

**YETİŞKİNLER İÇİN DİJİTAL OYUN BAĞIMLILIĞI ÖLÇEĞİ: TÜRKÇE
UYARLAMA, GEÇERLİK VE GÜVENİRLİK ÇALIŞMASI**
*DIGITAL GAME ADDICTION SCALE FOR ADULTS: ADAPTATION TO
TURKISH, VALIDITY AND RELIABILITY STUDY*

Levent GÖLLER*, Metin PİŞKİN**

*Geliş Tarihi:01.05.2021
(Received)*

*Kabul Tarihi:03.06.2022
(Accepted)*

ÖZ: Bu çalışmada Wong ve Hodgins (2013) tarafından geliştirilen Yetişkin Oyun Bağımlılığı Ölçeği'nin Türk kültürüne uyarlanması, geçerlik ve güvenirlik çalışmalarının yapılması amaçlanmıştır. Analizler 509 kişilik bir veri seti üzerinde yürütülmüştür. Ölçeğin geçerlik çalışmaları için birinci ve ikinci düzey doğrulayıcı faktör analizi yapılmış, ayrıca uyum geçerliği bakımından benzer bir ölçekle gösterdiği korelasyon değerleri incelenmiştir. Yapılan birinci düzey doğrulayıcı faktör analizi sonucunda; $\chi^2/sd = 3,01$; RMSEA=0,063; CFI=0,97; NFI=0,95; IFI=0,97; RFI=0,95; GFI=0,86; AGFI=0,84; SRMR=0,055; ikinci düzey doğrulayıcı faktör analizi sonucunda ise $\chi^2=1466,23$; $sd=428$; $\chi^2/sd=3,43$; RMSEA=0,069; CFI=0,96; IFI=0,96; RFI=0,94; NFI=0,95; SRMR=0,060 gibi uyum indeksleri elde edilmiştir. Uyum geçerliği için Dijital Oyun Bağımlılığı Ölçeği – Kısa Formu ile elde edilen verilerle gösterdiği korelasyon incelenmiştir. Elde edilen korelasyon değerlerinin alt boyutlar için .44 ile .67 arasında olduğu, ölçeğin tümü için ise bu değer .75 olduğu görülmüştür. Ölçeğin güvenirlik çalışmaları kapsamında Cronbach alfa değerleri hesaplanmış ve alt boyutlar için bu değer .65 ile .86 arasında değiştiği, ölçeğin geneli için ise .92 olduğu görülmüştür. Ayrıca ölçeğin bileşik güvenirlik değerleri hesaplanmış ve bu değerlerin alt ölçekler için .66 ile .87 arasında; ölçeğin geneli için ise .94 olduğu görülmüştür. Güvenirlik çalışmaları kapsamında ölçekte yer alan maddelerin ayırt edicilik düzeylerini belirlemek ve toplam puanı yordama gücünü saptamak amacıyla düzeltilmiş madde-toplam test korelasyonu (r_{jx}) hesaplanmış ve %27'lik alt-üst gruplar, bağımsız gruplar t testi ile karşılaştırılmıştır. Bu işlem sonucunda % 27'lik alt (n=137) ve üst (n=137) grupların madde puanlarındaki farklara ilişkin t değerlerinin 6,90 ile 21,51 arasında ($sd=272$; $p<.001$), düzeltilmiş madde-toplam test korelasyonuna ilişkin değerlerin ise .20 ile .70 arasında değiştiği görülmüştür. Ayrıca ölçeğin güvenirliği eşdeğer yarılar güvenirlik formülü ile incelenmiştir. Spearman-Brown düzeltme formülü ile işlem yapıldığında $r_{tt} = .88$ sonucuna ulaşılmıştır. Sonuç olarak, yapılan geçerlik ve güvenirlik çalışmaları ile elde edilen verilerin, ölçeğin yetişkinlerin oyun bağımlılık düzeylerini belirlemede yeterli bir ölçme aracı olduğu yönünde değerlendirilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Bağımlılık, Dijital oyun bağımlılığı, Yetişkin.

ABSTRACT: The present study aims to adapt Game Addiction Inventory developed by Wong and Hodgins (2013) to Turkish culture and conduct its validity and reliability studies. The analyzes are conducted on a data set of 509 people. For validity studies of the inventory,

* Öğr. Gör., Trakya Üniversitesi, leventgoller@trakya.edu.tr, ORCID: 0000-0002-3725-6398.

** Prof. Dr., Ankara Üniversitesi, mpiskin@ankara.edu.tr, ORCID: 0000-0003-3555-636X.

first order and second order confirmatory factor analyzes are conducted and its correlation values with a similar inventory are examined in terms of convergent validity. The first order confirmatory factor analysis has found fit indices as $\chi^2/sd = 3.01$; RMSEA=0.063; CFI=0.97; NFI=0.95; IFI=0.97; RFI=0.95; GFI=0.86; AGFI=0.84; SRMR=0.055; and second order confirmatory factor analysis results in $\chi^2=1466.23$; $sd=428$; $\chi^2/sd=3.43$; RMSEA=0.069; CFI=0.96; IFI=0.96; RFI=0.94; NFI=0.95; SRMR=0.060. The correlation between data obtained from Digital Game Addiction Inventory- Short Form are examined for fit indices. The correlation values are obtained between .44 and .67 for sub-scales and as .75 for the whole inventory. Within the scope of reliability studies of the inventory, Cronbach alpha values are calculated between .65 and .86 for sub-scales and as .92 for the whole inventory. In addition, the composite reliability values of the scale were calculated and these values were between .66 and .87 for the subscales; it was found to be .94 for the overall scale. In order to determine the discriminative levels of items in the inventory and their predictive powers of total score within reliability studies, corrected item-total correlation (r_{jx}) is calculated and compared with 27% of upper- lower groups and independent samples t test, which have determined that t values of 27% of lower (n=137) and upper (n=137) groups regarding the differences in item scores range between 6.90 and 21.25 ($sd=272$; $p<.001$), and the values regarding corrected item-total test correlation range between .20 and .70. In addition, the reliability of the inventory is examined through split-half reliability formula. Spearman-Brown prediction formula have found $r_{tt} = .88$. In conclusion, data obtained from validity and reliability studies can be evaluated to point the sufficiency of the inventory to determine game addiction levels of adults.

Key Words: Addiction, Digital game addiction, Adult.

EXTENDED ABSTRACT

The invention of computer has been an important milestone for humanity. Computer technologies widely used today have affected entertainment-based game activities and actual games played with actual persons have been replaced by activities with virtual persons in virtual environments. Computer games attracting people from all age groups may become an addiction when uncontrolled. Like all other addiction types defined in behavioral sense, it is important to measure or determine digital game addiction with accurate criteria, which necessitates the development of measurement tools that can be applied to this type of addiction. The present study aims to adapt Game Addiction Inventory for Adult (GAIA) developed by Wong and Hodgins (2013) to Turkish culture and conduct its validity and reliability studies. This inventory, which has been developed to determine the digital game addiction levels of adults aged 18 years and above, originally consists of 31 items and six subscales. The subscales of GAIA are (1) loss of control and consequences (losing control in game playing behaviors and negative consequences), (2) agitated withdrawal (anger, anxiety and conflict when unable to play game), (3) engagement (being interested in games), (4) coping (playing games to alter negative mood), (5) mournful withdrawal (the feel of deprivation when unable to play games) and (6) shame (the act of regret over negative situations resulting from a lack of control over game playing behavior). This six-factor structure explains 65.42% of total variance. The third factor in the inventory is reverse scored. The researchers have determined two cut points; the ones scoring between 30 and 39 are indicated to be slightly and moderately addicted while scoring 40 and above is indicated to

be highly addicted. For the adaptation studies of GAIA to Turkish Language, primarily, the items of the inventory are translated to Turkish by two experts with sufficient field knowledge and a dominance in English language. The form obtained from the translation is controlled and edited by a third translator, and the final form of the inventory is obtained after its back translation to source language. Therefore, semantic differences are examined through comparing the items of the inventory in the original form with its translation and back translation. Following these translation steps, the items are edited, and finally Turkish adapted inventory is created. In the following step, a group consisting 51 students who know English at good level (senior students in the Department of English Language Teaching) are given the original form of inventory (English) and its Turkish adaptation two weeks apart and their scores on subscales of the inventory and total scores are examined, which has found the correlation between the inventories in Turkish and English Language between .61 and .89; and the correlation value for the whole inventory as .93 ($p < .001$). In Turkish adaptation process of GAIA, data has been obtained from a volunteering student group having education in the Faculty of Education of Trakya University. Validity and reliability studies are conducted on a sample group of 509 people after cleaning missing and extreme values. The study group ages between 18 and 29 years; age average is 20.50 years. Since “playing game for at least two hours a week” is set as a criterion in data acquisition process, the participants answering the inventory are selected according to this criterion. First order and second order confirmatory factor analysis are conducted for validity studies of the inventory and its correlation values with a similar inventory are examined for convergent validity. The first order confirmatory factor analysis has found fit indices as $\chi^2/sd = 3.01$; RMSEA=0.063; CFI=0.97; NFI=0.95; IFI=0.97; RFI=0.95; GFI=0.86; AGFI=0.84; SRMR=0.055; and second order confirmatory factor analysis results in $\chi^2=1466.23$; $sd=428$; $\chi^2/sd=3.43$; RMSEA=0.069; CFI=0.96; IFI=0.96; RFI=0.94; NFI=0.95; SRMR=0.060. These values can be considered to indicate good and acceptable fit levels according to literature. For convergent validity of GAIA, its correlation with data obtained from Digital Game Addiction Inventory- Short Form is examined. The correlation values are found between .44 and .67 for subscales and .75 for the whole inventory. These values indicate that GAIA measures same features with the inventory used as criterion. Within the scope of reliability studies of the inventory, Cronbach alpha values are calculated; which has found this value between .65 and .86 for sub-items and .92 for the whole inventory. In addition, the composite reliability values of the scale were calculated and these values were between .66 and .87 for the subscales; it was found to be .94 for the whole inventory. In order to determine the discriminative levels of items in the inventory and their predictive powers of total score, corrected item-total correlation (r_{ix}) is calculated and compared with 27% of upper- lower groups and independent samples t test. This process has determined that t values of 27% of lower ($n=137$) and upper ($n=137$) groups regarding the differences in item scores range between 6.90 and 21.25 ($sd=272$; $p < .001$), and the values regarding corrected item-total test correlation range between .20 and .70. In addition, the reliability of the inventory is examined through split-half reliability formula. Spearman-Brown prediction formula have found $r_{tt} = .88$. It can be concluded from the data obtained from validity and reliability studies that this inventory is sufficient to determine game addiction levels of adults.

