (Tabachnick ve Fidell, 2019). Üçüncü aşamada madde karmaşıklığı (com) 2,5'in üzerinde olan, yani birden fazla faktöre güçlü yüklenen 7 madde elenmiştir. Son aşamada ortaklık değeri (h²) 0,25'in altında olan, yani faktörler tarafından yeterince açıklanamayan 4 madde çıkarılmıştır (Field, 2018).

Her eleme adımında kalan maddelerin ilgili teorik boyutu temsil etme durumu, içerik geçerliği ve dil açıklığı açısından uygunluğu kontrol edilmiş ve faktör yapısının kavramsal tutarlılığı korunmuştur. Bu süreç sonunda 60 maddeden 19 madde kalmış ve üç faktörlü (fizyolojik, bilişsel, duyuşsal) nihai ölçek formu oluşturulmuştur.

Tablo 6. AFA faktör yük değerleri

Maddeler	Faktör 1	Faktör 2	Faktör 3
M33	0,86		
M34	0,91		
M35	0,78		
M36	0,94		
M38	0,66		
M39	0,91		
M52	0,84		
M54	0,75		
M12		0,45	
M13		0,79	
M18		0,55	
M19		0,67	
M29		0,68	
M1			0,74
M3			0,70
M40			0,73
M41			0,73
M58			0,55
M59			0,93

Tablo 6'da görüldüğü gibi, faktör yükleri 0,66 ile 0,94 arasında değişen ve sekiz maddeden oluşan ilk boyut "Fizyolojik Boyut" olarak adlandırılmıştır. Bu boyut, futbol hakemlerinin APT ile ilgili olarak deneyimlediği kaygının fiziksel etkilerini yansıtmıştır. Faktör yükleri 0,45 ile 0,79 arasında değişen ve beş maddeden oluşan ikinci boyut "Bilişsel Boyut" olarak adlandırılmıştır. Bu boyut, hakemlerin APT ile ilgili düşünce süreçlerini ve zihinsel kaygılarını, başarısızlık korkusu veya olumsuz sonuçlar dâhil olmak üzere temsil ettiği görülmüştür. Faktör yükleri 0,55 ile 0,93 arasında değişen ve altı maddeden oluşan üçüncü boyut "Duyuşsal Boyut" olarak adlandırılmıştır. Bu boyut, hakemlerin APT'ye karşı duygusal tepkilerini ve duygusal yanıtlarını temsil ettiği görülmüştür.

AFA sonucunda nihai ölçekte yer alan 19 madde şu şekilde dağılmıştır: Fizyolojik boyut 8 madde (M33, M34, M35, M36, M38, M39, M52, M54), Bilişsel boyut 5 madde (M12, M13, M18, M19, M29), Duyuşsal boyut 6 madde (M1, M3, M40, M41, M58, M59). Bu maddeler orijinal 60 maddelik havuzdan sistematik eleme süreci sonucunda elde edilmiş olup, her bir madde yalnızca tek bir faktöre anlamlı düzeyde yüklenmektedir.

Yapılan faktör analizi sonucunda, üç faktörün toplam varyansın %56,9'unu açıkladığı bulunmuştur. Birinci faktör (Fizyolojik) varyansın %28,4'ünü, ikinci faktör (Bilişsel) %15,7'sini ve üçüncü faktör (Duyuşsal) %12,8'ini açıklamaktadır. Bu oran sosyal bilimlerde kabul edilebilir düzeyde olup (%50'nin üzerinde), yapının geçerli olduğunu göstermektedir. Maddelerin faktör yükleri incelendiğinde, Fizyolojik ve Bilişsel faktörler arasında 0,68 düzeyinde, Fizyolojik ve Duyuşsal faktörler arasında 0,30 düzeyinde ve Bilişsel ile Duyuşsal faktörler arasında 0,48 düzeyinde korelasyon bulunduğu gözlenmiştir. Bu korelasyonlar kaygının alt boyutlarının birbiriyle ilişkili ancak ayrı yapılar olduğunu desteklemektedir.

Faktör analizi bulguları, ölçeğin üç faktörlü yapısının (fizyolojik, bilişsel, duyuşsal) teorik çerçeve ile uyumlu ve psikometrik açıdan geçerli olduğunu göstermektedir. Faktör

puanlarının güvenilirliğini değerlendiren regresyon puanlarının faktörlerle olan korelasyonları sırasıyla 0,98, 0,98 ve 0,95 olarak bulunmuştur. Bu bulgular ölçeğin yapı geçerliğinin yüksek olduğunu ve DFA aşamasına hazır olduğunu ortaya koymaktadır.

Analiz sonuçlarına göre, ölçeğin nihai versiyonunda bulunan tüm maddelerin, başlangıçta amaçlandığı gibi ilgili boyutlarıyla uyumlu olduğu bulunmuştur. AFA ile elde edilen madde-boyut ilişkileri, ölçek tasarım aşamasında oluşturulan teorik çerçeve ile verilerden elde edilen ampirik faktör yapısı arasındaki tutarlığı doğrulamıştır. Bu tutarlılık, ölçeğin hem teorik geçerliğini hem de yapı geçerliğini desteklemektedir.

Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA)

Bu çalışmada, AFA ile belirlenen üç faktörlü yapının doğrulanması amacıyla DFA yürütülmüştür. Analiz, 462 katılımcıdan elde edilen 19 maddenin puanları kullanılarak R 4.1.1'de yer alan lavaan paketindeki Ağırlıksız En Küçük Kareler (ULS) tahmin yöntemiyle gerçekleştirilmiştir (Rosseel, 2012). ULS yönteminin seçilme nedeni, Likert tipi sıralı verilerde normallik varsayımı ihlallerine karşı sağlam olmasıdır.

DFA modelinde, AFA sonucunda belirlenen üç faktörlü yapı (fizyolojik, bilişsel, duyuşsal) test edilmiştir. Model spesifikasyonunda her madde yalnızca ait olduğu faktöre yüklenmiş, çapraz yükler sıfıra sabitlenmiş ve faktörler arası korelasyonlar serbest bırakılmıştır. Fizyolojik boyut 8 madde, bilişsel boyut 5 madde ve duyuşsal boyut 6 madde ile temsil edilmiştir.

Tablo 7. DFA model uyum indeksleri

Uyum İndeksi	Elde Edilen Değer	Kabul Edilebilir Kriter	Kaynak
χ^2/df	2,840	<3,00	Kline (2016)
CFI	0,933	>0,90	Hu ve Bentler (1999)
TLI	0,923	>0,90	Hu ve Bentler (1999)
RMSEA	0,063	<0,08	Browne ve Cudeck (1993)
SRMR	0,055	<0,08	Hu ve Bentler (1999)
GFI	0,891	>0,85	Jöreskog ve Sörbom (1993)

Tablo 7'de sunulan model uyum indeksleri incelendiğinde, tüm değerlerin kabul edilebilir sınırlar içinde yer aldığı görülmektedir. Ki-kare/serbestlik derecesi oranı ($\chi^2/df=2,840$) 3,00'ın altında, CFI (0,933) ve TLI (0,923) değerleri 0,90'ın üzerinde, RMSEA (0,063) ve SRMR (0,055) değerleri 0,08'in altında bulunmuştur. Bu sonuçlar, önerilen üç faktörlü modelin veri ile iyi uyum gösterdiğini ortaya koymaktadır. DFA sürecinde modifikasyon indeksleri incelenmiş, ancak teorik gerekçesi bulunmayan modifikasyonlar yapılmamıştır.

DFA aşamasında, AFA sonucunda belirlenen 19 madde orijinal sıra numaralarını koruyarak analiz edilmiştir. Madde eleme süreci sonrasında kalan maddeler şunlardır: Fizyolojik boyut maddeleri (orijinal M33, M34, M35, M36, M38, M39, M52, M54 sırasıyla DFA'da M8, M9, M10, M11, M12, M13, M16, M17), bilişsel boyut maddeleri (orijinal M12, M13, M18, M19, M29 sırasıyla DFA'da M3, M4, M5, M6, M7) ve duyuşsal boyut maddeleri (orijinal M1, M3, M40, M41, M58, M59 sırasıyla DFA'da M1, M2, M14, M15, M18, M19). Bu yeniden numaralandırma, elenen maddelerin çıkarılması sonrasında kalan maddelerin

ardışık bir şekilde kodlanmasından kaynaklanmaktadır ve DFA analizlerinde tutarlılık sağlamıştır.

Tablo 8. DFA ile faktör yüklerinin kestirimi

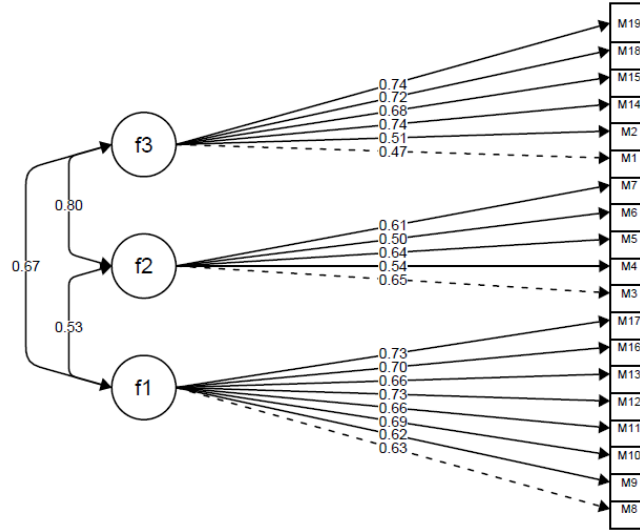
Faktör	Madde	Standartlaştırılmamış Faktör Yükleri	Standart Hata	p-değeri	Standartlaştırılmış Faktör Yükleri
Faktör 1 (Fizyolojik)	M8	1,000	-	-	0,632
	M9	0,982	0,048	<0,001	0,623
	M10	1,083	0,051	<0,001	0,687
	M11	1,033	0,050	<0,001	0,655
	M12	1,156	0,054	<0,001	0,733
	M13	1,041	0,050	<0,001	0,660
	M16	1,101	0,052	<0,001	0,698
	M17	1,147	0,053	<0,001	0,728
Faktör 2 (Bilişsel)	M3	1,000	-	-	0,648
	M4	0,829	0,048	<0,001	0,537
	M5	0,979	0,053	<0,001	0,635
	M6	0,778	0,047	<0,001	0,504
	M7	0,943	0,052	<0,001	0,611
Faktör 3 (Duyuşsal)	M1	1,000	-	-	0,471
	M2	1,073	0,066	<0,001	0,506
	M14	1,559	0,085	<0,001	0,735
	M15	1,439	0,080	<0,001	0,678
	M18	1,530	0,084	<0,001	0,721
	M19	1,570	0,085	<0,001	0,740

