

İş-Boş Zaman Çatışması Ölçeğinin Türkçeye Uyarlanması: Güvenilirlik ve Geçerlilik Çalışması

Muhammet VAPUR¹, Mustafa A. DEMİREL²

İş-Boş Zaman Çatışması Ölçeğinin Türkçeye Uyarlanması: Güvenilirlik ve Geçerlilik Çalışması

Adaptation of the Work–Leisure Conflict Scale into Turkish: A Reliability and Validity Study

Öz

Bu araştırmada, Tsaur, Liang ve Hsu (2012) tarafından geliştirilen İş-Boş Zaman Çatışması Ölçeği'nin (İBZÇÖ) Türkçeye uyarlanması ve psikometrik özelliklerinin incelenmesi amaçlanmıştır. Ölçek, çatışmayı çift yönlü ve üç alt boyutlu bir yapı olarak ele almaktadır. Çeviri, uzman değerlendirmesi ve dil eşdeğerliği incelemelerinin ardından ölçeğin Türkçe formu oluşturulmuştur. Veriler, 2025 yılında İstanbul'daki konaklama işletmelerinde çalışan 282 kişiden toplanmıştır. Açıklayıcı ve doğrulayıcı faktör analizleri, özgün ölçekte önerilen altı boyutlu yapının Türkçe formda korunduğunu göstermiştir. Uyum indeksleri kabul edilebilir düzeyde, iç tutarlılık katsayıları ise yüksek bulunmuştur. Bununla birlikte, ayrışım geçerliği bulguları özellikle aynı çatışma yönü altındaki bazı alt boyutlarda sınırlı ayrışma olabileceğine işaret etmektedir. İBZÇÖ'nün Türkçe formu kabul edilebilir geçerlik ve yüksek güvenilirlik göstergeleri sunmakta; ancak yapının özellikle bazı alt boyutlar bakımından temkinli yorumlanması ve gelecekte alternatif modellerle sınanması önerilmektedir.

Abstract

This study aimed to adapt the Work–Leisure Conflict Scale (WLCS), developed by Tsaur, Liang, and Hsu (2012), into Turkish and to examine its psychometric properties. The scale conceptualizes conflict as bidirectional and multidimensional. The Turkish form was developed through translation, expert evaluation, and language-equivalence procedures. Data were collected from 282 employees working in hospitality enterprises in Istanbul in 2025. Exploratory and confirmatory factor analyses generally supported the original six-factor structure in the Turkish form. Fit indices were at an acceptable level and internal consistency coefficients were high. However, discriminant validity findings suggested that some subdimensions within the same conflict direction may show limited differentiation. Overall, the Turkish WLCS provides acceptable validity evidence and high reliability, although the structure should be interpreted cautiously for some subdimensions and retested with alternative models in future studies.

Anahtar Kelimeler: İş-Boş Zaman Çatışması, Geçerlilik, Güvenilirlik, Ölçek Uyarlama

Keywords: Work–Leisure Conflict, Validity, Reliability, Scale Adaptation

Makale Türü: Araştırma Makalesi

Paper Type: Research Article

1. Giriş

İş ve boş zaman, bireyin yaşamında farklı işlevlere sahip olmakla birlikte, zaman ve enerji gibi sınırlı kaynakları paylaşmaları nedeniyle sıklıkla çatışan iki temel yaşam alanı olarak değerlendirilmektedir.

¹ Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Rumeli Üniversitesi, Spor Bilimleri Fakültesi, Rekreasyon, mvapur37@gmail.com, ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-3417-2156>

² Doktorant, Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, Rekreasyon Yönetimi A.B.D., mdemirel_7@hotmail.com, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0497-035X>

Bu alanlar arasında ortaya çıkan gerilimlerin, bireyin psikolojik ve sosyal iyi oluşunu olumsuz etkileyebileceği ifade edilmektedir (Kahn, Wolfe, Quinn ve Snoek, 1964). Bu doğrultuda, iş-boş zaman çatışması, bireyin işle ilişkili rol sorumlulukları ile boş zaman faaliyetlerine yönelik rol beklentileri arasında yaşanan rol baskılarının karşılıklı olarak bağdaşmazlık göstermesi durumu şeklinde tanımlanmaktadır (Wong ve Lin, 2007).