1. GİRİŞ

Geride bıraktığımız yüzyılın en önemli buluşlarından biri hiç şüphesiz bilgisayar teknolojileridir. Bu önemli buluş, teknolojinin insan hayatındaki yeri anlamında adeta bir dönüm noktası olmuştur. Günümüzde insan yaşamında bilgisayar teknolojilerinin kullanılmadığı alan neredeyse yok gibidir. Bu teknoloji eğitimden sağlığa, bankacılıktan güvenliğe, üretim ve sanayiden alışverişe, ulaşımdan iletişime kadar hemen her alanda yaygın bir şekilde kullanılmaktadır. İnsanoğlunun çok eski zamanlardan beri çoğunlukla bir eğlence aracı olarak kullandığı oyunlar bile bilgisayar teknolojilerinden nasibini almış ve gerçek ortamlarda, gerçek kişilerle oynanan oyunlar sanal ortam ve kişilerle yapılan etkinlikler halini almıştır. Hemen her yaş grubundan insanlar bu oyunlara ilgi göstermekte ve kullanıcı sayısı gün geçtikçe artmaktadır (Yalçın Irmak ve Erdoğan, 2016). Bilgisayar oyunları eğitsel ve sosyal yönden faydalı olabileceği gibi bu etkinlikte aşırı düzeyde zaman harcanması “dijital (video) oyun bağımlılığı” kavramını gündeme getirmiştir (Griffiths ve Meredith, 2009). Bağımlılık kavramı aşırı, zorlayıcı, kontrol edilemeyen, psikolojik veya fiziksel olarak zarar verici davranışlar olarak tanımlanmaktadır (Lemmens, Valkenburg ve Peter, 2009). Dijital oyun bağımlılığı tanımı üzerinde tam bir görüş birliği olmamakla beraber “sosyal ve / veya duygusal sorunlara yol açmasına rağmen, bilgisayar veya video oyunlarının aşırı ve kontrol edilemeyen bir şekilde kullanılması” şeklinde tanımlanmaktadır (Lemmens vd., 2009). Araştırmacılar oyun bağımlılığı (game addiction) için “oyunların aşırı kullanımı”, “obsesif-kompulsif oyun oynama”, “patolojik oyun oynama davranışları”, “problemlili oyun oynama davranışları” gibi farklı terminolojileri kullanmaktadır (Yalçın Irmak ve Erdoğan, 2016). Amerikan Psikiyatri Birliği (APA) Ruhsal Bozuklukların Tanısal ve İstatistiksel El Kitabı-5 (DSM-5)’e oyun bağımlılığının tanı kriterlerini tam olarak eklememiş olsa da DSM-5’in üçüncü araştırma ekinde dijital oyun bağımlılığının, İnternette Oyun Oynama Bozuklukları (Internet Gaming Disorders) şeklinde yer aldığı görülmektedir. APA, dijital oyun bağımlılığının el kitabına eklenmesi için daha fazla bilimsel araştırma yapılmasını önermektedir. İnternette Oyun Oynama Bozukluğunun hangi ölçütlere göre belirleneceği konusunda başlangıçta net bir görüş olmasa da genelde patolojik kumar oynama bozukluğunu karşılayan kriterlerin kullanıldığı bildirilmiştir (Griffiths ve Hunt, 1995). Salguero ve Moran (2002) DSM-IV’te yer alan patolojik kumar oynama ve madde bağımlılığı ölçütlerini İnternette Oyun Oynama Bozukluğuna uyarlayarak dokuz ölçüt belirlemişler ve bu ölçütlere dayalı bir ölçme aracı geliştirmişlerdir. Patolojik kumar oynama ölçütlerinden uyarlanan bilgisayar oyun bağımlılığı ölçütlerinin; (1) internet oyunları ile zihnini fazlasıyla meşgul etme, (2) oyun oynamadığında yoksunluk belirtilerinin görülmesi, (3) oyunlardan elde ettiği heyecanı artırmak için oyun süresini gittikçe artırma (tolerans gelişimi), (4) birçok kez denenmesine rağmen genelde başarısızlıkla sonuçlanmış oyun oynamayı

azaltma ya da kontrol altına alma çabası, (5) internette oyun oynama dışındaki hobi ve eğlenceli faaliyetlere ilginin azalması, (6) bazı psikososyal sorunlara sebep olduğunu bilmesine rağmen aşırı miktarda devam eden oyun oynama davranışı, (7) oyun süresiyle ilgili ailesine, terapistine ya da diğer insanlara yalan söyleme, (8) var olan sorunlarından uzaklaşmak ve bazı olumsuz duygularla başetmek için oyun oynama ve (9) internet oyunlarına harcadığı zaman ve enerjiden dolayı iş, okul ve kariyer yaşamında bazı önemli fırsatları kaçırma (King ve Delfabbro, 2014) şeklinde sıralandığı görülmektedir. Haziran 2013'te yayınlanan DSM-5'in ekinde ise tanı ölçütleri benzer şekilde; bilgisayar oyunuyla zihinsel olarak meşgul olma, yoksunluk belirtileri, tolerans gelişimi, kontrol kaybı, diğer etkinliklere ilginin azalması, olumsuz sonuçlarının görülmesine rağmen oyun oynamayı sürdürme, yalan söyleme, duygu durum değişiklikleri ve arkadaşlık, iş ve yaşamın farklı alanlarında etkinliğin azalması olarak ifade edilmiştir. Belirtilen kriterlerin 12 aylık bir periyotta en az beş ve daha fazlasının karşılanması gerektiği vurgulanmıştır (APA, 2013). Tabii burada bilgisayar oyunlarının sadece internet ortamında değil, çevrimiçi olmadan da oynanabildiğini belirtmek gerekir.

Alanyazına bakıldığında dijital oyun bağımlılığının özellikle son zamanlarda dikkat çeken bir konu olduğu anlaşılmaktadır. Yapılan araştırmalarda özellikle dijital oyun bağımlılığının ortaya çıkmasında etkili olduğu düşünülen faktörler ve olumsuz sonuçları üzerinde durulduğu görülmektedir. Bu bağlamda dijital oyun bağımlılığı birçok değişkenle birlikte incelenmiştir. Cinsiyetlere göre yapılan değerlendirmelerde, gerek bağımlılık durumu gerekse oyun oynama süresi bakımından bağımlılık riskinin ergen ve genç erkeklerde daha yüksek oranlarda olduğu görülmüştür (Bekar, 2018; Bekir, 2018; Bingöl Karagöz, 2017; Chen, Olifley ve Kelly, 2018; Griffiths, Davies ve Chappell, 2004; Li ve Wang, 2013; Yönet, 2018). Bireyleri oyun oynama davranışına sevk eden motivasyon kaynakları arasında başarı ve sosyal ilişkiler dikkat çekmektedir (Castle, 2015; Griffiths vd. 2004; Yeşilyurt, 2014). Yani bireylerin gerçek yaşamda karşılayamadıkları başarı ve sosyal ilişki ihtiyacını sanal ortamda karşıladıklarına inandıkları söylenebilir. Liu ve Chang (2016) üniversite öğrencileriyle yaptıkları araştırmada, gençleri dijital oyunlara sevk eden önemli faktörlerin eğlence, zaman geçirme ve sosyal etkileşim olduğunu ve bu pozitif etkenlerin bireylerin oyun oynama davranışlarını pekiştirme olasılığı olduğundan söz etmişlerdir. Oyun bağımlılığı ile birlikte araştırılan değişkenlere bakıldığında oyun bağımlılığının; depresyon ya da depresif belirtiler (Langley, 2010; Sammis, 2008; Topal, 2017), dikkat eksikliği ya da azalması ve hiperaktivite ile birlikte azalmış dürtü kontrolü (Lee, 2017; Mathews, Morrell ve Morre, 2019; McKelvey, 2010; Topal, 2017; Yalçın Irmak, 2014), düşük akademik başarı (Hsieh, 2016; Yönet, 2018), sosyal kaygı ve sosyal ilişkilerde yaşanan sorunlar (Hsieh, 2016; Ross, 2014; Topal, 2017; Yalçın Irmak, 2014) gibi değişkenlerle pozitif yönde ilişkili olduğu bulguları elde edilmiştir. Bunun yanı sıra