*Tüm p-değerleri < 0,001 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

DFA sonucunda elde edilen standartlaştırılmış faktör yükleri Tablo 8'de sunulmuştur. Fizyolojik boyut için faktör yükleri 0,623-0,733 aralığında değişmekte olup, en yüksek yüklerle sahip maddeler M12 (0,733), M17 (0,728) ve M16 (0,698) olmuştur. Bilişsel boyut için faktör yükleri 0,504-0,648 aralığında yer almış, M3 (0,648), M5 (0,635) ve M7 (0,611) maddeleri en güçlü yükleri göstermiştir. Duyuşsal boyut için faktör yükleri 0,471-0,740 aralığında bulunmuş olup, M19 (0,740), M14 (0,735) ve M18 (0,721) maddeleri öne çıkmıştır. Tüm faktör yüklerinin 0,40'ın üzerinde olması ve istatistiksel olarak anlamlı çıkması ($p < 0,001$), her faktörün ilgili maddeler tarafından güçlü bir şekilde temsil edildiğini göstermektedir.

Gizil değişken varyansları fizyolojik boyut için 0,402, bilişsel boyut için 0,420 ve duyuşsal boyut için 0,222 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler, her faktörün ilgili maddelerdeki varyansın önemli bir bölümünü açıkladığını göstermektedir. Ayrıca, gözlenen değişkenlere ait hata varyanslarının görece düşük olması, ölçme modelinin iç tutarlılığı ve güvenilirliği açısından olumlu bir gösterge olarak değerlendirilmektedir.

DFA bulgularının toplu değerlendirmesi, önerilen üç faktörlü yapının güçlü yapı geçerliği kanıtları sunduğunu göstermektedir. Tüm faktör yüklerinin kabul edilebilir düzeyde olması, model uyum indekslerinin literatür kriterlerini karşılaması ve faktörler arası ilişkilerin teorik beklentilerle uyumlu olması, ölçeğin psikometrik açıdan sağlam bir araç olduğunu ortaya koymaktadır. Bu sonuçlar, APT Kaygı Ölçeği'nin futbol hakemleri arasında atletik performans testi kaygısını güvenilir bir şekilde değerlendirmede kullanılabileceğini doğrulamaktadır.



Şekil 2. Doğrulayıcı Faktör Analizi modeli

Şekil 2, DFA sonuçlarından elde edilen üç faktörlü modelin yapısal temsili sunmaktadır. Modelde f1 (Fizyolojik), f2 (Bilişsel) ve f3 (Duyuşsal) gizil değişkenleri ile bunlara bağlı gözlenen değişkenler (maddeler) arasındaki ilişkiler görülmektedir. Tüm faktör yüklerinin 0,40'ın üzerinde olması ve maddelerin teorik olarak beklendiği faktörlerde yüklenmesi, modelin yapısal geçerliğini desteklemektedir. Fizyolojik boyutta en güçlü yükler M12 (0,73) ve M17 (0,73) maddelerinde, bilişsel boyutta M3 (0,65) maddesinde, duyuşsal boyutta ise M19 (0,74) ve M14 (0,72) maddelerinde gözlenmektedir.

Şekil 2'de görüldüğü üzere, faktörler arası korelasyonlar fizyolojik-bilişsel boyutlar arasında 0,53, fizyolojik-duyuşsal boyutlar arasında 0,67 ve bilişsel-duyuşsal boyutlar arasında 0,80 olarak hesaplanmıştır. Bilişsel ve duyuşsal boyutlar arasındaki güçlü korelasyon (0,80), hakemlerin APT'ye yönelik olumsuz düşüncelerinin duygusal tepkileri de beraberinde getirdiğini göstermektedir. Bu değer 0,85 eşik değerinin altında kalması nedeniyle ayrııcı geçerliğin sağlandığını ortaya koymaktadır (Fornell ve Larcker, 1981).

Faktörler arası ilişkilerin tümünün orta ve yüksek düzeyde olması, APT kaygısının çok boyutlu ancak birbiriyle etkileşim halindeki bileşenlerden oluşan bütünleşik bir yapı sergilediğini desteklemektedir. Bu bulgular, kaygının fizyolojik belirtilerinin bilişsel süreçler ve duygusal tepkilerle yakından ilişkili olduğunu ve bu boyutların birbirini karşılıklı olarak etkilediğini göstermektedir. Genel olarak DFA modeli, önerilen üç faktörlü yapının ampirik verilerle güçlü uyum gösterdiğini ve ölçeğin yapı geçerliği için sağlam kanıtlar sunduğunu ortaya koymaktadır.