İş yaşamı, bireyin hem bireysel hem de ailesel düzeyde sürdürülebilirliğini sağlarken, anlam ve başarı duygusunu da destekleyen bir yaşam alanı olarak görülmektedir (Kelly, 1972). Ancak işin yapısal koşulları; örneğin fazla mesai, düzensiz vardiya gibi uygulamalar bireyin aile yaşamına ve boş zaman etkinliklerine ayırabileceği kaynakları sınırlayarak tükenmişlik riskini artırmaktadır (Pleck, Staines ve Lang, 1980). Öte yandan, boş zaman; bireyin kişisel tercihleri doğrultusunda gerçekleştirdiği, içsel olarak tatmin edici etkinlikleri kapsamakta ve işle ilişkili stresle başa çıkmada önemli bir kaynak işlevi görmektedir (Lobo, 2006; Iwasaki ve Mannell, 2000). Literatürde, bu doğrultuda gerçekleştirilen çalışmaların çoğunda, boş zamanın stres azaltıcı etkilerine odaklanıldığı görülmektedir (Iwasaki ve Mannell, 2000). Bununla birlikte, planlı sosyal etkinliklere sık katılım gibi durumlarda, boş zaman faaliyetlerinin iş rolleriyle çakıştığı ve rol çatışmalarına yol açtığı da ifade edilmektedir (Staines ve O'Connor, 1980).

İş ve boş zaman alanları arasındaki ilişki, akademik bağlamda ilk olarak 1950'li yıllarda ele alınmaya başlanmıştır. Reisman ve Blomberg'in (1957; akt. Lobo, 2006) bu iki alanın giderek benzeştiğine yönelik toplumsal düzeydeki görüşleri tartışmaya açtığı belirtilmektedir. Zuzanek ve Mannell (1983) tarafından geliştirilen altı farklı araştırma perspektifiyle, iş ve boş zaman ilişkisinin çok yönlü olarak analiz edilmesi önerilmiştir. Bu perspektiflerden özellikle sosyo-ekonomik yaklaşım, bireylerin iş ve boş zaman tercihlerini ödünleşim mantığına dayalı olarak değerlendirmektedir. Ancak iş-boş zaman çatışmasına ilişkin kuramsal ve ampirik çalışmaların, popüler ilgiden farklı olarak sınırlı kaldığı ve özellikle ölçme araçları bakımından gelişimin yavaş seyrettiği görülmektedir. Son otuz yıl içinde yapılan çalışmalarda, iş-boş zaman çatışması çoğunlukla ya tek bir maddeyle (Rice, Frone ve McFarlin, 1992; Staines ve O'Connor, 1980) ya da yalnızca tek bir boyutla (Shamir, 1983; Small ve Riley, 1990; Wong ve Lin, 2007; Zhao ve Rashid, 2010) ölçülmüştür. Ancak tek maddeli ölçümler, iç tutarlılık güvenilirliğini sağlayamamakta; tek boyutlu yapılar ise iş-boş zaman çatışmasının çok yönlü doğasını yansıtmakta yetersiz kalmaktadır (Tsaaur ve Liang, 2008). Wong ve Lin (2007) tarafından geliştirilen ölçek, Türkiye'de daha önce sınırlı biçimde Türkçeye uyarlanmış olmakla birlikte, tek boyutlu yapısı nedeniyle işten boş zamana ve boş zamandan işe yönelen çatışma gibi karşılıklı etkileri kapsamlı biçimde açıklayamamaktadır. Bu yönüyle, Tsaaur, Liang ve Hsu (2012) tarafından geliştirilen ölçek, söz konusu sınırlılıkları gidermek amacıyla çok boyutlu bir yapı önermekte; bireylerin hem işin boş zamanı hem de boş zamanın işi nasıl etkilediğini ayrı boyutlar üzerinden değerlendirmeye olanak tanımaktadır. Böylece, iş-boş zaman çatışmasının çok yönlü yapısı daha güvenilir ve geçerli biçimde ölçülebilmektedir.

