



Dijital Boş Zaman Algısı Ölçeği'nin Türk Kültürüne Uyarlanması: Geçerlik ve Güvenirlik Çalışması*

Adaptation of Digital Leisure Perception Scale to Turkish Culture: Validity and Reliability Study

Beyza Merve Akgül, Ecem Türkmen

Yazar Bilgileri

Beyza Merve Akgül 
Prof. Dr., Gazi Üniversitesi,
Rekreasyon,
bmakgul@gazi.edu.tr

Ecem Türkmen 
Arş. Gör., Gazi Üniversitesi,
Rekreasyon,
ecemturkmen@gazi.edu.tr

ÖZ

Bu çalışmada bireylerin dijital boş zamana ilişkin algılarını ölçmeye yönelik Dijital Boş Zaman Algısı Ölçeği'nin Türk kültürüne uyarlanması amaçlanmaktadır. Ölçek, Gil-García vd. (2023) tarafından geliştirilmiş olup Türkçeye uyarlama süreci kapsamında yazarlardan gerekli izin alınmış ve uzmanlar tarafından Türkçeye çevrilmiştir. Ölçeğin alt boyutlarının faktör yapısı Doğrulayıcı Faktör Analizi ile değerlendirilmiştir. Geçerlilik analizinde madde-alt boyut toplam korelasyonları ve alt boyutlar arasındaki ilişkiler incelenirken güvenilirlik analizi için Cronbach alfa katsayısı kullanılmıştır. Tüm maddelerin t değerleri anlamlı bulunmuş, faktör yüklerinin .43 ile .90 arasında değiştiği gözlenmiştir. İç tutarlılık katsayıları sırasıyla .906, .809, .786 ve .562'dir. Ölçeğin tüm uyum indeksleri kabul edilebilir değerlerin üstünde bulunmuştur. Cinsiyete göre ölçek değişmezliği ise çok gruplu doğrulayıcı faktör analizi ile aşamalar arasında hiyerarşik olarak test edilmiştir. Bulgular ölçeğin sırasıyla yapısal, metrik, ölçek ve katı değişmezlik aşamalarını karşıladığını göstermektedir. Dolayısıyla ölçeğin cinsiyete göre faktör yükleri, varyansları, hata varyansları ve kovaryansları eşdeğer olup gruplar arasında anlamlı karşılaştırmalar yapılabileceği sonucuna ulaşılmıştır. Sonuç olarak ölçek 17 madde ve dört alt boyut içermektedir ve Türkiye'de kullanım açısından geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğu sonucuna varılmıştır.

Makale Bilgileri

Anahtar Kelimeler

Boş zaman
Dijital boş zaman
Boş zaman algı
Ölçek uyarlama

Keywords

Leisure
Digital leisure
Leisure perception
Scale adaptation

Makale Geçmişi

Geliş: 26.02.2025
Kabul: 02.03.2026

ABSTRACT

This study aims to adapt the Digital Leisure Perception Scale to Turkish culture. The scale was developed by Gil-García et al. (2023), and as part of the adaptation process, permission was obtained from the authors, and it was translated into Turkish by experts. The factor structure of the scale's subscales was evaluated using Confirmatory Factor Analysis. In the validity analysis, item-subscale total correlations and relationships between subscales were examined, while Cronbach's alpha coefficient was used for reliability analysis. The t-values of all items were found to be significant, and factor loadings ranged from .43 to .90. The internal consistency coefficients were .906, .809, .786, and .562, respectively. All fit indices of the scale were above acceptable values. Measure invariance by gender was tested hierarchically across stages using multi-group confirmatory factor analysis. The findings indicate that the scale meets the structural, metric, scale, and rigid invariance stages, respectively. Therefore, it was concluded that the scale's factor loadings, variances, error variances, and covariances were equivalent across genders, allowing for meaningful comparisons between groups. In conclusion, the scale contains 17 items and four subscales and is considered a valid and reliable measurement tool for use in Türkiye.

*Bu çalışma, 13-15 Eylül 2024 tarihlerinde Cunda/Balıkesir'de düzenlenen ERPA Uluslararası Eğitim Kongresi'nde sözlü bildiri olarak sunulmuştur.

Makale Türü

Araştırma

Önerilen Atıf

Akgül, B. M. & Türkmen, E. (2026). Dijital Boş Zaman Algısı Ölçeği'nin Türk kültürüne uyarlanması: Geçerlik ve güvenilirlik çalışması. *TEBD*, 24(1), 817-835. <https://doi.org/10.37217/tebd.1647269>

Giriş

Dijital boş zaman kavramı, bireylerin iş, eğitim ve diğer zorunluluklar dışında kalan zamanlarını dijital teknolojiler aracılığıyla değerlendirmelerini ifade etmektedir (Gil-García vd., 2023). Geleneksel boş zaman etkinlikleri, dijital dönüşümle birlikte sanal ortamlara taşınmış ve bireylerin boş zaman alışkanlıklarında köklü değişimler meydana gelmiştir. Akgül ve Türkmen (2023) tarafından “sanal rekreasyon” olarak da tanımlanan bu olgu, bireylerin dijital teknolojiler aracılığıyla eğlenme, sosyalleşme, kendini geliştirme ve dinlenme gibi faaliyetleri mekân ve zaman bağımlılığı olmaksızın gerçekleştirmelerine imkân tanımaktadır. Gaberli (2021) ise fiziksel olarak gerçekleştirilebilen rekreasyon aktivitelerine alternatif olarak sanal teknolojilerin kullanımının mümkün hâle geldiğini belirtmiş ve bu bağlamda dijital boş zamanın bireyler üzerindeki bilişsel ve psikolojik etkilerini vurgulamıştır. Günçan (2021) da bu tür faaliyetlerin yalnızca bir etkinlik olmanın ötesine geçerek bireylerin deneyimlediği, zihinsel ve ruhsal faydalar sağlayan bir sürece dönüştüğünü ifade etmektedir.

Fiziksel boş zaman etkinlikleri, bireylerin fiziksel ve sosyal çevrede gerçekleştirdiği aktivitelerdir ve katılımcılar bu süreçte duyuşsal algılarıyla gerçek mekânları deneyimleyerek hareket etmektedir. Öte yandan dijital boş zaman aktiviteleri fiziksel eylemlerden bağımsız olarak sanal ortamda gerçekleşmekte ve katılımcılara zihinsel bir deneyim sunmaktadır (Nimrod ve Adoni, 2012). Alanyazında dijital boş zamanın bireyler üzerinde çok boyutlu etkileri olduğu belirtilmektedir. Bu tür aktivitelerin bireylerin bilişsel becerilerini geliştirdiği, rahatlama sağladığı, öğrenme sürecini teşvik ettiği ve sosyal etkileşimi artırdığı kanıtlanmıştır (Alonso vd., 2022; Chen vd., 2022; Türkmen vd., 2024).

Algılar, bir kişinin tutumlarının temelini oluşturur (Brockner vd., 2024; Ragheb ve Beard, 1982). Bu nedenle dijital boş zaman algısı da çok boyutlu bir nitelik taşır. Dijital boş zaman algısı, bireylerin dijital teknolojileri kullanarak geçirdiği boş zaman deneyimlerini ve bu süreçte edindikleri kazanımları kapsayan bir kavramdır (Gil-García vd., 2023). Bu algının bireylerin teknolojiyle olan etkileşimleri doğrultusunda şekillendiği ve internet, akıllı telefonlar, bilgisayarlar gibi dijital araçlarla gerçekleştirilen etkinliklerin bu süreçte belirleyici bir rol oynadığı ifade edilmektedir (Aylan ve Aylan, 2020). Bununla birlikte dijital boş zaman algısının bireylerin ruh sağlığı üzerinde olumsuz etkiler doğurabileceği de öne sürülmektedir. Sürekli ekran karşısında vakit geçirmek; dikkat dağınıklığı, hafıza kaybı ve yorgunluk gibi zihinsel etkilere yol açabilmektedir. Ayrıca sosyal medya kullanımı ve çevrim içi yaşam, bireylerde yalnızlık, mutsuzluk ve kaygıya neden olabilmektedir (Akgül ve Türkmen, 2023; Vaquero, 2020). Dijital boş zaman etkinliklerinin bilinçli ve dengeli bir şekilde yönetilmesi, bu olumsuz etkilerin azaltılmasında önemli bir faktör olarak değerlendirilmektedir.