Güvenirlilik Kanıtları

Ölçeğin güvenirliliğini değerlendirmek amacıyla hem deneme hem de nihai uygulamalar için kapsamlı güvenirlilik analizleri gerçekleştirilmiştir. Güvenirlilik katsayıları olarak Cronbach's Alpha ve McDonald's Omega değerleri hesaplanmış, ayrıca madde-toplam korelasyonları ve ölçmenin standart hatası (SEM) incelenmiştir.

Tablo 9. Deneme ve nihai APT ölçeklerine ait güvenirlik istatistikleri

Ölçek/Alt Boyut	α	ω	Madde	Ortalama r	SEM
Deneme APT	0,967	0,968	60	0,61	3,25
Faktör 1 (Fizyolojik)	0,821	0,825	8	0,58	2,15
Faktör 2 (Bilişsel)	0,682	0,695	5	0,45	1,98
Faktör 3 (Duyuşsal)	0,780	0,785	6	0,54	2,33
Nihai APT Toplam	0,865	0,870	19	0,52	4,67

Not. α = Cronbach Alpha; ω = McDonald's omega; SEM = Standard error of measurement.

Deneme ölçeği (60 madde) için hesaplanan Cronbach Alpha değeri 0,967 olarak bulunmuştur. Bu oldukça yüksek değer, maddelerin aynı temel yapıyı ölçmede tutarlı olduğunu gösterse de aynı zamanda başlangıç madde havuzunda benzer içerikli maddelerin bulunduğu ve madde eleme sürecinin gerekliliğine işaret etmektedir. Nitekim aşırı yüksek Alpha değerleri (>0,95) genellikle madde tekrarlılığı olasılığını düşündürmektedir (Tavakol ve Dennick, 2011).

Nihai ölçek için genel Cronbach Alpha katsayısı 0,865 olarak hesaplanmış ve yüksek güvenirlik düzeyini yansıtmıştır. Alt boyutların güvenirlik analizi sonuçları incelendiğinde, fizyolojik boyut için Cronbach Alpha 0,821 ve McDonald's Omega 0,825 değerleri iyi düzeyde güvenirlik göstermiştir. Duyuşsal boyut için bu değerler sırasıyla 0,780 ve 0,785 olarak hesaplanmış ve yine iyi düzeyde güvenirlik ortaya koymuştur. Bilişsel boyut için Cronbach Alpha 0,682 ve McDonald's Omega 0,695 değerleri kabul edilebilir düzeyde olmakla birlikte diğer boyutlara göre görece düşük çıkmıştır.

Madde-toplam korelasyonları incelendiğinde, fizyolojik boyut için ortalama 0,58 (0,45-0,72 aralığında), bilişsel boyut için 0,45 (0,32-0,61 aralığında) ve duyuşsal boyut için 0,54 (0,41-0,68 aralığında) değerleri elde edilmiştir. Tüm maddeler Field (2018) tarafından önerilen 0,30 eşik değerini aşmıştır. Ölçeğin bireysel değerlendirmelerdeki ölçme hatası düzeyleri toplam ölçek için SEM=4,67, alt boyutlar için sırasıyla 2,15, 1,98 ve 2,33 olarak hesaplanmıştır.

Sonuç olarak, güvenirlik analizleri APT Kaygı Ölçeği'nin genel olarak yeterli psikometrik özelliklere sahip olduğunu ve futbol hakemlerinin atletik performans testi kaygısını güvenilir bir şekilde ölçebileceğini ortaya koymuştur. Ancak bilişsel boyutun görece düşük güvenirliği, gelecek araştırmalarda bu alt boyuta yönelik ek madde geliştirme çalışmalarının yapılması gerektiğini göstermektedir.

TARTIŞMA VE SONUÇ

Bu çalışmada futbol hakemlerinin Atletik Performans Testi (APT) kaygısını değerlendirmek amacıyla üç faktörlü (fizyolojik, bilişsel, duyuşsal) bir ölçek geliştirilmiştir. Elde edilen bulgular, ölçeğin belirli metodolojik sınırlılıklar çerçevesinde umut verici psikometrik özellikler sergilediğini göstermektedir. Model uyum indeksleri kabul edilebilir düzeyde olup, faktör yapısı teorik beklentiler ile uyumludur. Ancak AFA örneklem büyüklüğü yetersizliği, bilişsel boyutun düşük güvenilirliği ve bazı geçerlik kanıtlarının eksikliği nedeniyle ölçeğin tam anlamıyla geçerli ve güvenilir bir araç olarak kabul edilebilmesi için ek çalışmalara ihtiyaç duyulmaktadır.

Güvenirlilik analizleri karışık sonuçlar ortaya koymuştur. Fizyolojik ($\alpha=0,82$) ve duyuşsal ($\alpha=0,78$) boyutlar kabul edilebilir güvenirlik gösterirken, bilişsel boyutun güvenilirliği ($\alpha=0,68$) birçok psikometrik standart için problemlidir (Nunnally ve Bernstein, 1994). Bu durum bilişsel boyutun madde sayısının azlığı (5 madde), madde heterojenliği ve çapraz yüklemelerden kaynaklanabilir. Deneme ölçeğinin aşırı yüksek Cronbach Alpha değeri ($\alpha=0,96$) madde tekrarlılığına işaret etmekte ve başlangıç madde havuzundaki benzer içerikli ifadelerin varlığını doğrulamaktadır. Test-tekrar test güvenilirliği incelenmemiş olması, ölçeğin zamansal kararlılığı hakkında bir yargıya varılmasını engellemekte ve güvenirlik kanıtlarını zayıflatmaktadır.