oyun bağımlılığının sigara ve alkol kullanımıyla da ilişkili olduğu (Langley, 2010; Lee, 2017) ve oyun bağımlılarında bu tür zararlı madde bağımlılıklarına benzer semptomların görüldüğü bildirilmiştir (Kuss, 2013; Kuss ve Griffiths, 2012; Nierenberg, 2018). Young (2009) bilgisayar oyunları ile aşırı düzeyde meşgul olmayı internet bağımlılığının bir alt türü olarak ele almış ve oyun bağımlısı olarak nitelendirilebilecek bireylerin nevroitik kişilik özelliklerine eğilimli olduklarını, daha fazla duygusal ve özgüven sorunu yaşıyor olabileceklerini bildirmiştir. Hussain ve Griffiths (2009) tarafından yapılan araştırmada, oyun bağımlısı bireylerin negatif ruh hallerini değiştirmek ve günlük yaşamdaki sorunlarla başa çıkmak için oyunları kullanıyor olabilecekleri ileri sürülmüştür. Yapılan bazı araştırmalar da oyun bağımlılığı ile psikolojik iyi oluş arasındaki negatif ilişkinin varlığını desteklemiştir (Molinos, 2016; Odabaş, 2016). King, Delfabbro ve Zajac (2011), oyun bağımlılığı ölçeğinden alınan yüksek puanların depresyon, kaygı ve stres ile ilişkili olduğunu belirtmişlerdir. Başka bir araştırmada (Lemmens vd., 2009), oyun bağımlılığı düzeyinin yalnızlık, yaşam doyumu ve sosyal ilişki yetersizliği ve saldırganlık eğilimiyle ilişkili olduğu bildirilmiştir.

Literatür incelendiğinde dijital oyun bağımlılığı düzeyinin belirlenmesi amacıyla geliştirilmiş ölçek sayısının oldukça sınırlı olduğu görülmektedir. Lemmens vd., (2009) ergenlerin dijital oyun bağımlılıklarını ölçmek amacıyla bir ölçek geliştirmişlerdir. Bu araştırmacılar tarafından ölçeğin 21 maddeden oluşan uzun ve 7 maddeden oluşan kısa formları oluşturulmuştur. Bu ölçeğin kısa formları farklı çalışmalarla Türkçe'ye de uyarlanmıştır (Akın, Usta, Başa ve Özçelik, 2016; Yalçın-Irmak ve Erdoğan, 2015). Horzum, Ayas ve Balta (2008) çocukların bilgisayar oyun bağımlılıklarını ölçmek amacıyla 21 maddeden ve dört faktörlü bir yapıdan oluşan ölçek geliştirmişlerdir. Alanyazın incelendiğinde geliştirilen ölçme araçlarının genelde çocuk ve ergenlere yönelik olduğu görülmektedir. Yerli alanyazında yetişkin bireylerin dijital oyun bağımlılığını ölçmeye yönelik güvenilir ve geçerli bir ölçme aracına rastlanmamıştır. Bu nedenle bu araştırmada Wong ve Hodgins (2013) tarafından geliştirilen Yetişkin Oyun Bağımlılığı Ölçeği'nin (Game Addiction Inventory For Adult) Türkçe'ye uyarlanması, güvenilirlik ve geçerlik çalışmalarının yapılması amaçlanmıştır.

2. YÖNTEM

Bu bölümde uyarlanması yapılan ölçek hakkında bilgi verilmiş ve uyarlama çalışması sürecinde yapılan işlemler adım adım tanıtılmıştır.

2.1. Orijinal Ölçek (*Game Addiction Inventory For Adult - GAIA*)

Ölçek 18 yaş üstü bireylerin oyun bağımlılıklarını belirlemek amacıyla geliştirilmiştir (Wong ve Hodgins, 2013). Ölçeğin geliştirilmesi sürecinde literatür taraması ve oyun bağımlısı bireylerle yapılan görüşmeler sonucunda 147 maddelik bir madde havuzu oluşturulmuş, yapılan analiz ve değerlendirmeler sonucunda 31 maddelik nihai form elde edilmiştir. Araştırmacılara göre bu ölçeğin geliştirilmesi

sürecinde dijital oyun bağımlılığıyla ilişkili olabilecek değişkenlerin geniş bir literatür incelemesiyle belirlenmiş olması ölçeğin güçlü yanlarından. Çünkü dijital oyun bağımlılığı konusunda daha önce geliştirilen ölçekler çoğunlukla patolojik kumar oynama ve madde bağımlılığı için belirlenmiş DSM kriterlerine dayandırılmıştır.

GAIA'nın faktör yapısını belirlemek için yapılan açımlayıcı faktör analizi sonucunda 6 faktörlü bir yapı elde edilmiştir. Bu faktörler (1) kontrol kaybı ve olumsuz sonuçları (oyun oynama davranışında kontrolün kaybedilmesi ve bunun devamında ortaya çıkan olumsuz sonuçlar), (2) öfkeli yoksunluk (oyun oynayamadığı durumlarda öfke, kaygı ve çatışma), (3) bağıllık (oyunlara yoğun ilgi duyma, adanmışlık), (4) başa çıkma (olumsuz ruh halini değiştirmek için oyun oynamak), (5) üzüntülü yoksunluk (oyun oynayamadığı zamanlarda yoksunluk hissi) ve (6) utanma (oyun oynamayı kontrol edememe sonucunda ortaya çıkan olumsuz durumlar için pişmanlık duyma) şeklindedir. Altı faktörlü yapı toplam varyansın % 65.42'sini açıklamıştır. Araştırmacılar ölçek toplam puanı hesaplanırken üçüncü faktörün (bağıllık) dışarda tutulmasını önermektedirler. Buna gerekçe olarak, üçüncü faktörün iç tutarlılığının yeterli olmasına rağmen diğer beş faktörle yeterli korelasyona sahip olmaması gösterilmiştir. Bağıllık faktörünün bağımlılık için kesin bir ölçüt olmayabileceği, çünkü bağımlı olmayan bireylerde de bu faktöre ilişkin yüksek puanlar elde edilebildiği belirtilerek yapılan bazı araştırmaların da (Charlton ve Danforth, 2007; Hussain, Griffiths ve Baguley, 2011; Akt: Wong ve Hodgins, 2013) bu veriyi desteklediği ifade edilmiştir. Bununla beraber araştırmacılar, üçüncü faktörün araştırma çalışmalarında kullanılabileceğini, ancak klinik değerlendirmede kullanılmamasının daha uygun olacağını belirtmişlerdir.

GAIA, beşli likert ölçeğinde yanıtlanmaktadır. Bunlar; "(0) Hiç katılmıyorum, (1) Katılmıyorum, (2) Kararsızım, (3) Katılıyorum ve (4) Tamamen katılıyorum" şeklindedir. Puanlama 0 ile 4 arasında yapılmaktadır. Dolayısıyla ölçekten alınabilecek en yüksek puan 124'tür. Ölçekten alınan puanların yükselmesi, dijital oyun bağımlılığının arttığını göstermektedir. Ölçekteki üçüncü faktör tersten puanlanmaktadır. Araştırmacılar bağımlılığın düzeyiyle ilgili iki kesme noktası belirlemişlerdir. Buna göre bağımlılık düzeyi konusunda, ölçekten 30 ile 39 arasında puan alanların hafif ve orta düzeyde sorunlu, 40 ve üzerinde puan alanların ise yüksek düzeyde sorunlu sayılabileceğini belirtmişlerdir.

Ölçeğin Cronbach Alfa (α) içtutarlılık değerleri birinci faktör için .92; ikinci faktör için .90; üçüncü faktör için .78; dördüncü faktör için .82; beşinci faktör için .88 ve altıncı faktör için .77 olarak hesaplanmıştır. Ölçeğin toplamı için ise .94 Cronbach Alfa değeri belirlenmiştir.

GAIA'nın uyum geçerliliği için daha önce geliştirilmiş olan bazı ölçeklerle gösterdiği korelasyona bakılmıştır. Yapılan analizlerde GAIA'nın, Problemlili Video

Oyunu Oynama Ölçeği (PVGT) (King, Delfabbro ve Zajac., 2011) ve Oyun Bağımlılığı Ölçeği (GAS) (Lemmens vd., 2009) ile ölçek toplam puanı ve alt boyutlarda anlamlı korelasyonlara sahip olduğu görülmüştür ($p<.01$). GAIA'nın geçerlilik çalışmaları kapsamında ölçek, DSM-IV-TR'deki patolojik kumar oynama ve madde bağımlılığı ölçütleriyle de karşılaştırılmıştır. Araştırmacılar, dijital oyun bağımlılığının madde bağımlılığından ziyade patolojik kumar oynama davranışıyla daha fazla benzerlik gösterdiği sonucuna ulaşmışlar ve oyun bağımlılığı tedavisinde patolojik kumar oynama bozukluğunun ölçütlerinden yararlanılabileceğini belirtmişlerdir.