Tsaaur v.d. (2012) tarafından, iş-boş zaman çatışmasının yalnızca işin boş zamanı engellemesiyle sınırlı olmadığı, aynı zamanda boş zamanın da iş yaşamını sekteye uğratabileceği ve bu nedenle çatışmanın çift yönlü bir yapıya sahip olduğu ileri sürülmektedir. Söz konusu çalışmada, Greenhaus ve Beutell (1985), Gutek v.d. (1991) ile Carlson v.d. (2000) tarafından ortaya konulan kuramsal temellerin genişletildiği ve iş-boş zaman çatışmasının çok boyutlu bir yapı şeklinde ele alındığı belirtilmektedir (Tsaaur v.d., 2012). Bu çerçevede, iş-boş zaman çatışması; iş ve boş zaman rollerinden kaynaklanan rol baskılarının belirli açılardan karşılıklı olarak bağdaşmaz olduğu bir roller arası çatışma biçimi olarak tanımlanmaktadır.

Model kapsamında çatışma iki yönlü olarak ele alınmıştır: (1) işin boş zamanı engellemesinden kaynaklanan çatışma ve (2) boş zamanın işi engellemesinden kaynaklanan çatışma. Buna ek olarak, çatışmanın üç türü tanımlanmıştır: zamana dayalı çatışma, gerginliğe dayalı çatışma ve davranışa dayalı

çatışma. Belirtilen iki yön ve üç çatışma türü bir araya getirildiğinde, iş-boş zaman çatışmasının altı boyutlu bir yapıya sahip olduğu sonucuna ulaşılmaktadır (Tablo 1). Bu boyutlar şunlardır: Zamana dayalı işin boş zamanı engellemesi, zamana dayalı boş zamanın işi engellemesi, gerginliğe dayalı işin boş zamanı engellemesi, gerginliğe dayalı boş zamanın işi engellemesi, davranışa dayalı işin boş zamanı engellemesi, davranışa dayalı boş zamanın işi engellemesi. Bu çok boyutlu yapı, iş-boş zaman çatışmasının karmaşık doğasının daha derinlikli biçimde incelenebilmesine olanak tanımakta ve alanyazındaki ölçme araçlarına teorik bir temel sunmaktadır (Tsaur v.d., 2012).

Tablo 1. İş-boş zaman çatışmasının boyutları

İş-Boş Zaman Çatışmasının Yönleri			
İş-Boş Zaman Çatışmasının Biçimleri	Zaman	İşin Boş Zamanı Engellemesi	Boş Zamanın İş Engellemesi
	Gerginlik	Gerginliğe dayalı işin boş zamanı engellemesi	Gerginliğe dayalı boş zamanın işi engellemesi
	Davranış	Davranışa dayalı işin boş zamanı engellemesi	Davranışa dayalı boş zamanın işi engellemesi

Kaynak: Tsaur v.d., 2012

Zamana dayalı çatışma (Tsaur v.d., 2012); bireyin iş ya da boş zamana ayırdığı sürenin, diğer role fiziksel ya da zihinsel katılımı engellemesiyle ortaya çıkmakta ve bu durum rol aşırılığı (Kahn v.d., 1964), program çatışması (Bartolome ve Evans, 1979) ve aşırı iş süresi (Pleck v.d., 1980) gibi kavramlarla ilişkilendirilmektedir. Boş zaman bağlılığı ise bireyin belirli etkinliklere yönelik öz denetim temelli sürekliliği ile açıklanmakta ve zamana dayalı boş zamandan işe çatışmanın temel belirleyicilerinden biri olarak değerlendirilmektedir (Shamir, 1988; Stebbins, 1979).

Gerginliğe dayalı çatışma (Tsaur v.d., 2012), bir rolde yaşanan stresin diğer role yansması ile ortaya çıkmaktadır. İşe bağlı gerginlik, boş zaman doyumunu düşürebilmekte (Greenhaus ve Beutell, 1985; Chaney, 1988), boş zamana bağlı sosyal baskı ve performans beklentileri ise iş performansını olumsuz yönde etkileyebilmektedir (Celsi, Rose ve Leigh, 1993; Iwasaki ve Mannell, 2000).