Dijital boş zaman algısının sosyal ilişkiler üzerindeki etkileri de dikkate alınması gereken bir konudur. Özellikle genç bireyler açısından sürekli çevrim içi ortamda vakit geçirmenin sosyal becerileri ve yüz yüze iletişimi olumsuz yönde etkileyebileceği öne sürülmektedir. Empati eksikliği, sosyal izolasyon ve yüz yüze iletişimin azalması, bu bağlamda ortaya çıkan temel sorunlar arasındadır. Bu nedenle dijital boş zaman etkinliklerinin bireylerin sosyal yaşamları ile dengeli bir şekilde bütünleştirilmesi önerilmektedir. Bu sürecin yönetilmesi için bilinçli teknoloji kullanımı stratejileri geliştirilmesi ve dijital detoks yöntemlerinin uygulanması gerektiği ifade edilmektedir (Marciano vd., 2024; Schultz ve McKeown, 2018).

Dijital boş zaman algısının geleceği üzerine yapılan tartışmalar, teknolojik gelişmelerin bu kavram üzerindeki etkilerini incelemektedir. Dijital boş zaman aktivitelerinin gün geçtikçe çeşitlendiği ve bireylerin teknolojiye erişiminin artmasıyla birlikte daha yaygın hâle geldiği gözlemlenmektedir. Bu bağlamda, ilerleyen süreçte dijital boş zamanın bireyler üzerindeki psikolojik, sosyal ve fizyolojik etkilerini daha detaylı inceleyen çalışmaların artacağı öngörülmektedir (Akgül ve Türkmen, 2023; Iso-Ahola ve Baumeister, 2023). Alanyazında boş zaman psikolojisi bağlamında yapılan çalışmalar, bireylerin boş zaman etkinliklerine katılımını belirleyen faktörlere odaklanmıştır. Neulinger (1974, 1981), bireylerin özgürce seçtikleri ve içsel olarak motive oldukları aktiviteleri gerçek boş zaman olarak algıladıklarını öne sürmüştür. Triandis (1967) ise bireylerin boş zaman algılarının bilişsel, duyuşsal ve davranışsal olmak üzere üç temel bileşenden oluştuğunu belirtmiştir. Bu çerçevede Ragheb ve Beard (1982) tarafından geliştirilen Boş Zaman Tutum Ölçeği, bireylerin boş zaman etkinliklerine yönelik algılarını ölçmek amacıyla geliştirilmiş ve farklı kültürel bağlamlarda uygulanmıştır (Akgül ve Gürbüz, 2011). Ancak dijital boş zaman algısını bütüncül bir şekilde değerlendiren güvenilir bir ölçek bulunmamaktadır (Schultz ve McKeown, 2018). Önceki araştırmalar genellikle belirli dijital boş zaman aktivitelerine, özellikle video oyunlarına odaklanmış olup geniş kapsamlı değerlendirmeler içermemektedir (Osmanovic ve Pechioni, 2016). Bu bağlamda Gil-García vd. (2023) tarafından Dijital Boş Zaman Algısı Ölçeği geliştirilmiştir.

Türkiye'deki alanyazın incelendiğinde dijital boş zaman algısını ölçmeye yönelik herhangi bir ölçeğin bulunmaması, kavramın kuramsal derinliğinin oluşturulmasını güçleştirmekte ve dijital boş zaman algılarının sistematik olarak incelenmesine yönelik araştırma kapasitesini sınırlamaktadır. Dolayısıyla Gil-García vd. (2023) tarafından geliştirilen Dijital Boş Zaman Algısı Ölçeği'nin Türkçeye uyarlanması, alanyazındaki bu metodolojik ve kavramsal boşluğun giderilmesi açısından önem taşımaktadır. Söz konusu ölçeğin uyarlanması, dijital boş zaman algısının yapısal boyutlarının Türk kültüründe geçerlik ve güvenilirlik açısından sınanmasına olanak tanıyarak alanyazına kuramsal katkı sunmakta; aynı zamanda araştırmacılar, eğitimciler ve çeşitli alanlardaki uygulayıcılar için dijital boş zaman davranışlarını sağlıklı, dengeli ve bilinçli kullanım çerçevesinde değerlendirmeye imkân veren

bilimsel bir ölçüm aracı sağlamaktadır. Bu doğrultuda çalışmada Gil-García vd. (2023) tarafından geliştirilen Dijital Boş Zaman Algısı Ölçeği'nin Türkçeye uyarlanması sürecinde dilsel eşdeğerliğin sağlanması, yapı geçerliğinin test edilmesi, cinsiyete göre ölçme değişmezliğinin incelenmesi ve güvenilirlik analizlerinin yapılması amaçlanmıştır.

Yöntem

Bu araştırma metodolojik ve tanımlayıcı tiptedir. Bu bağlamda gerçekleştirilen araştırmada, bireylerin dijital boş zamana ilişkin algılarını değerlendirmek amacıyla Gil-García vd. (2023) tarafından geliştirilen Dijital Boş Zaman Algısı Ölçeği'nin (DBZAÖ) Türk kültürüne uyarlanması hedeflenmiştir. Gerçekleştirilen çalışma için Gazi Üniversitesi Rektörlüğü Etik Komisyonundan gerekli etik onay alınmıştır.

Çalışma Grubu

Bu araştırmada, çalışma grubunu Gazi Üniversitesinde öğrenim gören 361 öğrenci oluşturmaktadır. Ölçek uyarlama çalışmalarında madde sayısının en az 5–10 katı büyüklüğünde örnekleme yapılması önerilmektedir. Bu çalışmada 17 maddelik ölçek için 361 katılımcıdan oluşan örneklem, faktör analizi için gerekli alt sınırları karşılamakta ve alanyazında belirtilen “iyi” düzeyde örneklem büyüklüğü kriterleriyle uyum göstermektedir (Çokluk vd., 2012).

Katılımcıların cinsiyet, yaş ve öğrenim gördükleri sınıf düzeylerine göre dağılımı Tablo 1’de verilmiştir.

Tablo 1. Çalışma Grubu Demografik Özellikleri

	<i>N=361</i>	<i>f</i>	<i>%</i>
Cinsiyet	Kadın	208	57,6
	Erkek	153	42,4
Yaş	18-23	267	73,9
	24-29	71	19,7
	30-35	23	6,4
Sınıf	Hazırlık	20	5,6
	1. Sınıf	131	36,3
	2. Sınıf	114	31,6
	3. Sınıf	55	15,2
	4. Sınıf	24	6,6
	5. Sınıf ve üzeri	17	4,7

Tablo 1 incelendiğinde çalışma grubunun büyük bir kısmının kadın (%57,6), 18-23 yaş aralığında (%73,9) ve birinci sınıf (%36,3) olduğu görülmektedir.

Veri Toplama Araçları

Araştırmanın veri toplama sürecinde “Kişisel Bilgi Formu” ve “DBZAÖ”yü içeren veri toplama aracı kullanılmıştır.