2.2. Yetişkin Oyun Bağımlılığı Ölçeği (YOBÖ)'nin Türkçe'ye Uyarlanması

Yetişkin Oyun Bağımlılığı Ölçeği (YOBÖ)'nin Türk kültürüne uyarlanması ve adaptasyon çalışmaları bu araştırma kapsamında yapılmıştır. Uyarlama çalışması öncesinde ölçeğin orijinalini geliştiren yazarlardan gerekli izinler alınmıştır. Bir ölçme aracının farklı bir dile uyarlanması için ölçülecek psikolojik değişkenin uyarlama yapılacak kültür için de anlamlı bir değişken olması gerektiği ifade edilmektedir (Kristjansson, Desrochers ve Zumbo, 2003; Çapık, Gözüm ve Aksayan, 2018). Bunun için uzman görüşüne başvurulmuş, oyun bağımlılığının Türk kültürü için de önemli ve diğer kültürlerle benzer özellikler gösteren bir değişken olduğuna ve bu değişkenin ölçekte yer alan maddelerle ölçülebileceğine kanaat getirilmiştir. Kristjansson vd. (2003)'nin hazırladıkları ölçme aracı uyarlama yönergesinde önerdiği ikinci aşama ise hedef dile çeviridir. Bu aşamada yeterli alan bilgisine sahip ve İngilizce diline hakim iki uzman tarafından ölçek maddeleri Türkçe'ye çevrilmiştir. Çeviri işleminin ardından elde edilen formlar İngilizce dilinde yetkin üçüncü bir çevirmen tarafından kontrol edilerek özgün dile geri çevirisi yapılacak olan ölçek formuna son şekli verilmiştir. Sonraki aşamada, Türkçe'ye çevirisi yapılmış olan ölçek maddelerinin önceki çevirmenlerden bağımsız ve İngilizce'ye hakim üçüncü bir uzman tarafından İngilizce'ye geri çevirisi yapılmıştır. Bu çeviri işlemlerinin ardından elde edilen ölçek maddeleri üzerinde gerekli incelemeler yapılarak ölçeğin Türkçe formu oluşturulmuştur. Oluşturulan Türkçe form ayrıca Türk dilinin kurallarına uygunluğu bakımından bir uzman tarafından incelenerek gramer bakımından bazı küçük değişiklikler yapılmıştır. Bu aşamadan sonra, oluşturulan Türkçe formdaki ifadelerin bilişsel açıdan incelenmesi amacıyla hedef gruba uygun 11 öğrenci tarafından değerlendirilmesi yapılmıştır. Öğrencilerden alınan dönütlere göre ölçekte yer alan ifadelerde anlamsal bir sorun olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Sonraki adımda her iki dili iyi düzeyde bilen 51 kişilik öğrenci grubuna (İngilizce Öğretmenliği 4. Sınıf öğrencileri) iki hafta arayla ölçeğin orijinal formu (İngilizce) ve Türkçe formu verilerek aldıkları puanlar ölçek alt boyutları ve toplam puanı üzerinden incelenmiştir. Öğrencilerin her iki uygulamadan aldıkları puanlara ilişkin korelasyon değerleri Tablo 1'de verilmiştir:

Tablo 1: YOBÖ'nin İngilizce ve Türkçe Formlarının Korelasyon Değerleri

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	Tüm Ölçek
R	.89*	.81*	.61*	.85*	.88*	.61*	.93*

* $p < .001$ $N=51$

Tablo 1'e bakıldığında katılımcıların ölçeğin İngilizce ve Türkçe dillerindeki formlarına ilişkin alt boyutlarından elde ettikleri puanlar arasındaki korelasyonun .61 ile .89 arasında değiştiği, toplam puanları arasındaki korelasyonun ise .93 olduğu ve bütün korelasyon değerlerinin anlamlı olduğu ($p < .001$) görülmektedir. Bu değerler, ölçeğin İngilizce ve Türkçe formlarında yer alan ifadeler arasında önemli bir anlam farkı olmadığı şeklinde yorumlanabilir.

YOBÖ'nin Türkçe'ye uyarlanması sürecinde Trakya Üniversitesi Eğitim Fakültesinde öğrenim gören, ölçeği yanıtlamaya gönüllü bir öğrenci grubundan veri toplanmıştır. Kayıp ve uç değerlerin temizlenmesi sonucunda geriye kalan 509 kişilik örneklem grubu üzerinde geçerlik ve güvenilirlik çalışmaları yapılmıştır. Çalışma grubunun yaşları 18 ile 29 arasında değişmekte olup, yaş ortalaması 20.50'dir. Ölçeğin özgün formu geliştirilirken veri toplama sürecinde "haftada en az iki saat oyun oynama" bir ölçüt olarak belirlendiğinden ölçeği cevaplayacak katılımcıların bu kritere uygun olmalarına dikkat edilmiştir. Çalışma grubuna ilişkin betimsel istatistikler Tablo 2'de verilmiştir:

Tablo 2: Çalışma Grubunun Cinsiyet ve Sınıf Düzeyine Göre Dağılımı

		Sınıf				Toplam	
		1	2	3	4		
Cinsiyet	Kız	Sayı	58	74	67	41	240
		Cinsiyet %	24.2	30.8	27.9	17.1	100
		Toplam %	11.4	14.5	13.2	8.1	47.2
	Erkek	Sayı	59	95	70	45	269
		Cinsiyet %	21.9	35.3	26.0	16.7	100
		Toplam %	11.6	18.7	13.8	8.8	52.8
Toplam	Sayı	117	169	137	86	509	
	Toplam %	23.0	33.2	26.9	16.9	100	

Tablo 2'de görüldüğü gibi katılımcıların 117'si (% 23) birinci sınıf; 169'u (%33.2) ikinci sınıf; 137'si (% 26.9) üçüncü sınıf ve 86'sı (% 16.9) ise dördüncü sınıf öğrencisidir. Ayrıca 509 kişilik çalışma grubunun % 47.2'sinin kızlardan; % 52.8'inin ise erkeklerden oluştuğu görülmektedir.

2.2.1. Geçerlik Çalışmaları

YOBÖ'nin geçerliğinin incelenmesi kapsamında birinci ve ikinci düzey doğrulayıcı faktör analizi (DFA) yapılmıştır. Bu analiz öncesi veriler normallik koşulları bakımından incelenmiştir. Tabachnick ve Fidell (2013)'e göre değişkenlerin normalliğe sahip olması her zaman aranan bir özellik olmasa da tüm değişkenler normal dağılıma sahipse çözüm daha iyi sonuçlar vermektedir. Tek

değişkenli normallik için maddelerin çarpıklık ve basıklık değerlerine bakılmıştır. Çarpıklık ve basıklık için sıfır ve sıfıra yakın değerlerin normal dağılımın göstergesi olduğu kabul edilir (Tabachnick ve Fidell, 2013). Tablo 3'te ölçülen Türkçe formuna ilişkin betimsel bulgular verilmiştir.

Tablo 3: YOBÖ'nün Maddelerine İlişkin Betimsel İstatistikler

M	Ort.	SS	Çarp.	Bas.	M	Ort.	SS	Çarp.	Bas.
1	.56	.99	1.84	2.47	17	.23	.49	2.08	3.57
2	.45	.77	1.73	2.41	18	.58	.94	1.59	1.64
3	1.25	1.24	.78	-.59	19	.48	.80	1.65	1.93
4	1.99	1.31	-.24	-1.22	20	.23	.47	1.82	2.52
5	.43	.71	1.65	2.09	21	1.65	1.42	.41	-1.19
6	.47	.86	1.84	2.33	22	.76	1.08	1.32	.71
7	.38	.69	1.89	3.17	23	.32	.55	1.54	1.41
8	.39	.64	1.64	2.39	24	.78	1.09	1.21	.30
9	1.67	1.28	.24	-1.02	25	1.93	1.42	.04	-1.32
10	1.85	1.24	-.08	-1.17	26	.49	.76	1.59	2.03
11	.79	1.09	1.29	.69	27	.30	.52	1.54	1.46
12	.84	1.15	1.16	.16	28	.64	1.00	1.52	1.40
13	.48	.88	1.84	2.31	29	.17	.43	2.50	5.78
14	.38	.65	1.76	2.76	30	.37	.70	2.00	3.57
15	1.49	1.28	.52	-.79	31	.49	.85	1.71	1.92
16	1.53	1.27	.25	-1.17					