Davranışa dayalı çatışma ise (Tsaur v.d., 2012), iş ve boş zaman rollerinde beklenen davranışların birbirleriyle uyumsuz olması durumunda yaşanmaktadır. Özellikle otoriter iş davranışlarının eşitlikçi boş zaman ortamlarıyla çelişmesi ya da boş zaman etkinliklerine aşırı zihinsel odaklanmanın işe dönük dikkati azaltması, bu çatışmanın örnekleri arasında yer almaktadır (Greenhaus ve Beutell, 1985; Loerch, Russell ve Rush, 1989).

Tsaur ve arkadaşları (2012) tarafından geliştirilen İş-Boş Zaman Çatışması Ölçeği (İBZÇÖ), iş ve boş zaman rollerinin karşılıklı etkileşimini hem “işin boş zamanı engellemesi” hem de “boş zamanın işi engellemesi” yönleriyle ele alan çift yönlü ve çok boyutlu bir ölçme aracıdır. Literatürde iş-boş zaman çatışmasını bu düzeyde ayrıntılı biçimde ölçen araçların sınırlı olması nedeniyle, ölçeğin Türkçeye uyarlanması ve geçerlik-güvenirlik analizlerinin yapılması önem taşımaktadır. Bu doğrultuda, araştırmanın temel amacı, İş-Boş Zaman Çatışması Ölçeği’nin Türkçe formunu uyarlamak ve ölçeğin geçerlik ile güvenirliğini incelemektir. Çalışmanın, iş-boş zaman çatışmasını çift yönlü ve çok boyutlu biçimde ele alan bir ölçme aracını Türkçe literatüre kazandırarak hem kuramsal çalışmalara hem de uygulamalı araştırmalara katkı sunması beklenmektedir.

2. Materyal ve Yöntem

2.1. Ölçme Aracı

Bu araştırmada, Tsaur, Liang ve Hsu (2012) tarafından geliştirilen İş-Boş Zaman Çatışması Ölçeği’nin (İBZÇÖ) Türkçe uyarlaması incelenmiştir. Ölçek, iş-boş zaman çatışmasını hem işin boş zamanı

engellemesi hem de boş zamanın işi engellemesi yönleriyle çift yönlü olarak ele almakta; her bir yönü zamana dayalı, gerginliğe dayalı ve davranışa dayalı çatışma boyutları üzerinden değerlendirmektedir. Bu doğrultuda ölçek altı alt boyuttan ve toplam 30 maddeden oluşmaktadır. Alt boyutlara düşen madde sayıları sırasıyla; zamana dayalı işin boş zamanı engellemesi (7 madde), gerginliğe dayalı işin boş zamanı engellemesi (8 madde), davranışa dayalı işin boş zamanı engellemesi (3 madde), zamana dayalı boş zamanın işi engellemesi (4 madde), gerginliğe dayalı boş zamanın işi engellemesi (5 madde) ve davranışa dayalı boş zamanın işi engellemesi (3 madde) şeklindedir. Ölçekte yer alan maddeler, ilgili çatışma yönü ve biçimini yansıtacak şekilde düzenlenmiştir; örneğin zamana dayalı boyutlarda iş ya da boş zaman yükümlülüklerinin diğer yaşam alanına ayrılan süreyi sınırlaması, gerginlik boyutlarında bir alandaki stresin diğer alana taşınması, davranış boyutlarında ise roller arasında beklenen davranış örüntülerinin uyumsuzluğu vurgulanmaktadır.

Ölçeğin özgün geliştirme süreci, DeVellis (1991) ile Carlson ve arkadaşlarının (2000) önerdiği ölçek geliştirme ilkeleri temel alınarak sistematik biçimde yürütülmüştür. İlk aşamada iş-boş zaman çatışmasının kuramsal çerçevesi belirlenmiş; iş-aile çatışması ve iş-iş dışı yaşam çatışması gibi ilişkili yapılar odaklanan çalışmalar incelenerek madde havuzu oluşturulmuştur (Shamir, 1983; Kirchmeyer, 1992; O'Driscoll, Ilgen ve Hildreth, 1992; Rice ve ark., 1992; Pandey ve Kumar, 1997; Nair ve Gaither, 1999; Wong ve Lin, 2007). Bu süreç sonunda toplam 48 maddelik başlangıç havuzu elde edilmiştir.