Dijital Boş Zaman Algısı Ölçeği

Gil-García vd. (2023) tarafından geliştirilen Dijital Boş Zaman Algısı Ölçeği, dijital boş zamana ilişkin algıları değerlendirmek amacıyla oluşturulmuştur. Ölçek; 17 madde, 4 alt boyut ve 6'lı Likert tipinden oluşmaktadır. Model mükemmel uyum indeksleri (RMSEA=.08; CFI=.97; TLI=.95; SRMR=.02), yüksek toplam güvenilirlik ($\alpha=.92$) ve dijital boş zaman algısına ilişkin her bir faktör için güvenilirlik göstermiştir. Bilişsel algı boyutu dört madde ($\alpha=.79$), davranışsal algı boyutu beş madde ($\alpha=.81$), sosyal algı boyutu beş madde ($\alpha=.81$) ve zaman algısı boyutu üç madde ile değerlendirilmiştir ($\alpha=.56$). Gil-García vd. (2023), DeVellis (1991) gibi bazı yazarların sonuçların ihtiyatlı bir şekilde yorumlanması koşuluyla .70'in altındaki bir α değerinin belirli bağlamlarda geçerli olabileceğini öne sürmektedir. Bu nedenle zaman algısı olarak adlandırılan ve α değeri .56 olan faktörün yorumunun mevcut çalışma için önem ve uygunluk taşıması nedeniyle korunmasına karar verildiğini belirtmişlerdir.

"Bilişsel algı" olarak etiketlenen Faktör 1, katılımcıların dijital boş zaman etkinliklerinin hafıza egzersizi, konsantrasyon, dikkat ve düşünmeye nasıl katkıda bulunduğuna ilişkin görüşleriyle ilgilidir. "Davranışsal algı" olarak etiketlenen Faktör 2, katılımcıların dijital boş zaman faaliyetleriyle ilişkili keyif, katılım, ödül ve heyecan algılarıyla ilgilidir. Bu faktör aynı zamanda dijital boş zamanın şu anda, dijital olmayan boş zaman faaliyetlerinden daha öncelikli olduğunu göstermektedir. "Sosyal algı" olarak etiketlenen Faktör 3, katılımcıların dijital boş zaman faaliyetlerinin yeni insanlarla tanışmalarına, arkadaşlıklarını sürdürmelerine, diğer faaliyetlerle çoklu görev yapmalarına, eski arkadaşlarıyla yeniden bağlantı kurmalarına ve dijital alanın dışındaki insanlarla etkileşim kurmalarına nasıl izin verdiğine ilişkin algılarını yansıtmaktadır. "Zaman algısı" olarak etiketlenen Faktör 4, katılımcıların dijital boş zaman faaliyetlerinde yetkinleşmek için gereken zaman ve çabayı nasıl algıladıklarıyla ilgilidir. Ayrıca bu faaliyetler sırasında zamanın hızla geçtiğini ve bazen bu faaliyetlere katılmak için daha fazla boş zaman ayırmanın gerekli olduğunu öne sürmektedir.

Davranışsal algı ve sosyal algı arasında yüksek düzeyde pozitif bir korelasyon ($r=0,628$; $p\leq.001$) tespit edilmiştir (Gil-García vd., 2023). Ayrıca bilişsel algı ile davranışsal algı ($r=0,548$; $p\leq.001$), bilişsel algı ile sosyal algı ($r=0,590$; $p\leq.001$) ve bilişsel algı ile zaman algısı ($r=0,408$; $p\leq.001$) arasında da istatistiksel olarak anlamlı ilişkiler bulunmuştur. Bu bulgular, dijital boş zaman algısının çok boyutlu bir yapıya sahip olduğunu ve faktörlerin birbiriyle etkileşim hâlinde olduğunu göstermektedir.

Kişisel Bilgi Formu

Katılımcıların cinsiyet, yaş ve sınıf düzeyleri hakkında bilgi toplamak için araştırmacılar tarafından oluşturulmuştur.

Verilerin Analizi

DBZAÖ'nün geçerlik çalışmasında dil geçerliği, kapsam geçerliği, yapı geçerliği ve cinsiyete göre ölçme değişmezliği analizleri uygulanmıştır. Verilerin analizi için SPSS 27.0 ve LISREL 8.71 paket programları kullanılmıştır.

Dil geçerliği sürecinde çeviri ve geri çeviri yöntemi kullanılmıştır. Ölçek, öncelikle iki farklı uzman tarafından İngilizceden Türkçeye çevrilmiş; ardından elde edilen çeviriler araştırmacılar tarafından değerlendirilerek en uygun ifadeler seçilmiş ve Türkçe taslak form oluşturulmuştur. Daha sonra ifadelerin anlaşılabilirliğini ve dil bilgisel doğruluğunu değerlendirmek amacıyla bir Türk Dili ve Edebiyatı Bölümü öğretim elemanı tarafından gözden geçirilmiştir (Çokluk vd., 2012). Oluşturulan ölçek; rekreasyon, boş zaman, dijital oyun, dijital boş zaman ve dijital oyun bağımlılığı alanlarında uzman beş akademisyenin görüşüne sunulmuştur. Ölçeğin İngilizce maddeleri ile Türkçe karşılıklarının bulunduğu form, uzmanlara sunulurken her bir maddenin 1 ile 4 arasında puanlanması istenmiştir. Puanlama ölçeği şu şekilde belirlenmiştir: 1 puan-uygun değil, 2 puan-biraz uygun (revizyon gerekli), 3 puan-oldukça uygun (küçük değişiklikler gerekli), 4 puan-son derece uygun. Uzman görüşlerinin %60'ı 4 puan, %40'ı ise 3 puan olarak belirlenmiştir. Bu süreçte, ölçek üzerinde gerekli düzenlemeler yapıldıktan sonra Türkçe form geri çeviri süreci için iki İngilizce dil uzmanına iletilmiştir. Geri çeviri yöntemiyle ölçek tekrar İngilizceye çevrilmiş ve böylece çeviri sürecinden kaynaklanabilecek olası anlam kaymaları giderilmiştir.

Daha sonra ölçek maddelerinin anlaşılabilirliğini, ifadelerin netliğini değerlendirmek ve ölçeğin iç tutarlılığını hesaplamak amacıyla pilot çalışma gerçekleştirilmiştir. Bu kapsamda üniversitede gönüllü 30 öğrenciye ölçek uygulanmış ve katılımcılar tarafından ölçek ifadelerinin net ve anlaşılır olduğu belirtilmiştir. Ölçeğin iç tutarlılık analizi sonucunda Cronbach alfa katsayısı 0,91 olarak bulunmuştur.

Dil geçerliği sağlanan ölçeğin kapsam geçerliği analiz edilmiştir. Bu süreçte Davis (1992) tekniği kullanılarak rekreasyon ve boş zaman alanında uzmanlaşmış altı akademisyenin görüşlerine başvurulmuştur. Uzmanlardan ölçek maddelerinin Türk toplumuna dil uygunluğu, açıklığı ve anlaşılabilirliği açısından 1 ile 4 arasında puanlamaları istenmiştir. Dil geçerliği için kullanılan puanlama skalası bu süreçte de uygulanmıştır. Kapsam geçerliği değerlendirmesi sonucunda tüm uzmanlar, ölçek maddelerinin her birine 4 puan vermiştir. Bu bulgu doğrultusunda ölçeğin kapsam geçerliğine sahip olduğu kabul edilmiştir.

DBZAÖ'nün 4 faktörlü 17 maddelik faktör yapısının uygunluğunu test etmek amacıyla DFA yapılmıştır (Costello ve Osborne, 2005).

Ölçme değişmezliği, bir ölçeğin farklı gruplarda aynı yapıyı ne derece tutarlı bir biçimde ölçtüğünü belirlemeyi amaçlayan bir kavramdır. Ölçüm sonuçlarında gözlenen bireysel farklılıklar her zaman doğrudan ölçülen yapıya işaret etmeyebilir. Bu farklılıkların bazıları, ölçme aracının

işleyişinden kaynaklanan sistematik etkilerin bir yansıması olabilmektedir (Cheung ve Rensvold, 2002). Bu nedenle bir ölçeğin çeşitli gruplarda aynı biçimde işleyip işlemediğinin test edilmesi önem taşımaktadır.