Tablo 3'te görülen değerler incelendiğinde maddelerin çoğunluğunda çarpıklık ve basıklık değerlerinin 0'a yakın olduğu, bazılarında ise mutlak değer anlamında 1'e yakın olduğu görülmektedir. Birkaç maddenin çarpıklık ve basıklık değerlerinin ise diğer maddelere göre bir miktar yüksek olduğu görülmektedir. Bu, maddelerin özelliğinden kaynaklı bir durum olabilir. Örneğin; çarpıklık ve basıklık değerlerinin en yüksek olduğu 29. madde "Oyunlara gücümün yettiğinden daha fazla para harcadığımı düşünüyorum" şeklindedir ve oyunlara önemli düzeyde bağımlı olmayı ifade ettiği söylenebilir. Yine "Oyun oynamaktan başka yapacak bir şeyim yok" şeklinde bir ifadeden oluşan 17. maddenin de yüksek değerler aldığı dikkat çekmektedir. Maddeyi oluşturan ifadeye bakıldığında, dijital oyunları yaşamında neredeyse en önemli uğraş olarak gören birinin katılma yönünde yanıt vereceği bir madde olduğu söylenebilir. Veriler, haftada en az iki saat oyun oynama kriterine göre toplanmış olsa da normal olarak değerlendirilebilecek bireylerden oluşan bir örneklem grubunda bu tür ifadeler "Katılıyorum" yönünde cevap veren bireylerin sayısı doğal olarak az olacaktır. Bu tür maddelerin daha yüksek düzeyde bağımlılık davranışlarını ayırt etmeye dönük olduğu düşünülebilir. Tabachnick ve Fidell (2013)'e göre değişkenler özellikle farklı farklı yönlere çarpıksa bu durum çözümlü zayıflatmaktadır. Ancak söz konusu maddelerin histogram (çubuk) grafikleri incelendiğinde daima sağa çarpık bir özellik gösterdikleri, yani katılımcıların çoğunluğu tarafından "katılmama" yönünde yanıtladıkları görülmüştür. Wong ve Hodgins (2013) oyun bağımlılığı için geliştirilen bir ölçekte normallığın, maddelerin özelliğini değerlendirmede ve ölçekten madde çıkarmada doğru bir ölçüt

olmayabileceğini, çünkü bağımlılık davranışının prevalansı (yaygınlığı) düşük yoğun bir aktivite olabileceğini bildirmişlerdir. Bu durum ölçeğin geneli için geçerli olsa da özellikle söz konusu maddelerin bağımlı ya da bağımlı olma potansiyeli yüksek bireylerce katılma yönünde yanıtlanacağı düşünülebilir.

Normal bir dağılımda basıklık ve çarpıklık değerlerinin $\leq \pm 1$ olması gerektiği kabul edilse de bu konuda farklı görüşler de mevcuttur. George ve Mallery (2010)'e göre, çarpıklık ve basıklık için ± 1 değeri mükemmel olarak nitelendirilebilir ancak bazı psikometrik ölçümler için ± 2 değeri de kabul edilebilir. Bazı araştırmacılar ise tek değişkenli normalliğin çarpıklık için ± 2 ; basıklık için ± 7 ve altında olmasının yeterli olacağını bildirmişlerdir (Kim, 2013; Finney ve DiStefano, 2006). Kim (2013), çarpıklık ve basıklık için normalliği gösteren değerlerin örneklem büyüklüğüne göre farklı olması gerektiğini; $N(509) > 300$ olması durumunda mutlak değer olarak çarpıklık için 2 ve basıklık için ise 7 değerinin dağılımın normalliği için kabul edilebilir olduğunu bildirmiştir. Waternaux (1976)'a göre bir değişkende anlamlı düzeyde bulunan çarpıklık, büyük örneklerde normallikten önemli düzeyde sapmaz ve bu da analizlerde çok fazla bir etkiye neden olmaz. Diğer bir ifadeyle, büyük örneklerde çarpıklığın manidarlık düzeyi onun gerçek boyutu ve dağılımın görünümü kadar önemli değildir. Benzer bir durum basıklık için de geçerlidir ve basıklığın sıfırdan uzaklaşmasının analizler üzerindeki etkisi büyük örneklerde aynı şekilde azalır. Örneğin, pozitif basıklık bulunan durumlarda varyansın olması gereken düzeyden az şekilde bulunma riski örneklem büyüklüğü 100 ve 100'den fazla olan verilerde ortadan kaybolmaya başlar. Negatif basıklıkta ise örneklem büyüklüğü 200'den fazla olursa bu tehdit ortadan kaybolmaya başlar (Akt: Tabachnick ve Fidell, 2013). Buna göre maddelerin çarpıklık ve basıklığına ilişkin elde edilen değerlerin, literatürdeki değerlendirmeler doğrultusunda normallik koşullarını sağladığı kabul edilmiştir.

DFA öncesi veriler çok değişkenli normallik koşulları açısından da incelenmiştir. Çok değişkenli normallik, tüm değişkenlerin ve değişkenlerin tüm doğrusal kombinasyonlarının normal olarak dağılması sayılıdır (Tabachnick ve Fidell, 2013). Çoklu normalliğin sağlanması konusunda uç değerlerin tespiti için maddelerin z değerleri (z values) hesaplanmış ve z değeri ± 3 arasında olmayan veriler veri setinden çıkarılmıştır. Verilerin çok değişkenli normalliği için Bartlett Küresellik Testi yapılmış ve anlamlı olduğu görülmüştür ($\chi^2 = 6830.20$ sd=465 p<.001). Çokluk, Şekercioğlu ve Büyüköztürk (2012)'e göre Bartlett Küresellik Testi (Bartlett's Test of Sphericity), verilerin çok değişkenli normal dağılımdan geldiğini test etmek amacıyla kullanılır ve test sonucunun manidar olması çok değişkenli normalliğin göstergesi olarak kabul edilir. Buna göre verilerin çoklu normallik ölçütünü karşıladığı söylenebilir. Değişkenler arasında çoklu bağlantı probleminin olup olmadığını kontrol etmek için ise varyans artış faktörleri (VIF) ve

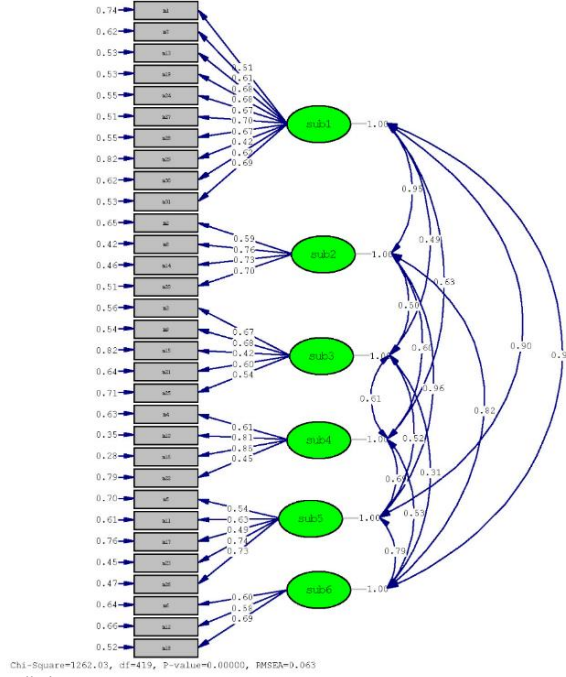
bağımsız değişkenler için Tolerans değerlerine bakılmış ve sonuçları Tablo 4'te verilmiştir:

Tablo 4: YOBÖ'nün Maddelerine İlişkin Varyans Artış (VIF) ve Tolerans Değerleri

Madde	Tolerans	VIF	Madde	Tolerans	VIF
1	.674	1.483	17	.723	1.383
2	.617	1.621	18	.499	2.002
3	.625	1.600	19	.495	2.021
4	.616	1.624	20	.418	2.390
5	.621	1.611	21	.653	1.532
6	.608	1.644	22	.707	1.415
7	.494	2.024	23	.453	2.210
8	.352	2.842	24	.442	2.261
9	.624	1.603	25	.711	1.407
10	.433	2.311	26	.436	2.293
11	.575	1.738	27	.389	2.572
12	.614	1.630	28	.518	1.929
13	.492	2.033	29	.744	1.344
14	.452	2.212	30	.602	1.662
15	.768	1.302	31	.454	2.202
16	.399	2.505			

Alanyazında VIF değerinin 10 ya da daha büyük olması durumunda; Tolerans değerinin ise .10'dan küçük olması durumunda değişkenler arası çoklu doğrusal bağlantı probleminin söz konusu olacağı vurgulanmaktadır (Çokluk vd., 2012; Kline, 2011). Buna göre Tablo 4'teki VIF ve Tolerans değerlerine bakıldığında değişkenler arasında çoklu bağlantı probleminin olmadığı görülmektedir. Bu durum, ölçekteki her bir maddenin ölçeğe özgün bir katkı sağladığı yönünde değerlendirilebilir.