Ölçeğin kavramsal altyapısı oluşturulurken, Wong ve Lin'in (2007) yalnızca işin boş zamanı engellemesine odaklanan yaklaşımından farklı olarak, çift yönlü çatışma yapısı esas alınmıştır. Bu noktada, O'Driscoll ve arkadaşlarının (1992) çift yönlü çatışma yaklaşımı ile Kirchmeyer (1992) ve Nair ve Gaither'in (1999) çok boyutlu çatışma yapısına ilişkin değerlendirmeleri belirleyici olmuştur.

Ölçeğin geliştirilmesinin sonraki aşamalarında Q-sıralama yöntemi kullanılarak maddelerin kavramsal temsiliyeti ve içerik uygunluğu uzman görüşleri doğrultusunda değerlendirilmiştir. Daha sonra gerçekleştirilen iki ayrı veri toplama süreci sonucunda madde analizleri yapılmış; geçerlik ve güvenilirlik açısından uygun bulunmayan ifadeler ölçekten çıkarılmış ve nihai ölçek yapısı oluşturulmuştur. Son aşamada yürütülen doğrulayıcı analizlerle ölçeğin çift yönlü ve çok boyutlu yapısı desteklenmiştir.

2.2. Dil Geçerliliği

Bu araştırmada, Tsaur ve diğerleri (2012) tarafından geliştirilen İş-Boş Zaman Çatışması Ölçeği'nin (İBZÇÖ) Türkçeye uyarlama süreci yürütülmüştür. Çalışma kapsamında yazarlarla iletişime geçilerek ölçeğin kullanım izni alınmış ve orijinal İngilizce form temin edilmiştir. Öte yandan bu çalışma etik kurul izni alınarak (06.03.2024 tarih ve 2024-02 sayılı İstanbul Rumeli Üniversitesi Etik Kurul Onay Belgesi ile) bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır. Uyarlama süreci, çeviri ve kavramsal eşdeğerlik ilkeleri doğrultusunda dört aşamada gerçekleştirilmiştir. İlk aşamada ölçek, her iki dili ileri düzeyde bilen rekreasyon, turizm yönetimi ve örgütsel davranış alanlarında uzman dört akademisyen tarafından İngilizceden Türkçeye çevrilmiştir. İkinci aşamada elde edilen çeviri formları rekreasyon alanında uzman iki akademisyen tarafından anlam bütünlüğü, kültürel uygunluk ve kavramsal eşdeğerlik açısından değerlendirilmiş; gerekli düzenlemelerin ardından ortak Türkçe form oluşturulmuştur.

Dil eşdeğerliğini incelemek amacıyla İngilizce ve Türkçe formlar, rekreasyon ve turizm alanında lisansüstü eğitim gören ve yabancı dil yeterliğine sahip 30 katılımcıya uygulanmıştır. Katılımcıların dil yeterliği YDS/YÖKDİL puanları esas alınarak değerlendirilmiş; çalışmaya en az 50 puan düzeyinde yabancı dil yeterliğine sahip bireyler dâhil edilmiştir. Olası hatırlama etkisini azaltmak amacıyla iki uygulama aynı anda yapılmamış, uygulamalar arasında iki hafta süre bırakılmıştır. Bu süreçte klasik geri çeviri tekniği yerine iki dildeki formun doğrudan karşılaştırılmasına dayalı bir yaklaşım benimsenmiştir (Herrera, Delcampo ve Ames, 1993).

Son aşamada, İngilizce ve Türkçe formlardan elde edilen puanlar arasındaki ilişki Pearson korelasyon analizi ile incelenmiştir. Analiz sonucunda iki form arasında yüksek düzeyde pozitif ve anlamlı ilişkiler saptanmıştır ($r=.86-.94$, $p<.001$). Alt boyutlara göre korelasyon katsayıları; zamana dayalı işin boş zamanı engellemesi için $r=.89$, gerginliğe dayalı işin boş zamanı engellemesi için $r=.90$, davranışa dayalı işin boş zamanı engellemesi için $r=.86$, zamana dayalı boş zamanın işi engellemesi için $r=.90$, gerginliğe dayalı boş zamanın işi engellemesi için $r=.94$ ve davranışa dayalı boş zamanın işi engellemesi için $r=.91$ olarak belirlenmiştir ($p<.001$). Bu bulgular, Türkçe ve İngilizce formlar arasında yüksek düzeyde tutarlılık bulunduğunu ve dil eşdeğerliğinin desteklendiğini göstermektedir. Bununla birlikte, klasik geri çeviri tekniğinin uygulanmamış olması nedeniyle olası dilsel nüans kayıplarının tümüyle dışlanamayacağı da göz önünde bulundurulmalıdır.