Bu çalışmada ölçme değişmezliği, alanyazında yaygın olarak benimsenen dört aşamalı; yapısal değişmezlik, metrik değişmezlik, ölçek değişmezliği ve katı değişmezlik hiyerarşik sıralamasına göre test edilmiştir (Milfont ve Fischer, 2010). Analiz süreci, LISREL 8.71 paket programı kullanılarak Çoklu Grup Doğrulamalı Faktör Analizi (ÇGDFA) yaklaşımı temel alınarak yürütülmüştür (Jöreskog ve Sörbom, 1993).

Gruplar arasında ölçme değişmezliğinin sağlanıp sağlanmadığını değerlendirmek için Cheung ve Rensvold'un (2002) önerileri doğrultusunda ΔCFI değerleri temel karar ölçütü olarak kullanılmıştır. Bu değer aşamalar arasında $\Delta CFI < 0,01$ eşik değeri sağlandığında ölçüm değişmezliğinin sağlandığı şekilde yorumlanmaktadır.

Araştırmanın güvenilirlik çalışması, iç tutarlılık ve madde toplam test korelasyonu çalışmasıyla yapılmıştır. Ölçek ve alt boyutlarının iç tutarlılığı için Cronbach alfa katsayısı, madde toplam puan analizi için Pearson korelasyon analizi kullanılmıştır. Madde-toplam test korelasyonu ile ölçekteki her bir maddenin toplam puan ile ilişkisi incelemiştir. Her bir maddenin toplam test puanı ile yüksek korelasyona sahip olması, o ölçme aracının tutarlılığını göstermektedir (Tezbaşaran, 1997).

Bulgular

Ölçeğin Doğrulamalı Faktör Analizi ile Geçerlik Sınaması

Dört faktörlü ve 17 maddeden oluşan Dijital Boş Zaman Algısı Ölçeği 361 kişiye uygulanmış ve verilere Doğrulamalı Faktör Analizi (DFA) yapılmıştır. Analiz öncesinde çok değişkenli normallik varsayımı test edilmiş; elde edilen sonuçlara göre çarpıklık değeri 33,478 ($Z=19,180$; $p<0,001$), basıklık değeri 406,799 ($Z=16,446$; $p<0,001$) olarak bulunmuştur. Çarpıklık ve basıklığın birlikte değerlendirildiği ki-kare testi ise $\chi^2=638,334$; $p<0,001$ olarak hesaplanmıştır. Normallik varsayımının karşılanmaması nedeniyle DFA'da parametre kestirimi için Çapraz Ağırlıklı En Küçük Kareler (Diagonally Weighted Least Squares—DWLS) yöntemi tercih edilmiştir. Bu yöntem, özellikle kategorik ve normal dağılmayan veri yapılarında daha tutarlı ve güvenilir sonuçlar vermesi nedeniyle uygun görülmüştür.

Ölçek maddelerinin her birinin, ölçülen özellikle gözlenen özellik arasındaki t değerleri anlamlı bulunmuştur ($p<0,05$). DFA sonuçlarına göre ölçek maddelerine ilişkin faktör yükleri, t değerleri ve açıklanan varyans (R^2) değerleri Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2. Ölçek Maddelerine İlişkin Faktör Yükleri, T Değerleri ve r^2 (Açıklanan Varyans) Değerleri

<i>Alt Boyutlar</i>	<i>Madde No</i>	<i>Faktör Yükü</i>	<i>r²</i>	<i>t değeri</i>
Bilişsel algı	DBZA_1	0,78	0,61	17,26
	DBZA_2	0,90	0,81	23,39
	DBZA_3	0,90	0,81	21,97
	DBZA_4	0,81	0,66	17,48
	DBZA_5	0,64	0,41	11,36
Davranışsal algı	DBZA_6	0,76	0,57	17,04
	DBZA_7	0,78	0,60	17,53
	DBZA_8	0,43	0,18	6,57
	DBZA_9	0,81	0,66	17,89
Sosyal algı	DBZA_10	0,70	0,49	12,16
	DBZA_11	0,72	0,53	14,99
	DBZA_12	0,53	0,28	8,72
	DBZA_13	0,70	0,48	14,81
	DBZA_14	0,69	0,48	13,06
Zaman algısı	DBZA_15	0,53	0,28	7,80
	DBZA_16	0,67	0,44	9,96
	DBZA_17	0,43	0,19	5,66

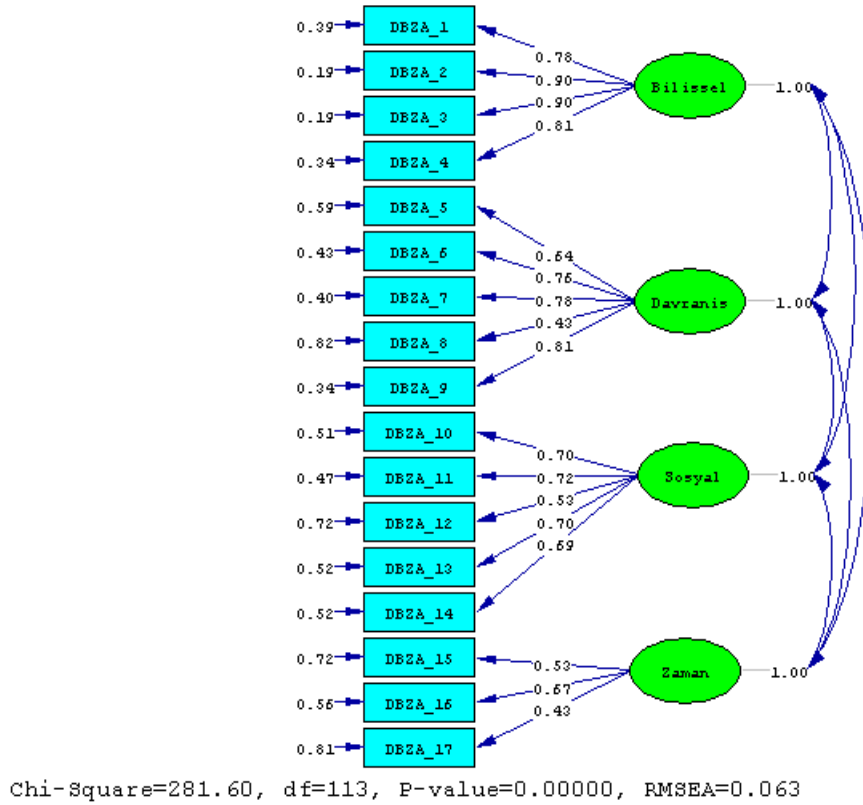
DFA sonuçlarına göre tüm maddelerin t değerleri anlamlı bulunmuştur ($p<.05$). Bu durum, ölçekten herhangi bir maddenin çıkarılmasına gerek olmadığını göstermektedir. Ayrıca faktör yüklerinin 0,43 ile 0,90 arasında değiştiği tespit edilmiştir. Açıklanan varyans değerlerinin de yüksek olduğu söylenebilir. Uyum indeksleri, gözlenen verinin dört boyutlu olan modele uyum gösterip göstermediğini değerlendirmek için kullanılmıştır. Dört faktörlü 17 maddelik ölçeğin model-veri uyum indeksleri Tablo 3'te gösterilmiştir.