Veri seti için yapılan bu değerlendirmelerin ardından birinci ve ikinci düzey DFA yapılarak YOBÖ'ye ilişkin ölçüm modelinin geçerliği incelenmiştir. Yapılan birinci düzey DFA diyagramı Şekil 1'de verilmiştir:

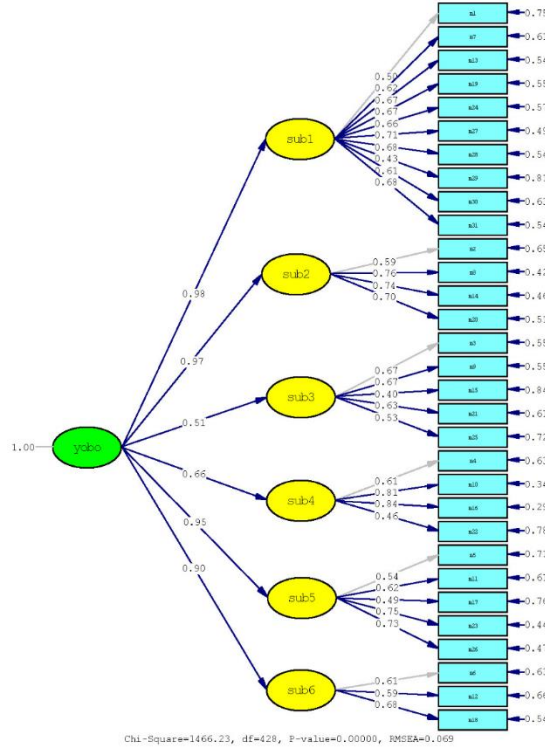


Şekil 1: YOBÖ İçin Birinci Düzey DFA Diyagramı

Yapılan birinci düzey DFA sonucunda elde edilen bazı uyum indeksleri incelendiğinde χ^2/sd (Kikare değerinin serbestlik derecesine oranı)= 3.01; RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation – Yaklaşık Hataların Ortalama Karekökü)=0.063; CFI (Comperative Fit Index – Karşılaştırmalı Uyum İndeksi)=0.97; NFI (Normed Fit Index - Normlaştırılmış Uyum İndeksi)=0.95; IFI (Incremental Fit Index – Artan Uyum İndeksi)=0.97; RFI (Relative Fit Index – Göreceli Uyum İndeksi)=0.95; GFI (Goodness of Fit Index - Uyum İyiliği İndeksi)=0.86; AGFI (Adjusted Goodness of Fit Index – Düzeltilmiş Uyum İyiliği İndeksi)=0.84; SRMR (Standardized Root Mean Square Residual – Standartlaştırılmış Hata Kareler Ortalamasının Karekökü)=0.055 olduğu görülmüştür. χ^2/sd oranının genelde iki veya daha küçük bir değer olması istense de beşten küçük değerler kabul edilebilir sayılmaktadır (Şimşek, 2007). CFI, NFI, RFI ve IFI indeksleri için kabul edilebilir uyum değeri >0.90 ; mükemmel uyum değeri >0.95 olarak kabul edilmekte ve RMSEA için ise <0.08 kabul edilebilir uyum; <0.05 mükemmel uyum değeri olarak kabul edilmektedir (Bayram, 2010; Meydan ve Şeşen, 2011; Şimşek, 2007). SRMR değeri için <0.10 kabul edilebilir; <0.05 ise mükemmel uyumun göstergesi kabul edilir (Kline, 2011). GFI ve AGFI için ise >0.85 değeri kabul edilebilir uyumu ve >0.90 değeri mükemmel uyumu ifade etmektedir (Schermelleh-Engel ve Moosbrugger, 2003; Akt: İlhan ve Çetin, 2014).

Buna göre elde edilen değerlerin birçoğunun modelin uyumlu olduğunu gösterdiği söylenebilir. Ayrıca DFA sonucu elde edilen t değerlerinin 8.78 ile 21.99 arasında değiştiği görülmüştür. Hesaplanan t değerlerinin 1.96'dan büyük olması 0.05 düzeyinde; 2.58'den büyük olması ise 0.01 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir (Kline, 2011; Şimşek, 2007). Byrne (2010)'e göre, elde edilen t değerlerinin anlamlı olması ölçekte çıkarılması gereken madde bulunmadığını ve araştırmadaki katılımcı sayısının yeterli olduğunu gösterir.

DFA uygularken çok boyutlu ölçeklerin mutlaka ikinci düzey çok faktörlü modellerinin de test edilmesi gerektiği belirtilmektedir (Meydan ve Şeşen, 2011). Bu yüzden YÖBO için ikinci düzey DFA yapılmış ve sonuçları Şekil 2'de verilmiştir:



Şekil 2: YÖBÖ İçin İkinci Düzey DFA Diyagramı

Şekil 2 ve elde edilen bazı uyum indeksleri incelendiğinde 31 madde ve 6 faktörden oluşan YÖBÖ için yapılan ikinci düzey DFA'nın anlamlı sonuçlar verdiği görülmüştür ($\chi^2=1466.23$; $sd=428$; $\chi^2/sd=3.43$; $RMSEA=0.069$; $CFI=0.96$; $IFI=0.96$; $RFI=0.94$; $NFI=0.95$; $SRMR=0.060$). Yine t değerlerine bakıldığında ise 7.54 ile 13.59 arasında değiştiği ve hepsinin anlamlı olduğu görülmüştür.

YOBÖ'nün uyum geçerliği için Lemmens vd. (2009) tarafından geliştirilen ve Yalçın-Irmak ve Erdoğan (2015) tarafından Türkçe'ye uyarlanan Dijital Oyun Bağımlılığı Ölçeği-Kısa Formu (DOBÖ-7) ile gösterdiği korelasyona bakılmıştır. Bu ölçek, 7 maddeden ve tek boyuttan oluşmaktadır. YOBÖ ile DOBÖ-7 için hesaplanan korelasyon değerleri Tablo 5'te verilmiştir:

Tablo 5: YOBÖ'nün DOBÖ-7 ile Pearson Korelasyon Değerleri

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	YOBÖ
DOBÖ-7	.67*	.56*	.44*	.63*	.62*	.50*	.75*

* $p < .01$ N = 509

Tablo 5 incelendiğinde DOBÖ-7'nin YOBÖ'nün alt boyutlarıyla gösterdiği korelasyon değerlerinin .44 ile .67 arasında değiştiği, toplam test ile aralarındaki korelasyon değerinin ise .75 olduğu ve korelasyonların tamamının anlamlı olduğu ($p < .01$) görülmektedir. Bu sonuçlar, her iki ölçeğin benzer psikolojik özellikleri ölçtüğü şeklinde yorumlanabilir.

2.2.2. Güvenirlilik Çalışmaları

YOBÖ'nin güvenirliliği, ölçme araçlarının iç tutarlılık anlamında güvenirlilik ölçütü olan Cronbach Alfa katsayısı (α), bileşik güvenirlilik (composite reliability - CR), madde analizi ve Spearman-Brown'un eşdeğer yarılar güvenirliliği ile incelenmiştir. Cronbach Alfa değeri, ölçeğin genel anlamda güvenirlilik düzeyini ve ölçeği oluşturan maddelerin aynı türden bir yapıyı sorgulamak ya da açıklamak üzere bir bütün oluşturup oluşturmadıklarını gösteren katsayıdır (Özdamar, 2017; Tavakol ve Dennick, 2011). Bir diğer ifadeyle bu katsayı, maddelere ait puanların toplam test puanlarıyla olan tutarlılık düzeyini ortaya koyar (Büyüköztürk, Çakmak, Akgün, Karadeniz ve Demirel, 2016). Bileşik güvenirlilik (CR) değeri ise birden fazla sayıda, heterojen, ancak benzer olan ifadelerin genel güvenirliliğini ölçmek amacıyla kullanılmaktadır (Raycov, 1998). Ölçeğin geneli ve alt boyutlara ilişkin hesaplanan α ve CR değerleri Tablo 6'da verilmiştir:

Tablo 6: YOBÖ için Cronbach α ve CR Değerleri

Alt Boyut ve Ölçek	Madde Sayısı	Orijinal Form α Değeri	Türkçe Form α Değeri	Türkçe Form CR Değeri
Faktör 1	10	.92	.86	.87
Faktör 2	4	.90	.78	.79
Faktör 3	5	.78	.72	.72
Faktör 4	4	.82	.78	.78
Faktör 5	5	.88	.73	.77
Faktör 6	3	.77	.65	.66
Tüm Ölçek	31	.94	.92	.94
N		649	509	509

Ölçeğin Türkçe formundan elde edilen değerlere bakıldığında alt boyutların Cronbach Alfa güvenirlilik katsayılarının .65 ile .86 arasında değiştiği ve tüm ölçek için bu değer .92 olduğu; bileşik güvenirlilik (CR) değerlerinin .66 ile .87 arasında

değiştirdiği ve ölçeğin geneli için ise bu değer .94 olduğu görülmektedir. Nunnally ve Bernstein (1994) bir ölçeğin güvenilir olarak kabul edilebilmesi için güvenilirlik katsayılarının .70 ve üzerinde olması gerektiğini bildirmişlerdir. Akgül ve Çevik (2003)'e göre bu katsayı .60 ile .80 arasında olduğunda ölçek "oldukça güvenilir", .80 ile 1 arasında olduğunda ise "yüksek derecede güvenilir" olarak değerlendirilebilir. Bazı araştırmacılar madde sayısının az olduğu durumlarda .60 (Şeker ve Gençdoğan, 2006) ve .50 (Nunnally ve Bernstein, 1994) değerlerinin ölçüt alınabileceğini belirtmişlerdir. Özdamar (2017), hesaplanan alfa değerinin $>.90$ olması durumunda ölçeğin çok yüksek güvenilirlik düzeyine sahip olduğunu; fenomen ile ilgili yüksek güvenilirlik ve geçerlikte bilimsel yargıların oluşturulmasında güvenle kullanılabilmesini belirtmiştir. Buna göre, elde edilen bulgular ölçeğin alt boyutları ve geneli için güvenilirlik kanıtı olarak değerlendirilebilir.