2.3. Örneklem ve Veri Toplama Süreci

Araştırmanın verileri 2025 yılı Mart ve Nisan ayları arasında toplanmıştır. Veri toplama sürecinde çevrimiçi anket formu hazırlanmış ve İstanbul'da faaliyet gösteren çeşitli konaklama işletmelerinde çalışan personele, araştırmacının kişisel ve mesleki iletişim ağı ile işletme ve departman yöneticileri aracılığıyla ulaştırılmıştır. Araştırmada olasılıksız örnekleme yöntemlerinden kolayda örnekleme tekniği kullanılmıştır. Katılım gönüllülük esasına dayalı olarak gerçekleştirilmiş ve katılımcılara araştırmanın yalnızca bilimsel amaçlarla yürütüldüğü bilgisi verilmiştir.

Araştırmanın çalışma grubunu, İstanbul ilinde faaliyet gösteren çeşitli konaklama işletmelerinde görev yapan toplam 282 çalışan oluşturmaktadır. Bu örneklemin tercih edilmesinde, turizm sektöründe çalışan bireylerin düzensiz çalışma saatleri, yoğun iş temposu ve müşteri etkileşimine dayalı yüksek rol stresi nedeniyle iş-boş zaman çatışmasını görece daha belirgin deneyimleyebilmeleri etkili olmuştur. Ayrıca özgün ölçek çalışmasında da benzer biçimde turizm sektöründe ön saflarda görev yapan çalışanlardan veri toplanmıştır.

Katılımcıların 153'ü erkek (%54,3) ve 129'u kadın (%45,7) bireylerden oluşmaktadır. Yaş dağılımı incelendiğinde, katılımcıların büyük çoğunluğunun 25-34 yaş aralığında yer aldığı (187 kişi, %66,3), bunu 35-44 yaş grubundaki 52 kişinin (%18,4), 18-24 yaş grubundaki 37 kişinin (%13,1) ve 45 yaş ve üzeri grupta yer alan 6 kişinin (%2,1) izlediği görülmektedir. Eğitim düzeyine göre dağılım değerlendirildiğinde, katılımcıların 202'sinin lisans mezunu olduğu (%71,6), 42'sinin lise mezunu (%14,9), 32'sinin ön lisans mezunu (%11,3) ve 6'sının lisansüstü eğitim aldığı (%2,1) belirlenmiştir.

2.4. Verilerin Analizi

Araştırma kapsamında toplanan veriler, analiz edilmek üzere SPSS 25.0 ve AMOS 24.0 paket programlarına aktarılmıştır. Analiz sürecine geçmeden önce veri seti üzerinde ön işlemler gerçekleştirilmiş; eksik veriler ve uç değerler kontrol edilmiştir. Verilerin normalliği, çarpıklık (skewness) ve basıklık (kurtosis) değerleri üzerinden hem madde düzeyinde hem de alt boyut düzeyinde incelenmiştir. Ölçeğin dil eşdeğerliğini değerlendirmek amacıyla İngilizce ve Türkçe form puanları arasındaki tutarlılık Pearson korelasyon katsayısı ile test edilmiştir. Dil eşdeğerliği analizinin yürütüldüğü örneklem büyüklüğü ve katılımcı özellikleri açık biçimde raporlanmıştır.