Tablo 3. Ölçek Maddelerinin Faktör Yapısı için Uyum İyilik İndeksleri

<i>İyilik Uyum İndeksi</i>	<i>Kabul Edilebilir Sınır*</i>	<i>Değer</i>
χ^2/sd	<5 Orta düzeyde <3 İyi uyum	281,60/213 = 1,32
GFI	>0,90	0,98
CFI	>0,90	1,00
NFI	>0,90	0,98
NNFI	>0,90	0,99
RFI	>0,85	0,97
S-RMR	<0,08	0,056
RMSEA	<0,08	0,063

Tablo 3'te sunulan verilere göre ki-kare istatistiği $\chi^2(213)=281,60$; $p<.01$, ki-kare istatistiğinin serbestlik derecesine oranı (χ^2/sd)=1,32 olarak hesaplanmıştır. Modelin uyum iyiliğini değerlendirmek için kullanılan diğer istatistiksel değerler ise şu şekildedir: Kök ortalama kare yaklaşım hatası (RMSEA)=0,063; standardize edilmiş kök ortalama kare artık (S-RMR)=0,056, karşılaştırmalı uyum endeksi (CFI)=1,00, uyum iyiliği endeksi (GFI)=0,98, normlanmış uyum endeksi (NFI)=0,98 ve göreceli uyum endeksi (RFI)=0,97 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler, modelin uyum indekslerinin kabul edilebilir sınırların üzerinde olduğunu göstermektedir (Baumgartner ve Homburg, 1996; Bentler, 1980;

Kline, 2011). Sonuç olarak 17 maddeden oluşan ve dört alt boyutu kapsayan ölçeğin yapısal geçerliliği doğrulanmıştır. Ölçeğe ait yol (path) grafiği ise Şekil 1’de görselleştirilmiştir.



Şekil 1. Ölçek maddelerine ilişkin yol grafiği

Ölçme Değişmezliğine İlişkin Bulgular

Cinsiyete göre ölçme değişmezliği bulguları Tablo 4’te gösterilmektedir.

Tablo 4. Cinsiyete Göre Ölçme Değişmezliği

Model	X ²	SD	X ² /SD	CFI	S-RMR	RMSEA	ΔCFI
Yapısal değişmezlik	452,133	220	2,055	0,918	0,072	0,053	
Metrik değişmezlik	477,117	237	2,013	0,915	0,076	0,052	0,003
Skaler değişmezlik ^a	513,716	254	2,023	0,908	0,077	0,052	0,007
Katı değişmezlik	568,769	280	2,031	0,898	0,080	0,053	0,010

ΔCFI: CFI farkları; ^aMaddelerin sabitleri

Yapısal değişmezlik bulguları incelendiğinde her iki cinsiyet grubunda da model uyum değerlerinin kabul edilebilir düzeyde olduğu görülmektedir (RMSEA=0,053; S-RMR=0,072; CFI=0,918). Bu sonuç, ölçeğin her iki grupta da aynı faktör yapısını temsil ettiğini göstermektedir.

Yapısal değişmezliğin sağlanmasının ardından metrik değişmezlik aşamasına geçilmiştir. Yapısal model ile metrik model arasındaki CFI farkının düşük olması (ΔCFI=0,003<0,01), maddelere ait faktör yüklerinin gruplar arasında eşdeğer olduğunu göstermektedir. Ayrıca metrik modelde elde edilen uyum indekslerinin de kabul edilebilir sınırlar içerisinde olduğu belirlenmiştir ($\chi^2/sd=2,013$; RMSEA=0,052; S-RMR=0,076; CF=0,915). Bu bulgular doğrultusunda metrik değişmezlik sağlanmıştır.

Metrik aşamanın ardından skaler değişmezlik (maddelerin sabitlerinin eşitliği) test edilmiştir. Metrik model ile skaler model arasındaki Δ CFI değerinin 0,007 olması ve 0,01 eşik değerinin altında kalması, maddelere ait sabitlerin gruplar arasında eşit olduğunu göstermektedir. Skaler modelde de uyum indekslerinin kabul edilebilir düzeyde olduğu görülmektedir ($\chi^2/sd=2,023$; RMSEA=0,052; S-RMR=0,077; CFI=0,908).

Son aşama olan katı değişmezlik incelendiğinde skaler model ile katı model arasındaki Δ CFI değerinin 0,010 olduğu belirlenmiştir. Bu değer sınırda olmakla birlikte kabul edilebilir düzeyde olması, hata varyanslarının da gruplar arasında büyük ölçüde eşdeğer olduğunu göstermektedir. Katı modelde elde edilen uyum indeksleri de kabul edilebilir aralıkta yer almaktadır ($\chi^2/sd=2,031$; RMSEA=0,053; S-RMR=0,080).

Genel olarak ÇG DFA sonuçları, yapı, metrik, skaler ve katı değişmezlik aşamalarının tümünde Δ CFI değerlerinin 0,01 eşik değerini aşmadığını ortaya koymaktadır. Bu bulgular doğrultusunda ölçeğin faktör yapısının, faktör yüklerinin, maddelere ait sabitlerin ve hata varyanslarının cinsiyet grupları arasında eşdeğer olduğu; dolayısıyla ölçeğin cinsiyete göre tam ölçme değişmezliğini sağladığı söylenebilir.

Ölçeğin Güvenirlik Bulguları

Ölçek maddelerinin madde geçerlik katsayısı olarak da bilenen madde-toplam korelasyonları ile birlikte alt boyutların Cronbach alfa güvenirlik katsayıları Tablo 5'te gösterilmiştir.

Tablo 5. DBZAÖ'nün Madde ve Alt Boyut Cronbach Alfa Güvenirlik Katsayıları

<i>Alt Boyutlar</i>	<i>Madde No</i>	<i>Madde-Toplam Korelasyonu</i>	<i>Cronbach Alfa Katsayısı</i>
Bilişsel algı	DBZA_1	0,890	0,906
	DBZA_2	0,854	
	DBZA_3	0,857	
	DBZA_4	0,911	
Davranışsal algı	DBZA_5	0,776	0,809
	DBZA_6	0,726	
	DBZA_7	0,759	
	DBZA_8	0,832	
	DBZA_9	0,759	
Sosyal algı	DBZA_10	0,759	0,786
	DBZA_11	0,727	
	DBZA_12	0,791	
	DBZA_13	0,717	
Zaman algısı	DBZA_14	0,731	0,562
	DBZA_15	0,414	
	DBZA_16	0,518	
	DBZA_17	0,442	

Madde geçerlilik katsayılarının 0,414 ile 0,911 arasında değiştiği belirlenmiştir. Ölçek maddelerinin toplam korelasyon değerlerinin 0,30'un üzerinde olması gerektiği göz önüne alındığında tüm maddelerin bu kriteri karşıladığı ve ölçekten herhangi bir maddenin çıkarılmasına

gerek duyulmadığı görülmüştür. Bu durum, ölçek maddelerinin birbirleriyle tutarlı olduğunu ve ölçme aracının güvenilir bir yapıya sahip olduğunu desteklemektedir. Bilişsel (0,907), davranışsal (0,809) ve sosyal algı (0,786) alt boyutlarındaki maddelerin iç tutarlılık anlamındaki Cronbach alfa güvenilirlik katsayıları yüksek bulunmuştur ancak zaman algısı alt boyutunun üç maddesi arasındaki iç tutarlılık 0,562 olarak hesaplanmıştır.

Güvenirlik katsayısı, 0 ile +1 arasında değişmekte olup katsayının 1'e yakın olması, ölçek maddeleri arasındaki iç tutarlılığın güçlü olduğunu ve ölçme aracının güvenilirliğinin yüksek olduğunu ifade etmektedir. Dolayısıyla elde edilen sonuçlar, ölçeğin güvenilir bir yapı sergilediğini ve ölçme amacına uygun olarak tutarlı sonuçlar üretebileceğini ortaya koymaktadır.

Tartışma

Bu çalışmada, Gil-García vd. (2023) tarafından geliştirilen Dijital Boş Zaman Algısı Ölçeği'nin (DBZAÖ) Türk kültürüne uyarlanmasına yönelik geçerlik ve güvenilirlik analizleri gerçekleştirilmiştir. Elde edilen bulgular, ölçeğin 17 maddelik ve 4 faktörlü yapısının Türk örnekleminde de geçerli olduğunu ve güvenilir bir ölçme aracı olarak kullanılabilirliğini göstermektedir. Dijital Boş Zaman Algısı Ölçeği'nin anlamı, bireylerin dijital dünyaya olan bilişsel, duygusal (davranışsal), sosyal ve zamansal yaklaşımlarını sistematik olarak ölçmek ve modern yaşamda dijitalleşen boş zamana karşı tutumlarını ortaya koymaktır.