Elde edilen üç faktörlü yapı, spor kaygısı literatüründeki genel eğilimlerle uyumludur. Martens ve ark. (1990) tarafından geliştirilen Yarışma Durumluk Kaygı Envanteri-2 (CSAI-2) ve Smith ve ark. (2006) tarafından geliştirilen Spor Kaygısı Ölçeği-2 (SAS-2) gibi ölçekler de kaygının çok boyutlu yapısını desteklemektedir (Martens ve ark., 1990; Smith ve ark., 2006). Ancak bu ölçekler genel sporcu popülasyonuna yönelik olup, APT-KÖ'nün hakem-spesifik bağlamı farklı bir katkı sunmaktadır. Bu çalışmanın fizyolojik, bilişsel ve duyuşsal boyutlarının literatürdeki bedensel, bilişsel ve duygusal kaygı terminolojisi ile benzerlik göstermesi teorik tutarlılığı desteklemektedir (Lundqvist ve Hassmén, 2005; Woodman ve Hardy, 2003). Özellikle Lazarus (1991)'un bilişsel değerlendirme teorisi çerçevesinde, kaygının bu üç bileşenin birbiriyle etkileşim halinde olduğu ve performansı farklı mekanizmalarla etkilediği görüşü, elde edilen faktör yapısını desteklemektedir. Bununla birlikte, faktör içeriklerinin kuramsal gerekçelendirilmesi ve APT bağlamına özgü yorumlanması gelecek çalışmalarda güçlendirilmelidir.

Bu çalışmanın metodolojik sınırlılıkları şunlardır: (1) AFA için örneklem büyüklüğünün ($n=124$) 60 maddelik havuz için yetersiz olması ve faktör kararlılığını etkileyebilmesi, (2) test-tekrar test güvenilirliğinin zaman kısıtları nedeniyle değerlendirilememesi ve ölçeğin zamansal kararlılığının bilinmemesi, (3) ölçeğin gerçek APT performansı (geçme/kalma, süre, puan) ile ilişkisinin (kriter geçerliği) test edilmemesi, (4) bilişsel boyutun görece düşük güvenilirliği ($\alpha=0,68$) ve madde sayısının azlığı, (5) yalnızca Türkiye'deki erkek ağırlıklı (%85-87) örnekleme sınırlı olması ve cinsiyet eşdeğerliğinin test edilmemesi, (6) yakınsak ve ayırıcı geçerlik kanıtlarının (AVE, CR) sağlanmaması, ve (7) ortak yöntem yanlılığının kontrol edilmemesi.

Gelecek çalışmalarda öncelikle şu konulara odaklanılması önerilmektedir: (1) Bilişsel boyuta 'APT başarısızlığından dolayı kendimi suçlarım', 'Test sırasında olumsuz düşünceler

aklımdan geçer' ve 'Teste odaklanmakta zorlanırım' gibi 2-3 ek madde eklenerek güvenilirliğin 0,70'in üzerine çıkarılması, (2) 4-6 hafta arayla test-tekrar test güvenilirliğinin değerlendirilmesi, (3) Ölçek puanları ile gerçek APT sonuçları (geçme/kalma, süre) arasındaki ilişkinin incelenmesi ve prediktif geçerliğin sağlanması, (4) Farklı kültürlerden hakem örneklemelerinde geçerlik çalışmalarının yapılması, (5) Cinsiyet, yaş ve deneyim grupları için ölçüm eşdeğerliği testlerinin gerçekleştirilmesi, ve (6) STAI gibi genel kaygı ölçekleri ile yakınsak geçerlik çalışmalarının yürütülmesi.

Mevcut kanıtlar ışığında, APT-KÖ'nün araştırma bağlamında grup düzeyinde analizler için kullanılabileceği, ancak bireysel değerlendirme ve karar verme süreçlerinde kullanılması için ek geçerlik kanıtlarına ihtiyaç duyulduğu değerlendirilmektedir. Ölçek, hakem eğitim programlarında kaygı farkındalığını artırmak ve grup düzeyinde müdahale ihtiyaçlarını belirlemek amacıyla kullanılabilir, ancak bireysel performans değerlendirmesi veya seçim süreçlerinde kullanılması önerilmemektedir. Ölçeğin hakem atama veya klasman kararlarında kullanılması durumunda ortaya çıkabilecek etik sorunlar göz önünde bulundurulmalı ve hatalı sınıflamanın kariyer etkileri olabileceği unutulmamalıdır. Bu değerlendirme, ölçeğin mevcut psikometrik özelliklerinin farklı kullanım alanları için farklı düzeylerde yeterli olduğunu göstermektedir.