YOBÖ'de yer alan maddelerin ayırt edicilik düzeylerini belirlemek ve toplam puanı yordama gücünü saptamak amacıyla düzeltilmiş madde-toplam test korelasyonu (r_{jx}) hesaplanmış ve %27'lik alt-üst gruplar, bağımsız gruplar t testi ile karşılaştırılmıştır. Madde analizi sonucunda elde edilen bulgular Tablo 7'de verilmiştir:

Tablo 7: YOBÖ'nün Madde Analizi Sonuçları

Madde	r_{jx}	Ort.	SS	T	Madde	r_{jx}	Ort.	SS	T
1	.451	.560	.993	10.17	17	.429	.232	.499	8.20
2	.527	.454	.766	12.42	18	.534	.589	.944	13.28
3	.473	1.250	1.240	16.44	19	.575	.489	.809	14.65
4	.477	1.994	1.306	15.27	20	.590	.238	.474	12.23
5	.474	.426	.713	11.54	21	.328	1.656	1.420	10.78
6	.523	.468	.861	12.06	22	.401	.764	1.086	11.91
7	.593	.381	.690	14.50	23	.636	.320	.555	15.89
8	.696	.387	.634	18.14	24	.594	.784	1.090	17.79
9	.479	1.672	1.275	16.76	25	.382	1.931	1.420	13.02
10	.603	1.847	1.242	21.51	26	.633	.493	.767	15.61
11	.611	.788	1.093	17.03	27	.631	.301	.526	15.54
12	.436	.843	1.149	10.97	28	.628	.640	1.009	15.29
13	.621	.483	.879	14.54	29	.410	.173	.432	8.47
14	.629	.375	.648	14.58	30	.531	.377	.709	11.94
15	.199	1.489	1.280	6.90	31	.620	.491	.857	14.35
16	.646	1.534	1.272	20.59					

* $p < .001$ $Sd = 272$

Tablo 7'deki bulgular incelendiğinde % 27'lik alt ($n=137$) ve üst ($n=137$) grupların madde puanlarındaki farklılıkların t değerlerinin 6.90 ile 21.51 arasında ($sd=272$; $p < .001$), düzeltilmiş madde-toplam test korelasyonuna ilişkin değerlerin ise .20 ile .70 arasında değiştiği görülmektedir. Madde-toplam test korelasyonu

yorumlanırken değeri .30 ve üzeri olan maddeler, ölçülen özelliği ayırt etme açısından yeterli görülmektedir (Büyüköztürk, 2012; Erkuş, 2012). Bu durumda sadece 15 numaralı madde dışındaki bütün maddeler bu ölçütü karşılar niteliktedir. Bu maddenin korelasyon değeri ise .20 olup, kabul edilebilirlik sınırına yakındır. Ayrıca %27'lik alt ve üst grupların karşılaştırılmaları sonucu elde edilen t değerinin bu madde için de anlamlı olması maddenin ayırt ediciliği için bir kanıt olarak değerlendirilmektedir (Erkuş, 2012). Bu bulgulara göre, ölçekte yer alan maddelerin tamamının ayırt edicilik gücünün yeterli olduğu söylenebilir.

Ölçeğin güvenilirliği ayrıca eşdeğer yarılar güvenilirlik formülü ile incelenmiştir. Bu yöntemde test herhangi bir yöntemle iki eşit yarıya bölünür ve eşdeğer yarılar güvenilirliğini belirlemek için Spearman-Brown düzeltme formülü, Rulon formülü, Guttman formülü ve Flanagan formüllerinden biri kullanılarak güvenilirlik katsayısı hesaplanır (Soğuksu ve Alıcı, 2016). YOBÖ'nün eşdeğer yarılar güvenilirlik analizi için, ölçek maddeleri tek sayılı maddeler ile çift sayılı maddeler şeklinde iki yarıya bölündükten sonra her bir katılımcının puanlarının aritmetik ortalamaları üzerinden, puanları arasındaki Pearson korelasyonu hesaplanmış ve $r = .78$ değeri elde edilmiştir. Spearman-Brown düzeltme formülü ($r_{tt} = 2r_{12} / 1 + r_{12}$) ile işlem yapıldığında $r_{tt} = .88$ sonucuna ulaşılmıştır. Bu da ölçeğin güvenilirliğini gösteren önemli bir bulgu olarak değerlendirilebilir.

4. SONUÇ VE ÖNERİLER

Geçerlik ve güvenilirlik çalışmaları sonucunda elde edilen veriler incelendiğinde, YOBÖ'nin yetişkin bireylerin oyun bağımlılığı düzeyini belirlemede geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğu söylenebilir. Ölçeğin orijinal yapısının birinci ve ikinci düzey DFA analizlerinde birçok uyum indeksi için yüksek düzeyde tatmin edici değerler vermesi bunun göstergesi olarak kabul edilebilir. Uyum geçerliği konusunda da benzer özelliği ölçen bir ölçme aracından elde edilen sonuçlardan önemli ve anlamlı düzeyde korelasyon değerlerine ulaşılması YOBÖ'nin bu çalışmada hazırlanan Türkçe formunun geçerliliğine ilişkin önemli bir kanıt olarak değerlendirilebilir. Güvenirlik analizlerinden elde edilen sonuçlar da ölçeğin, dijital oyun bağımlılığı davranışını yeterli düzeyde ayırt edebildiği şeklinde değerlendirilebilir. Hesaplanan Cronbach alfa değerleri, orijinal ölçek için hesaplanan değerlerden bir miktar düşük olsa da kabul edilebilir sınırların üzerindedir. Bileşik güvenilirlik (CR) değerleri ise bir miktar daha yüksek çıkmış, bu haliyle ölçeğin orijinal formundaki değerlere daha da yakın değerler elde edilmiştir. Güvenirliğin ölçme aracına ait bir özellik olmaktan ziyade araştırmadan elde edilen ölçümlere ilişkin bir değer olduğu dikkate alındığında, farklı örneklem grupları üzerinde yapılan çalışmalarda belli ölçüde farklılık olmasının beklenen bir durum olduğu düşünülebilir.

Bununla beraber, dijital oyun bağımlılığı konusunda gerek çocuk ve ergenlere ve gerekse yetişkinlere yönelik çalışmaların sınırlı olması bu özelliğin nasıl ölçülebileceği konusunda daha fazla araştırma yapılması gerektiğini ortaya koymaktadır. Oyun bağımlılığı için uygun ölçütlerin DSM tanı kriterlerine kesin olarak konulmamış olması da bu konuda daha fazla araştırmaya gereksinim olduğunu göstermektedir. Bu çalışmada uyarlaması yapılan ölçeğin, ülkemizde yapılacak yeni araştırmalarda veri toplamak için önemli ve kullanışlı bir araç olacağı ve ilerleyen zamanlarda ülkemizde yapılabilecek ölçek geliştirme çalışmalarına da, araştırmacılara fikir vermesi bakımından, fayda sağlayacağı düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

- Akbulut, Y. (2010). *Sosyal Bilimlerde SPSS Uygulamaları*. İstanbul: İdeal Kültür Yayıncılık.
- Akgül, A. ve Çevik, O. (2003). *İstatistiksel Analiz Teknikleri SPSS'te İşletme Yönetimi Uygulamaları*. Ankara: Emek Ofset.
- Akın, A., Usta, F., Başa, E., Özçelik, B. (2016). Oyun Bağımlılığı Ölçeğinin Türkçe'ye Uyarlanması, Geçerlik ve Güvenirlik Çalışması. *Türkiye Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 20 (1) 223-232
- Bayram, N. (2010). *Yapısal Eşitlik Modellemesine Giriş: Amos Uygulamaları*. Bursa: Ezgi Kitabevi
- Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal Bilimler İçin Veri Analizi El Kitabı* (17. Baskı). Ankara: Pegem Akademi Yayınları.
- Büyüköztürk, Ş. (2005). Anket Geliştirme. *Türk Eğitim Bilimleri Dergisi*, 3 (2), 133-148.
- Büyüköztürk, Ş., Kılıç Çakmak, E., Akgün, Ö. E., Karadeniz, Ş. ve Demirel, F. (2016). *Bilimsel Araştırma Yöntemleri*. (22. Baskı). Ankara: Pegem Akademi Yayınları.
- Byrne, B.M. (2010). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications and Programming*. New York, NY: Taylor and Francis Group.
- Çapık, C., Gözüm, S. ve Aksayan, S. (2018). Kültürlerarası Ölçek Uyarlama Aşamaları, Dil ve Kültür Uyarlaması: Güncellenmiş Rehber. *Florence Nightingale Journal of Nursing*, 26(3): 199-210. Doi: 10.26650/FN397481
- Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G. ve Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal Bilimler İçin Çok Değişkenli İstatistik: SPSS ve LISREL Uygulamaları*. Ankara: Pegem Akademi Yayıncılık.
- Erkuş, A. (2012). *Psikolojide Ölçme ve Ölçek Geliştirme*. Ankara: Pegem Akademi Yayınları.
- Erkuş, A. ve Selvi, H. (2019). *Psikolojide Ölçme ve Ölçek Geliştirme III: Ölçek Uyarlama ve Norm Geliştirme*. Ankara: Pegem Akademi Yayınları.
- Finney, S.J. & DiStefano, C. (2006). Non-normal and Categorical data in structural equation modeling. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Hrsg.). *Structural equation modeling: A second course* (S. 269–314). Greenwich, Connecticut: Information Age Publishing.
- George, D. & Mallery, M. (2010). *SPSS for Windows Step by Step: A Simple Guide and Reference*, 17.0 update (10a ed.) Boston: Pearson.
- Gözüm, S. ve Aksayan, S. (2002). Kültürlerarası Ölçek Uyarlaması İçin Rehber II: Psikometrik Özellikler ve Kültürlerarası Karşılaştırma. *Hemşirelikte Araştırma Dergisi*, 2002; 5(1): 3-14