Ölçeğin DFA sonuçları, DBZAÖ'nün orijinal dört faktörlü yapısının (bilişsel algı, davranışsal algı, sosyal algı ve zaman algısı) Türk örnekleminde de geçerli olduğunu ortaya koymuştur. Faktör yüklerinin 0,43 ile 0,90 arasında değişmesi ve t değerlerinin anlamlı bulunması, ölçeğin madde yapısının sağlam olduğunu göstermektedir. Modelin uyum indeksleri (CFI=1,00, GFI=.98, RMSEA=.063, S-RMR=.056) de kabul edilebilir düzeyde bulunmuş ve ölçeğin yapısal uyumunun yüksek olduğunu desteklemiştir. Bu bulgular, ölçeğin Türkçe versiyonunun psikometrik özelliklerinin, orijinal versiyonuna benzer olduğunu göstermektedir. Alanyazında ölçeklerin kültürel adaptasyon süreçlerinde faktör yapısında değişiklikler yaşanabileceği belirtilmesine rağmen (Schultz ve McKeown, 2018) bu çalışmada ölçeğin orijinal dört faktörlü yapısının korunması, DBZAÖ'nün Türk toplumu için doğrudan kullanılabilir olduğunu göstermektedir.

Dijital Boş Zaman Algısı Ölçeği'nin kadın ve erkek grupları arasında ölçme değişmezliğini sağladığı görülmektedir. İlk olarak test edilen yapısal değişmezliğin sağlanması, ölçeğin her iki grupta da aynı faktör yapısıyla çalıştığını ve bireylerin dijital boş zaman algısını benzer bir kavramsal çerçevede değerlendirdiğini göstermektedir. Ardından incelenen metrik değişmezlik bulguları, maddelere ait faktör yüklerinin cinsiyet grupları arasında eşdeğer olduğunu ortaya koymuş; bu durum ölçek maddelerinin her iki grupta da faktörleri benzer biçimde temsil ettiğini ve gruplar arası yapısal ilişkilerin güvenle karşılaştırılabilirliğini göstermiştir.

Metrik aşamayı izleyen skaler değişmezliğin sağlanması, maddelere ait sabitlerin kadın ve erkek gruplarında eşit olduğunu ve bu sayede gruplar arası ortalama karşılaştırmaların bilimsel olarak geçerli hâle geldiğini göstermektedir (Yiğiter, 2023). Diğer bir ifadeyle kadın ve erkek katılımcıların ölçek maddelerine verdikleri yanıtların başlangıç düzeyleri karşılaştırılabilir durumdadır. Bununla birlikte çalışmada katı değişmezliğin de büyük ölçüde sağlanmış olması, maddelere ait hata varyanslarının cinsiyet grupları arasında benzer düzeyde işlediğini ortaya koymaktadır. Bu bulgu, ölçeğin her iki grupta da benzer ölçüm hassasiyetine sahip olduğunu ve ölçme hatasından kaynaklı sistematik farklılıklar içermediğini göstermektedir.

Elde edilen sonuçlar bütüncül olarak değerlendirildiğinde Dijital Boş Zaman Algısı Ölçeği'nin faktör yapısı, faktör yükleri, maddelere ait sabitler ve hata varyansları açısından cinsiyet grupları arasında tutarlı biçimde işlediği; dolayısıyla ölçeğin cinsiyete göre tam ölçme değişmezliğini sağladığı söylenebilir. Bu durum, ölçeğin hem yapısal ilişkilerin hem de ortalama düzeyindeki cinsiyet karşılaştırmalarının güvenilir biçimde yapılmasına olanak tanımaktadır.

DBZAÖ'nün Türkçeye uyarlanması sürecinde ölçeğin orijinal versiyonundaki anlamın korunarak doğru bir çeviri yapılması kritik bir aşama olarak değerlendirilmiştir. Dilsel eşdeğerliğin sağlanması amacıyla ölçek bağımsız uzman tarafından İngilizceden Türkçeye çevrilmiş ve elde edilen çeviriler karşılaştırılarak en uygun ifadeler belirlenmiştir. Daha sonra Türkçe versiyon tekrar İngilizceye çevrilmiş ve geri çeviri süreciyle olası anlam kaymaları kontrol edilmiştir. Bu süreçte çevirilerin kavramsal tutarlılığı uzman görüşleriyle değerlendirilmiş ve Türk kültürüne uygun hâle getirilmesi sağlanmıştır.

Ölçeğin güvenilirliğine ilişkin analizlerde Cronbach alfa katsayısının alt boyutlara ilişkin güvenilirlik katsayıları ise sırasıyla .906, .809, .786 ve .562 olarak bulunmuştur. Bilişsel, davranışsal ve sosyal algı alt boyutlarının yüksek güvenilirlik göstermesine karşın, zaman algısı boyutunun güvenilirlik katsayısının (.562) diğer alt boyutlara göre daha düşük olduğu görülmektedir. Bununla birlikte alanyazında belirli bağlamlarda .70'in altındaki Cronbach alfa değerlerinin kabul edilebilir olabileceği ifade edilmektedir (DeVellis, 1991). Ayrıca orijinal ölçeğin geliştirme çalışmasında da zaman algısı boyutunun alfa katsayısının .56 olarak raporlandığı görülmektedir (Gil-García vd., 2023). Bu paralellik, ilgili boyutun yapısal niteliğinin ölçeğin özgün bağlamında da benzer şekilde ortaya çıktığını göstermektedir.

Zaman algısı boyutunun korunmasına yönelik karar hem kuramsal gerekçelere hem de ölçeğin bütünlüğünü sürdürme ihtiyacına dayanmaktadır. Zaman algısı faktörü, bireylerin dijital boş zaman etkinliklerine ilişkin üç temel algısal durumunu içermektedir. Öncelikle dijital etkinliklerde yetkinlik kazanmak için belirli bir zaman ve çaba harcanması gerektiğine yönelik inanç, bireylerin bu faaliyetlerdeki performans beklentilerini ve katılıma ilişkin motivasyonlarını şekillendirmektedir.

Bunun yanında dijital etkinliklerin sunduğu anlık hazlar ve sürekli uyarım, zamanın daha hızlı geçtiğine ilişkin öznel algıyı güçlendirmekte; bu durum alanyazında anlık tatmin döngüleri ve yoğunlaşmış dikkat süreçleri üzerinden açıklanmaktadır. Son olarak dijital etkinliklerin belirgin bir zaman yatırımı gerektirdiğine dair algı, özellikle çoklu sorumlulukları bulunan bireylerde ek boş zamana duyulan ihtiyaçla ilişkilidir (Gil-Garcia vd., 2023).

Bu bağlamda zaman algısı boyutunun kuramsal açıdan taşıdığı önem, ölçeğin özgün yapısıyla gösterdiği tutarlılık ve kavramsal bütünlüğün korunmasına yaptığı katkı dikkate alınarak söz konusu boyutun ölçekten çıkarılmayıp çalışmada muhafaza edilmesine karar verilmiştir.

Sonuç

Çalışmanın bulguları, dijital boş zamanın bireyler üzerindeki bilişsel, davranışsal, sosyal ve zaman algılarını değerlendirmede kullanılacak geçerli ve güvenilir bir ölçeğin Türk toplumu için uyarlanmasını sağlamıştır. Özellikle dijital boş zamanın bireylerin eğlence ve sosyalleşme süreçlerine olan katkısı ile ilgili algılarının değerlendirilmesi, dijital teknolojilerin kullanım biçimlerinin anlaşılmasına önemli bir katkı sunmaktadır. Bu bağlamda ölçek; üniversite öğrencilerinin, öğretmenlerin, akademisyenlerin, idari personellerin dijital boş zaman algılarını ölçmek amacıyla eğitim araştırmalarında kullanılabilir.