APT Kaygı Ölçeği, futbol hakemlerinin atletik performans testi kaygısını değerlendirmek için geliştirilen ilk spesifik ölçek olması açısından literatüre önemli bir katkı sağlamaktadır. Mevcut bulgular, ölçeğin araştırma bağlamında grup düzeyinde analizler için kullanılabilir olduğunu göstermektedir. Ancak AFA örneklem yetersizliği, test-tekrar test güvenilirliğinin test edilmemesi, kriter geçerliğinin sağlanmaması ve bilişsel boyutun düşük güvenilirliği gibi metodolojik sınırlılıklar nedeniyle bireysel değerlendirme ve karar verme süreçlerinde kullanılması için ek geçerlik ve güvenilirlik kanıtlarına ihtiyaç duyulmaktadır. Bu çalışma, ölçek geliştirme sürecinin önemli bir aşaması olarak değerlendirilebilir ve APT kaygısı alanındaki gelecek çalışmalar için sağlam bir temel oluşturmaktadır.

Çıkar Çatışması: Çalışma kapsamında herhangi bir kişisel ve finansal çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı: Araştırma Dizaynı HBK, LG, MK, İstatistik analiz AEK; Makalenin hazırlanması, AEK, HBK, SA; Verilerin Toplanması LG, MK tarafından gerçekleştirilmiştir.

Etik Kurul İzni ile ilgili Bilgiler

Kurul Adı: Düzce Üniversitesi Bilimsel Araştırma ve Yayın Etik Kurulu

Tarih: 25.04.2024

Sayı/Karar No: 2024/166

KAYNAKLAR

- American Psychological Association. (2020). *Publication manual of the American Psychological Association (7th ed.)*. American Psychological Association.
- Arslanoğlu, E., Tekin, M., Arslanoğlu, C., ve Özmutlu, İ. (2010). Voleybol hakemlerinin çeşitli değişkenlere göre kaygı ve temel psikolojik ihtiyaç düzeylerinin incelenmesi. *Uluslararası İnsan Bilimleri Dergisi*, 7(2), 985–995.
- Atılğan, D., ve Tükel, Y. (2019). Hakemlerin karar verme stillerinin incelenmesi. *Sport Sciences*, 14(2), 22-32.
- Bartlett, M. S. (1951). The Effect of standardization on a χ^2 approximation in factor analysis. *Biometrika*, 38(3/4), 337–344. <https://doi.org/10.2307/2332580>
- Bloß, N., Schorer, J., Loffing, F., ve Büsch, D. (2020). Physical load and referees' decision-making in sports games: A Scoping review. *Journal of Sports Science and Medicine*, 19(1), 149-157.
- Boateng, G. O., Neilands, T. B., Frongillo, E. A., Melgar-Quiñonez, H. R., ve Young, S. L. (2018). Best practices for developing and validating scales for health, social, and behavioral research: A Primer. *Frontiers in Public Health*, 6, 149. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2018.00149>
- Bompa, T. O. (2003). *Dönemleme antrenman kuramı ve yönetimi*. Bağırğan.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research (2nd ed.)*. The Guilford Press.
- Büyüköztürk, Ş., Kılıç Çakmak, E., Akgün, Ö. E., Karadeniz, Ş., ve Demirel, F. (2020). *Eğitimde bilimsel araştırma yöntemleri (28. baskı)*. Pegem Akademi.
- Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming (3rd ed.)*. Routledge.
- Canedo Nogueira, D. F., Fontes, L., da Silva Gomes, A. R., ve Coelho Resende da Silva, R. M. (2022). Referees' emotions and performance perception: The Importance of stress and cognitive appraisal. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 22(2), 156–170. <https://doi.org/10.6018/cpd.468751>
- Carter, T. B., Gorczynski, P., Coady, C. J., Cunningham, I. J., Mascarenhas, D. R. D., Grant, M., Sullivan, P., Webb, T., Livingston, L. A., ve Hancock, D. J. (2024). Implementing a scoping review to explore sport officials' mental health. *Frontiers in Sports and Active Living*, 6, Article 1436149. <https://doi.org/10.3389/fspor.2024.1436149>
- Castagna, C., Abt, G., ve D'Ottavio, S. (2007). Physiological aspects of soccer refereeing performance and training. *Sports Medicine*, 37(7), 625–646. <https://doi.org/10.2165/00007256-200737070-00006>
- Cel, A. (1994). Hakemlik psikolojisi. *Futbol Bilim ve Teknoloji Dergisi*, 1(1), 21–23.
- Comrey, A. L., ve Lee, H. B. (1992). *A First course in factor analysis (2nd ed.)*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Cüceloğlu, D. (1994). *İnsan ve davranışı: Psikolojinin temel kavramları (5. baskı)*. Remzi.
- de Winter, J. C. F., Dodou, D. ve Wieringa, P. A. (2009). Exploratory factor analysis with small sample sizes. *Multivariate Behavioral Research*, 44(2), 147–181. <https://doi.org/10.1080/00273170902794206>
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications (4th ed.)*. Sage.
- Epskamp, S. ve Stuber, S. (2023). *semPlot: Path diagrams and graphical displays of SEM models (Version 1.x)*. Erişim adresi <https://CRAN.R-project.org/package=semPlot> Erişim tarihi: 11.12.2025.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., ve 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>
- FIFA. (2024). *FIFA futbol oyun kuralları kitabı*. Erişim adresi <https://tff.org/Resources/TFF/Documents/TALIMATLAR/MHK-Talimati.pdf> Erişim tarihi: 11.12.2025.
- Field, A.P. (2018) *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics. (5th ed.)*. Sage.
- Finney, S. J., & DiStefano, C. (2013). Nonnormal and categorical data in structural equation modeling. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A Second course (2nd ed.)* (ss. 439–492). Information Age.
- Flora, D. B. ve Curran, P. J. (2004). An Empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor

- analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9(4), 466–491. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.4.466>
- Fornell, C. ve Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- George, D., ve Mallery, P. (2010). *SPSS for Windows step by step: A Simple guide and reference (10th ed.)*. Pearson.
- Goretzko, D., Pham, T. T. H. ve Bühner, M. (2021). Exploratory factor analysis: Current use, methodological developments and recommendations for good practice. *Current Psychology*, 40(7), 3510–3521. <https://doi.org/10.1007/s12144-019-00300-2>
- Guillén, F., ve Feltz, D. L. (2011). A Conceptual model of referee efficacy. *Frontiers in Psychology*, 2, 25. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2011.00025>
- Holgado-Tello, F. P., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I., ve Vila-Abad, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality & Quantity: International Journal of Methodology*, 44(1), 153–166. <https://doi.org/10.1007/s11135-008-9190-y>
- Hu, L. T., ve Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kaiser, H. F., ve Rice, J. (1974). Little Jiffy, Mark IV. *Educational and Psychological Measurement*, 34(1), 111–117. <https://doi.org/10.1177/001316447403400115>
- Kaplan, D. (2000). *Structural equation modeling: Foundations and extensions*. Sage.
- Kılıç, A. F. (2023). *R programlama diliyle A'dan Z'ye ölçek geliştirme*. Nobel Akademik.
- Kim, H. Y., Chung, E. J., Kim, S. W., ve Lee, B. H. (2022). Effect of judo athletes' psychological function on sports coping skills: Moderated mediating effect of tension. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(11), Article 6634. <https://doi.org/10.3390/ijerph19116634>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling (4th ed.)*. The Guilford Press.
- Lazarus, R. S. (1991). *Emotion and adaptation*. Oxford University Press.
- Lundqvist, C., ve Hassmén, P. (2005). Competitive State Anxiety Inventory-2 (CSAI-2): Evaluating the Swedish version by confirmatory factor analyses. *Journal of Sports Sciences*, 23(7), 727–736. <https://doi.org/10.1080/02640410400021484>
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., ve Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4(1), 84–99.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519–530. <https://doi.org/10.2307/2334770>
- Martens, R., Vealey, R. S., ve Burton, D. (1990). *Competitive anxiety in sport*. Human Kinetics.
- Mascarenhas, D. R., Collins, D., ve Mortimer, P. (2005). The Accuracy, agreement and coherence of decision-making in rugby union officials. *Journal of Sports Sciences*, 23(3), 253–271.
- McEwan, G. P., Unnithan, V. B., Easton, C., Glover, A. J., ve Arthur, R. (2024). Decision-making accuracy of soccer referees in relation to markers of internal and external load. *European Journal of Sport Science*, 24(6), 659–669. <https://doi.org/10.1002/ejsc.12096>
- Nunnally, J. C., ve Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory (3rd ed.)*. McGraw-Hill.
- Oktay, M. C., ve Yıldız, M. (2018). İlk defa deneme dalışı yapan bireylerin sürekli ve durumluk kaygı düzeylerinin çeşitli değişkenlere göre incelenmesi. *Kafkas Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (21), 161–168.
- Öner, N. (1994). *Türkiye'de kullanılan psikolojik testler*. Boğaziçi Yayınları.
- R Core Team. (2025). *R: A Language and environment for statistical computing (Version 4.x)*. Erişim adresi <https://www.R-project.org/> Erişim tarihi: 11.12.2025.
- Revelle, W. (2023). *psych: Procedures for personality and psychological research (Version 2.x)*. Erişim adresi <https://CRAN.R-project.org/package=psych> Erişim tarihi: 11.12.2025.