- Horzum, M.B., Ayas, T., Balta, Ö. (2008). Çocuklar İçin Bilgisayar Oyun Bağımlılığı Ölçeği. *Türk Psikolojik Danışma ve Rehberlik Dergisi*, 3 (30) 76-88.
- İlhan, M. ve Çetin, B. (2014). Sınıf Değerlendirme Atmosferi Ölçeği'nin (SDAÖ) Geliştirilmesi: Geçerlik ve Güvenirlik Çalışması. *Eğitim ve Bilim*. 39 (176) 31-50. Doi: 10.15390/EB.2014.3334
- Kline, R.B. (2011). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York: The Guilford Press.
- Kim, H. Y. (2013). Statistical notes for clinical researchers: assessing normal distribution (2) using skewness and kurtosis. *Restorative Dentistry & Endodontics*, 38(1), 52–54. Doi: 10.5395/rde.2013.38.1.52
- King, D. L., Delfabbro, P. H. & Zajac, I. T. (2011). Preliminary validation of a new clinical tool for identifying problem video game playing. *Journal of Mental Health and Addiction*, 9, 72-87. Doi: 10.1007/s11469-009-9254-9
- Kristjansson, E. A., Desrochers, A., ve Zumbo, B. D. (2003). Translating and adapting measurement instruments for cross-linguistic and cross-cultural research: A guide for practitioners. *Canadian Journal of Nursing Research*, 35, 127-142.
- Lemmens, J.S., Patti M. Valkenburg, P. M. & Peter, J. (2009): Development and validation of a game addiction scale for adolescents. *Media Psychology*, 12 (1) 77-95. Doi: 10.1080/15213260802669458
- Meydan, H.C., Şeşen, H. (2011). *Yapısal Eşitlik Modellemesi: AMOS Uygulaması*. Ankara: Detay Yayıncılık
- Nunnally, J. C. ve Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric Theory (3rd Edition)*. New York: McGraw-Hill.
- Özdamar, K. (2017). *Ölçek ve Test Geliştirme: Yapısal Eşitlik Modellemesi*. Nisan Yayınevi.
- Raykov, T. (1998). Coefficient alpha and composite reliability with interrelated nonhomogeneous items. *Applied Psychological Measurement*, 22 (4), 375-385.
- Soğuksu, Y. B., Alıcı, D. (2016). Eşdeğer Yarılar Güvenirliğinin Farklı Homojenlik Düzeylerindeki Örneklem Büyüklüklerinde, Test Uzunluğuna, Yarıya Bölme Yöntemlerine ve Güvenirlik Kestirme Tekniklerine Göre İncelenmesi. *Mersin Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 2016; 12 (1): 237-252. Doi:10.17860/efd.64335
- Sümer, N. (2000). Yapısal Eşitlik Modelleri: Temel Kavramlar ve Örnek Uygulama. *Türk Psikoloji Yazıları*, 3 (6), 49-73.
- Şeker, H., & Gençdoğan, B. (2006). *Psikolojide ve Eğitimde Ölçme Aracı Geliştirme*. Ankara: Nobel Yayınları.
- Şimşek, Ö.F.(2007). *Yapısal Eşitlik Modellemesine Giriş; Temel İlkeler ve LISREL Uygulamaları*. Ankara: Ekinoks Yayıncılık.
- Tabachnick, B. G., ve Fidel, L. S. (2013). Çok Değişkenli İstatistiklerin Kullanımı. (*Altıncı Basımdan Çeviri: Ed. Mustafa Baloğlu*). Ankara: Nobel Yayınları (2015).
- Tavakol, M. ve Dennick, R. (2011). Making sense of cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55.
- Wong, U. ve Hodgins, D. C. (2013). Development of the game addiction inventory for adults. *Addiction Research and Theory*, 22, 1–15. Doi: 10.3109/16066359.2013.824565

Yalçın-Irmak, A. ve Erdoğan, S. (2015). Dijital Oyun Bağımlılığı Ölçeği Türkçe formunun geçerliliği ve güvenilirliği. *Anatolian Journal of Psychiatry*, 16 (1) 10-18. Doi: 10.5455/apd.170337.

EKLER

EK 1: YOBÖ

Aşağıda bilgisayar, cep telefonu, konsol vb. elektronik ortamlarda oynanan oyunlara ilişkin bir takım ifadeler yer almıştır. Lütfen bu ifadelere katılma derecenizi belirtiniz.

		Hiç Katılmıyorum	Katılmıyorum	Kararsızım	Katılıyorum	Tamamen Katılıyorum
0 =	Hiç Katılmıyorum					
1 =	Katılmıyorum					
2 =	Kararsızım					
3 =	Katılıyorum					
4 =	Tamamen Katılıyorum					
1	Oyunlara harcadığım zaman yüzünden bazen evde tartışma çıkıyor.	0	1	2	3	4
2	Oyun oynamadığımda sinirleniyorum.	0	1	2	3	4
3	Oyun oynamak hayatımda pek de önemli bir yer tutmaz.	0	1	2	3	4
4	Genellikle kendimi daha iyi hissetmek için oyun oynuyorum.	0	1	2	3	4
5	Oyun oynamadığımda kendimi yalnız hissediyorum.	0	1	2	3	4
6	Oyun oynamamın sebep olduğu olumsuzlukları gizlemeye çalıştığım oldu. (Örneğin; oynadığımdan daha az oynadığımı söylemek, yalan söylemek vb.)	0	1	2	3	4
7	Oyun oynamaya bağımlı olduğumu düşünüyorum.	0	1	2	3	4
8	Oyun oynamadığımda kendimi huzursuz hissediyorum.	0	1	2	3	4
9	Bir daha hiç oyun oynamayacak olsam umurumda olmaz.	0	1	2	3	4
10	Stres atmak için sıklıkla oyun oynarım.	0	1	2	3	4
11	Oyun oynamadığım zamanlar oyun karakterimi özlerim.	0	1	2	3	4
12	Oyun oynamanın hayatımda yarattığı olumsuz etkilerden utanç duyuyorum. (Örneğin; zamanı verimli kullanamama, akademik başarısızlık, insanlarla çatışma vb.)	0	1	2	3	4
13	Oyun yüzünden bazen gitmem gereken yerlere geç kaldığım olur.	0	1	2	3	4
14	Oyun oynamadığımda kendimi gergin hissederim.	0	1	2	3	4
15	Ne kadar az oyun oynarsam benim için o kadar iyi olur.	0	1	2	3	4
16	Moralimi düzeltmek, gerginliğimi azaltmak veya daha fazla heyecan yaşamak için sıkça oyun oynuyorum.	0	1	2	3	4
17	Oyun oynamaktan başka yapacak bir şeyim yok.	0	1	2	3	4
18	Oyunlar yüzünden diğer işlerimi ihmal ettiğim için sıklıkla pişmanlık duyuyorum.	0	1	2	3	4
19	Oyunlar yüzünden zaman zaman sosyal hayatımın olumsuz etkilendiği oluyor.	0	1	2	3	4
20	Oyun oynamadığımda diğer insanlarla daha fazla çatışma yaşıyorum.	0	1	2	3	4
21	Oyun cihazlarından uzak olduğumda oyunlar pek aklıma gelmez.	0	1	2	3	4
22	Genellikle oyun dışındaki hayatımı unutmak için oyun oynuyorum.	0	1	2	3	4
23	Oyun oynamadığımda üzgün oluyorum.	0	1	2	3	4
24	Oyun yüzünden bazen çalışmalarım (işim, dersim vb.) aksıyor.	0	1	2	3	4
25	İnsanların oyun hakkında yaptığı sohbetler pek de ilgimi çekmiyor.	0	1	2	3	4
26	Oyun oynamadığımda kendimde bir eksiklik hissediyorum.	0	1	2	3	4
27	Oyun oynamadığımda sıkça tedirginlik hissediyorum.	0	1	2	3	4
28	Oyun yüzünden sıkça uykusuz kalıyorum.	0	1	2	3	4
29	Oyunlara gücümün yettiğinden daha fazla para harcadığımı düşünüyorum.	0	1	2	3	4
30	Oyunlara harcadığım zamanı azaltmaya çalıştım ama başaramadım.	0	1	2	3	4
31	Oyun oynamak için bazen önemli şeyleri ihmal ediyorum.	0	1	2	3	4