Sonuç olarak bu çalışma DBZAÖ'nün Türk kültürüne uyarlanmasını sağlayarak bireylerin dijital boş zamana yönelik algılarının ölçülmesinde kullanılacak geçerli ve güvenilir bir ölçek sunmaktadır. Elde edilen bulgular, dijital boş zaman kavramının bireyler üzerindeki etkilerini anlamaya yönelik yapılacak araştırmalara katkı sağlayacaktır. Bununla birlikte dijital boş zamanın bireylerin psikolojik ve sosyal yaşamlarına olan etkilerinin daha ayrıntılı incelenmesi, dijital teknolojilerin bilinçli kullanımına yönelik stratejilerin geliştirilmesi açısından önem taşımaktadır. Uyarlanan ölçek, özellikle eğitim politikalarının geliştirilmesi, gençlerin dijital boş zaman kullanım alışkanlıklarının izlenmesi ve dijital okuryazarlık temelli müdahale programlarının tasarlanması gibi uygulamalı alanlarda kullanılacak geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı sunmaktadır.

Çalışmanın sınırlılıkları arasında çalışma grubunun seçimi sırasında Gazi Üniversitesi öğrencilerinin yer alması ve zaman algısı boyutunun düşük güvenilirlikte yer alması söylenebilir. Gelecek araştırmalarda ölçeğin farklı yaş gruplarında, çeşitli üniversitelerde ve sosyokültürel bağlamlarda yeniden test edilmesi, dijital boş zaman algısının kültürlerarası benzerlik ve farklılıklarının ortaya konmasına önemli katkılar sağlayacaktır. Bununla birlikte elde edilecek sonuçların yorumlanmasında zaman algısı boyutu noktasında temkinli olunması da önerilmektedir.

Kaynaklar

- Alonso, R. A., Sáenz, M., Valdemoros, M. Á., & Ponce, A. (2022). Digital leisure: An opportunity for intergenerational well-being in times of pandemic? *NAER: Journal of New Approaches in Educational Research*, 11(1), 31–48. <https://doi.org/10.7821/naer.2022.1.806>
- Akgül, B. M. & Türkmen, E. (2023). Teknolojinin rekreasyona etkisi: Sanal rekreasyon. S. Kaya vd. (Ed.), *Rekreasyon bilimi 3* içinde (s. 229-250). Gazi.
- Akgül, B. M. & Gürbüz, B. (2011). Boş Zaman Tutum Ölçeği geçerlik ve güvenilirlik çalışması. *Gazi Beden Eğitimi ve Spor Bilimleri Dergisi*, 16(1), 37-43.
- Aylan, F. K. & Aylan, S. (2020). Sanal gerçeklik ve artırılmış gerçeklik uygulamalarının rekreatif faaliyetlere yansması: Dijital rekreasyon. *Türk Turizm Araştırmaları Dergisi*, 4(3), 2746-2760.
- Baumgartner, H. & Homburg, C. (1996). Applications of structural equation modeling in marketing and consumer research: A review. *International Journal of Research in Marketing*, 13(2), 139-161.
- Bentler, P. M. (1980). Multivariate analysis with latent variables: Causal modeling. *Annual Review of Psychology*, 31, 419-456.
- Brockner, J., Chen, Y. R., & Zhu, G. (2024). The joint effects of perceived motivation and ability on work behaviors and attitudes: Integrating the past and shaping the future. *Research in Organizational Behavior*, 44, Article 100208.
- Chen, S. T., Hyun, J., Graefe, A. R., Mowen, A. J., Almeida, D. M., & Sliwinski, M. J. (2022). The influence of leisure engagement on daily emotional well-being. *Leisure Sciences*, 44(7), 995–1012. <https://doi.org/10.1080/01490400.2020.1757537>
- Costello, A. B. & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment*, 10(7), 1-9.
- Çokluk, Ö., Şekercioglu, G., & Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik: SPSS ve Lisrel uygulamaları* (1. b.). Pegem.
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255.
- Davis, L. L. (1992). Instrument review: Getting the most from a panel of experts. *Applied Nursing Research*, 5, 194-197.
- DeVellis, R. F. (1991). *Scale development: Theory and applications*. Sage.
- Gaberli, Ü. (2021). Sanal rekreasyon: Sanal gerçeklik destekli oyunlar açık ve kapalı alan rekreasyon faaliyetlerine alternatif olabilir mi? Ü. Gaberli & Y. Yağmur (Ed.), *Açık ve kapalı alan rekreasyonu* içinde (s. 265-278). Nobel.

- Gil-García, E. D. L. D., Alemán-Ramos, P. F., & Martín-Quintana, J. C. (2023). Perceptions of digital leisure among parents with adolescents. *Leisure Sciences*, 48(1), 1-17.
- Günçan, Ö. (2021). Elektronik boş zaman uygulamaları “sanal rekreasyon” mudur yoksa “dijital rekreasyon” mu? *Sosyal, Beşerî ve İdari Bilimler Dergisi*, 4(2), 163-181.
- Iso-Ahola, S. E. & Baumeister, R. F. (2023). Leisure and meaning in life. *Frontiers in Psychology*, 14, 1074649. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1074649>
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Scientific.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. The Guilford.
- Marciano, L., Jindal, S., & Viswanath, K. (2024). Digital detox and well-being. *Pediatrics*, 154(4), 1-8.
- Milfont, T. L. & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 111-130.
- Neulinger, J. (1974). *The psychology of leisure: Research approaches to the study of leisure*. Springfield.
- Neulinger, J. (1981). *To leisure: An introduction*. Allyn and Bacon.
- Nimrod, G. & Adoni, H. (2012). Conceptualizing e-leisure. *Society and Leisure*, 35(1), 31-56.
- Osmanovic, S. & Pecchioni, L. (2016). Beyond entertainment motivations and outcomes of video game playing by older adults and their younger family members. *Games and Culture*, 11(1-2), 130–149. <https://doi.org/10.1177/1555412015602819>
- Ragheb, M. G. & Beard, J. G. (1982). Measuring leisure attitude. *Journal of Leisure Research*, 14(2), 155–167. <https://doi.org/10.1080/00222216.1982.11969512>
- Schultz, C. S. & McKeown, J. K. (2018). Introduction to the special issue: Toward “digital leisure studies”. *Leisure Sciences*, 40(4), 223–238. <https://doi.org/10.1080/01490400.2018.1441768>
- Tezbaşaran, A. A. (1997). Validity issues of a Likert type scale. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 13(13), 41-45.
- Triandis, H. C. (1967). *Attitude and attitude change*. John Wiley and Sons.
- Türkmen, E., Akgül, B. M., & Ayyıldız-Durhan, T. (2024). Dijital okuryazarlığın sanal rekreasyon etkinliklerine katılım sıklığına ve rekreasyon faydaya etkisi. *Tourism and Recreation*, 6(1), 22-29. <https://doi.org/10.53601/tourismandrecreation.1301883>
- Vaquero, E. (2020). Parentalidad digital [Digital parenting]. *Studium Educationis-Rivista Semestrale per le Professioni Educative*, 3, 203–214.

Yiğiter, M. S. (2023). Matematik duyuşsal özellik faktörlerinin cinsiyete göre ölçme değışmezliđinin incelenmesi: TIMSS 2019 Türkiye örneđi. *Anadolu Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi (AUJEF)*, 7(4), 859-882.