- Rice, S. M., Purcell, R., De Silva, S., Mawren, D., McGorry, P. D., ve Parker, A. G. (2016). The Mental health of elite athletes: A Narrative systematic review. *Sports Medicine*, 46(9), 1333–1353. <https://doi.org/10.1007/s40279-016-0492-2>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Saraiva, M., Oliveira, S., Coimbra, M. ve Ferreira, C. (2025). Understanding sport anxiety among competitive athletes: The Role of shame, fear of self-compassion and self-criticism. *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 23(2), 304–322. <https://doi.org/10.1080/1612197X.2024.2308861>
- Schmidt, S. L., Schmidt, G. J., Padilla, C. S., Simões, E. N., Tolentino, J. C., Barroso, P. R., Narciso, J. H., Godoy, E. S., ve Costa Filho, R. L. (2019). Decrease in attentional performance after repeated bouts of high intensity exercise in association-football referees and assistant referees. *Frontiers in Psychology*, 10, 2014. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02014>
- Sevim, Y. (2002). *Antrenman bilgisi*. Nobel Akademik.
- Smith, R. E., Smoll, F. L., Cumming, S. P., ve Grossbard, J. R. (2006). Measurement of multidimensional sport performance anxiety in children and adults: The Sport anxiety scale-2. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 28(4), 479–501. <https://doi.org/10.1123/jsep.28.4.479>
- Tabachnick, B. G., ve Fidell, L. S. (2019). *Using multivariate statistics (7th ed.)*. Pearson.
- Tavakol, M., ve Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's Alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55. <https://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8dfd>
- Turgut, M. F., ve Baykul, Y. (1992). *Örnekleme teknikleri*. ÖSYM.
- Türkiye Futbol Federasyonu. (2025). 2025-2026 futbol sezonu hakem-gözlemci klasmanlarını belirleme yöntemi ve sınav takvimi. Erişim adresi: <https://www.tff.org/Resources/TFF/Auto/50920fd970e847aba08f5954cce39c2d.pdf> Erişim tarihi: 11.12.2025.
- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41, 321–327. <https://doi.org/10.1007/BF02293557>
- Velicer, W. F., Eaton, C. A., ve Fava, J. L. (2000). Construct explication through factor or component analysis: A Review and evaluation of alternative procedures for determining the number of factors or components. In R. D. Goffin ve E. Helmes (Ed.), *Problems and solutions in human assessment: Honoring Douglas N. Jackson at seventy* (ss. 41–71). Kluwer Academic/Plenum Publishers.
- Wang, Y., Lei, S. M., ve Fan, J. (2023). Effects of mindfulness-based interventions on promoting athletic performance and related factors among athletes: A Systematic review and meta-analysis of randomized controlled trial. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20(3), Article 2038. <https://doi.org/10.3390/ijerph20032038>
- Weinberg, R. S., ve Gould, D. (2015). *Foundations of sport and exercise psychology (6th ed.)*. Human Kinetics.
- Woodman, T. ve Hardy, L. (2003). The relative impact of cognitive anxiety and self-confidence upon sport performance: A Meta-analysis. *Journal of Sports Sciences*, 21(6), 443–457. <https://doi.org/10.1080/0264041031000101809>
- Yurdugül, H. (2005). Ölçek geliştirme çalışmalarında kapsam geçerliği için kapsam geçerlik indekslerinin kullanılması. İçinde *XIV. Ulusal Eğitim Bilimleri Kongresi Bildiri Kitabı* (28–30 Eylül 2005, Denizli) (ss. 1–6). Pamukkale Üniversitesi. Erişim adresi: <http://yunus.hacettepe.edu.tr/~yurdugul/3/indir/PamukkaleBildiri.pdf> Erişim tarihi: 11.12.2025.
- Zhang, L., Zhang, H., Li, S., Ding, J., Peng, Y., ve Huang, Z. (2022). Influence mechanism of the home advantage on referees' decision-making in modern football field – A Study from sports neuro-decision science. *Frontiers in Psychology*, 13, 873184. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.873184>



FUTBOL HAKEMLERİNDE ATLETİK PERFORMANS TEST KAYGISI ÖLÇEĞİ (APT-KÖ)

	<i>Aşağıdaki ifadelerin her birini iyice okuduktan sonra bu ifadeye ne ölçüde katıldığınızı gösteren sütuna X işareti koyunuz.</i>	Kesinlikle Katılıyorum	Katılıyorum	Kararsızım	Katılmıyorum	Kesinlikle Katılmıyorum
1	Atletik performans testine yönelik duygularım, test sırasında elimden gelenin en iyisini yapamayacağım korkusu yaşatır.					
2	Atletik performans testine yönelik düşüncelerim duygularımı kontrolden çıkarır.					
3	Atletik performans testinin yapılacağı şehir ile ilgili düşüncelerim beni kaygılandırır.					
4	Atletik performans koşu saati ile ilgili düşüncelerim beni kaygılandırır.					
5	Atletik performans testi sonucunda görev alamama endişesi yaşarım.					
6	Atletik performans testinde başarısız olma durumunda mahcup olacağım düşüncesi beni tedirgin eder.					
7	Atletik performans testi hakkında düşünmek beni rahatsız eder.					
8	Atletik performans testini düşündüğümde terlerim.					
9	Atletik performans testini düşündüğümde kalbim sıkışır.					
10	Atletik performans testini düşündüğümde kalp atışım hızlanır.					
11	Atletik performans testini düşündüğümde başımda ağrı hissedirim.					
12	Atletik performans testini düşündüğümde kas gerginliği hissedirim.					
13	Atletik performans testini düşündüğümde boğuluyormuş gibi hissedirim.					
14	Atletik performans testini geçemeyeceğim düşüncesi üzerimde baskı yaratır.					
15	Atletik performans testine yeterince hazırlanamadığım düşüncesi üzerimde baskı yaratır.					
16	Atletik performans testi öncesi önemsiz olaylara bile aşırı tepkiler veririm.					
17	Atletik performans testi öncesi unutkanlık yaşarım.					
18	Atletik performans testinde başarılı olabilmek için kilom ile ilgili sürekli endişe yaşarım.					
19	Atletik performans testini geçemezsem çevrem tarafından başarısız görülme düşüncesi beni tedirgin eder.					