Yapı geçerliğini incelemek amacıyla öncelikle Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) uygulanmıştır. AFA'ya başlamadan önce verilerin faktör analizine uygunluğu Kaiser–Meyer–Olkin (KMO) örneklem yeterlilik katsayısı ve Bartlett's Küresellik Testi ile değerlendirilmiştir. Ölçeğin özgün çalışmada kuramsal olarak altı boyutlu biçimde tanımlanmış olması nedeniyle AFA altı faktörle sınırlandırılmıştır. Bununla birlikte, faktör sayısına ilişkin karar destekleyici veri temelli kanıt olarak özdeğerler ve açıklanan varyans örüntüsü üzerinden ayrıca değerlendirilmiştir. Serbest AFA ve özdeğer grafiği (scree plot) bulguları bu çalışmada ayrıca raporlanmadığından, faktör yapısının veri temelli görünümüne ilişkin yorumların bu çerçevede temkinli ele alınması gerekmektedir. Faktör çıkarımında ortak varyansı esas alan Principal

Axis Factoring (PAF) yöntemi kullanılmış, kuramsal olarak ilişkili olması beklenen boyutlar için eğik rotasyon yöntemlerinden Direct Oblimin tercih edilmiştir (Fabrigar v.d., 1999). Maddelerin ilgili faktörler altındaki yükleri değerlendirilirken Pattern Matrix esas alınmış ve .40 alt sınır değeri benimsenmiştir.

Elde edilen yapının doğrulanması amacıyla Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA), AMOS 24.0 programında Maksimum Olabilirlik (Maximum Likelihood, ML) kestirim yöntemi kullanılarak yürütülmüştür. Model uyumu χ^2/sd , RMSEA, CFI, TLI, SRMR, NFI, IFI ve GFI değerleri birlikte dikkate alınarak değerlendirilmiştir. İlk modelin incelenmesinin ardından modifikasyon indeksleri gözden geçirilmiş ve yalnızca aynı alt boyut altında yer alan, içerik bakımından benzer olduğu değerlendirilen maddeler arasında kuramsal olarak gerekçelendirilebilen hata kovaryansları tanımlanmıştır. Bu kapsamda İBZÇÖ1-İBZÇÖ2, İBZÇÖ2-İBZÇÖ3, İBZÇÖ1-İBZÇÖ6, İBZÇÖ5-İBZÇÖ6; İBZÇÖ8-İBZÇÖ9, İBZÇÖ10-İBZÇÖ12, İBZÇÖ12-İBZÇÖ13, İBZÇÖ8-İBZÇÖ15, İBZÇÖ10-İBZÇÖ15; İBZÇÖ19-İBZÇÖ22; İBZÇÖ24-İBZÇÖ25, İBZÇÖ24-İBZÇÖ26, İBZÇÖ24-İBZÇÖ27 ve İBZÇÖ23-İBZÇÖ27 maddelerinin hata terimleri arasında kovaryans tanımlanmıştır. Söz konusu modifikasyonlar, aynı alt boyut altında yer alan ve ifade biçimi bakımından benzer içerik taşıyan maddelerin ortak yöntem varyansını kontrol etmek amacıyla yapılmıştır. Ayrıca AFA ve DFA'nın aynı örneklem üzerinde yürütülmüş olması, doğrulayıcı kanıtın gücünü sınırlayabilecek bir durum olarak değerlendirilmiş ve çalışmanın sınırlılıkları arasında ayrıca belirtilmiştir.

Ayrışım geçerliği öncelikle Fornell-Larcker kriteri kullanılarak değerlendirilmiştir. Bu kapsamda, her bir alt boyuta ait Ortalama Açıklanan Varyans (AVE) değerlerinin karekökleri hesaplanmış ve bu değerlerin ilgili alt boyutların diğer alt boyutlarla olan korelasyon katsayılarından büyük olup olmadığı incelenmiştir. Alt boyutlar arası korelasyon katsayılarının yüksek seyretmesi nedeniyle, ayrışım geçerliğine ilişkin ek ve daha duyarlı bir değerlendirme sunmak amacıyla HTMT oranları da hesaplanmıştır. HTMT değerlerinin yorumlanmasında .85 ve kavramsal olarak birbirine yakın yapılar için .90 eşik değerleri esas alınmıştır (Henseler, Ringle ve Sarstedt, 2015). Ölçeğin güvenirliği ise Cronbach's Alpha, Composite Reliability (CR) ve AVE değerleri üzerinden değerlendirilmiştir.

3. Bulgular

Bu bölümde, araştırma kapsamında elde edilen verilerin analizinden elde edilen bulgulara yer verilmiştir.