Extended Summary

Digital leisure time refers to individuals utilizing their time outside of mandatory activities through digital technologies (Gil-García et al., 2023). With digital transformation, traditional leisure activities have moved to virtual environments, and individuals' ways of entertaining themselves, socializing, and relaxing have changed fundamentally (Akgül and Türkmen, 2023). These activities provide cognitive benefits by supporting memory, attention, and learning processes (Chen et al., 2022), while also increasing psychological relaxation and social interaction (Alonso et al., 2022). However, it is noted that excessive screen use can lead to negative effects such as distraction, fatigue, and loneliness (Akgül and Türkmen, 2023; Vaquero, 2020). Constant online presence carries risks such as weakened social skills and reduced face-to-face communication, particularly among young individuals (Schultz and McKeown, 2018). Therefore, digital leisure time must be managed consciously (Marciano et al., 2024).

This study aims to examine the validity and reliability of the Digital Leisure Perception Scale (DLPS) developed by Gil-García et al. (2023) after adapting it to Turkish culture. With digital technologies becoming an integral part of daily life, the shift of individuals' leisure activities to online environments has made the concept of digital leisure an important area of research in contemporary recreation literature. The cognitive, affective, and social benefits that digital leisure provides to individuals, as well as the discussion of the potential negative effects associated with technology use, have increased the need for systematic measurement of this concept (Akgül and Türkmen, 2023; Nimrod and Adoni, 2012). In this context, the limited number of measurement tools in the international literature that can evaluate the perception of digital leisure time in a holistic structure (Schultz and McKeown, 2018) makes the Turkish adaptation of the DLPS necessary from both theoretical and methodological perspectives.

In the first stage of the adaptation process, the linguistic equivalence of the scale was ensured; the conceptual integrity of the items was preserved using translation and back-translation methods. The cultural and semantic appropriateness of the Turkish form was confirmed by expert opinions, and its content validity was supported by Davis (1992). The pilot study results showed that the items were understandable and that the scale demonstrated strong internal consistency. The fact that the study group met the sample adequacy criteria specified in the scale adaptation literature (Çokluk et al., 2012) made it possible to conduct advanced analyses reliably.

The sample consisted of 361 university students, meeting the criterion of “at least 10 times the number of items” recommended in the scale adaptation literature (Çokluk et al., 2012). The majority of participants were female students and individuals aged 18–23.

To test construct validity, a 17-item, four-factor model was examined using confirmatory factor analysis (CFA). Due to the data not meeting the multivariate normality assumption, the DWLS estimation method was preferred. CFA results showed that all items had significant t-values and factor loadings ranged from .43 to .90. This finding indicated that the items strongly represented their respective factors. The goodness-of-fit indices (CFI=1.00; GFI=.98; RMSEA=.063; SRMR=.056) showed that the model fits the data almost perfectly (Bentler, 1980; Kline, 2011). These results indicate that the original four-dimensional structure of the DLPS was consistent with the Turkish sample.

One of the important contributions of the study is the detailed testing of the measurement invariance of the scale based on gender. In the analyses conducted with multi-group DFA, the fact that the Δ CFI values did not exceed the .01 threshold in all stages of structural, metric, scale, and rigid invariance (Cheung and Rensvold, 2002) indicated that the scale worked equivalently in female and male participants. The achievement of structural invariance indicated that the factor structure of the scale was interpreted identically in both groups; metric invariance indicated that the items' ability to represent factors did not vary by gender; scale invariance indicated that the mean comparisons were valid; and robust invariance indicated that measurement error was at a similar level in both groups (Milfont and Fischer, 2010). These results revealed that the statistical results used in gender comparisons regarding the perception of digital leisure time did not carry scale-related bias, and therefore the findings were scientifically reliable.

When examining the sub-dimension reliabilities, the cognitive, behavioral, and social perception dimensions demonstrated high internal consistency, with coefficients ranging between .78 and .90. Although the alpha coefficient for the time perception dimension was .56, this value was consistent with the reliability coefficient reported in the original study (Gil-García et al., 2023). Furthermore, the time perception dimension represented a critical component of the digital leisure experience and should not be removed from the scale in order to preserve conceptual integrity.

The overall findings of the study confirmed that digital leisure perception had a multidimensional structure. The cognitive perception dimension revealed the impact of digital activities on memory, attention, and thinking processes, while the behavioral perception dimension revealed enjoyment, motivation, and prioritization. Moreover, the social perception dimension revealed establishing new relationships, maintaining existing relationships, and social interaction; and the time perception dimension revealed the subjective nature of time spent on digital activities. These findings showed that the digital leisure experience was not merely an entertainment-focused activity

but a structure integrated with cognitive and social processes (Chen et al., 2022; Iso-Ahola and Baumeister, 2023).

The study concluded that the DLPS was a valid and reliable measurement tool in Turkish culture and could be used in research examining digital leisure perceptions, particularly among young adults and student groups. Given that leisure behaviors are increasingly shifting to digital platforms in today's rapidly digitizing world, the scale can be said to make a significant contribution to Turkish academic literature. The scale will provide a powerful tool for researchers seeking to evaluate the cognitive, behavioral, and social effects of digital leisure, thereby establishing a methodological foundation for future quantitative and qualitative studies.

Ekler							
Dijital Boş Zaman Algısı Ölçeği		Kesinlikle Katılmıyorum	Katılmıyorum	Kısmen Katılmıyorum	Kısmen Katılıyorum	Katılıyorum	Kesinlikle Katılıyorum
Faktör 1: Bilişsel Algı		1	2	3	4	5	6
1	Dijital boş zaman etkinlikleri hafıza egzersizine katkıda bulunur.						
2	Dijital boş zaman etkinlikleri konsantrasyona yardımcı olur.						
3	Dijital boş zaman etkinlikleri dikkati geliştirir.						
4	Dijital boş zaman etkinlikleri düşünmeye yardımcı olur.						
Faktör 2: Davranışsal Algı							
5	Boş zaman etkinlikleri eğlencelidir.						
6	Dijital boş zaman etkinlikleri çekicidir.						
7	Dijital boş zaman etkinlikleri ödüllendiricidir.						
8	Dijital boş zaman etkinlikleri günümüzde dijital olmayan boş zaman etkinliklerinden daha fazla önceliklendirilmektedir.						
9	Dijital boş zaman etkinlikleri heyecan vericidir.						
Faktör 3: Sosyal Algı							
10	Dijital boş zaman etkinlikleri aracılığıyla yeni insanlarla tanışabilirsiniz.						
11	Dijital boş zaman etkinlikleri arkadaşlıklarını sürdürmeye yardımcı olur.						
12	Dijital boş zaman etkinlikleri diğer görevlerle eş zamanlı olarak gerçekleştirilebilir (işle, ev işleriyle uğraşırken veya bir yere giderken vb.).						
13	Dijital boş zaman etkinliklerine katılmak eski arkadaşlarla yeniden bağlantı kurmaya yardımcı olur.						
14	Dijital boş zaman etkinliklerine katılmak, dijital ortam dışındaki insanlarla buluşmak için bir fırsattır.						
Faktör 4: Zaman Algısı							
15	Dijital boş zaman etkinliklerinde daha yetkin hâle gelmek, çok zaman ve çaba harcamayı gerektirir.						
16	Dijital boş zaman etkinliklerinde bulunmak zamanın daha hızlı akmasını sağlar.						
17	Dijital boş zaman aktiviteleri yapmak için sahip olduğunuz boş zaman miktarını artırmanız gerekir.						

Arařtırmacıların Katkı Oranı Beyanı

Bu arařtırmanın planlanması, yürütülmesi ve yazılı hale getirilmesinde arařtırmacılar eşit oranda katkı sağlamıştır

Destek ve Teşekkür Beyanı

Bu arařtırmada herhangi bir kurum, kuruluş ya da kişiden destek alınmamıştır.

Çatışma Beyanı

Arařtırmacıların arařtırma ile ilgili diğerk kişi ve kurumlarla herhangi bir kişisel ve finansal çıkar çatışması yoktur.

Etik Kurul Beyanı

Bu arařtırma, Gazi Üniversitesi Rektörlüğü Etik Komisyonunun 22.04.2024 tarih ve E-77082166-604.01-930000 sayılı onayı ile yürütülmüştür.