3.1. Yapı Geçerliliği

Verilerin normal dağılım gösterip göstermediği çarpıklık ve basıklık değerleriyle kontrol edilmiştir. Tablo 2'de yer alan değerlere göre veriler normal dağılım göstermektedir.

Tablo 2. Verilere ilişkin çarpıklık ve basıklık değerleri

Alt Boyutlar	Çarpıklık	Basıklık
İşin Boş Zamanı Engellemesi		
Zamana Dayalı	,845	-,250
Gerginliğe Dayalı	,820	-,433
Davranışa Dayalı	,845	-,275
Boş Zamanın İş Engellemesi		
Zamana Dayalı	1,067	,391
Gerginliğe Dayalı	1,099	,466
Davranışa Dayalı	1,025	,138

Tablo 2'de alt boyutlara ilişkin çarpıklık ve basıklık değerleri incelenmiştir. Tabachnick ve Fidell (2013)'e göre, çarpıklık ve basıklık değerlerinin -1,5 ile +1,5 aralığında yer alması, verilerin büyük ölçüde normal dağılım gösterdiğine işaret etmektedir. İşin boş zamanı engellemesi alt boyutlarında

çarpıklık değerleri ,820 ile ,845; basıklık değerleri ise -,250 ile -,433 arasında değişmektedir. Boş zamanın işi engellemesi alt boyutlarında ise çarpıklık değerlerinin 1,025 ile 1,099; basıklık değerlerinin ,138 ile ,466 aralığında olduğu görülmektedir. Bu doğrultuda gerçekleştirilen ön analizler kapsamında, alt boyut düzeyinde normallik ve uç değer kontrolleri yapılmış; normallik varsayımını ihlal eden veya uç değer niteliği taşıyan herhangi bir bulguya rastlanmamıştır. Elde edilen sonuçlar, verilerin normal dağılım varsayımını sağladığını göstermektedir.

Ölçeğin faktör analizine uygunluğu KMO ve Bartlett's Küresellik Testi ile değerlendirilmiştir.

Tablo 3. İş-boş zaman çatışması ölçeğinin Kaiser-Meyer-Olkin ve Bartlett's testi sonuçları

Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)		,956
Bartlett's	χ^2	7902,398
	sd	435
	p	***

*** p<.001

Tablo 3'te KMO değeri .956 ve Bartlett's Testi sonucu $\chi^2=7902.398$, sd =435, p<.001 olarak bulunmuştur. KMO değerinin .90'ın üzerinde olması, örneklem büyüklüğünün faktör analizi için mükemmel düzeyde yeterli olduğunu göstermektedir (Kalaycı, 2010). Ayrıca Bartlett's Testi sonucunun anlamlı (p<.05) olması, ölçek maddeleri arasında yeterli düzeyde ilişki olduğunu ve faktör analizine uygunluk gösterdiğini ortaya koymaktadır. Bu bulgular, AFA uygulamasına geçilmesi için veri setinin uygun olduğunu göstermektedir.

Tablo 4. İş-boş zaman çatışması ölçeğinin alt boyutlarına ait özdeğer ve açıkladıkları varyans değerleri

Faktör	Özdeğer	Varyans	Kümülatif
1	8,755	29,182	29,182
2	6,428	21,428	50,610
3	3,308	11,027	61,637
4	2,608	8,694	70,332
5	2,568	8,562	78,894
6	1,576	5,252	84,145

Tablo 4 incelendiğinde, ilk altı faktörün özdeğerlerinin 1'in üzerinde olduğu ve bu faktörlerin toplam varyansın %84,15'ini açıkladığı görülmektedir. Birinci faktör %29,18, ikinci faktör %21,43, üçüncü faktör %11,03, dördüncü faktör %8,69, beşinci faktör %8,56 ve altıncı faktör %5,25 oranında varyans açıklamaktadır. Bu örüntü, kuramsal olarak öngörülen altı faktörlü yapının özdeğer ve açıklanan varyans bakımından desteklendiğine işaret etmektedir. Bununla birlikte, çözümün baştan altı faktörle sınırlandırılmış olması ve serbest AFA ile özdeğer grafiği (scree plot) bulgularının ayrıca sunulmamış olması nedeniyle bu desteğin temkinli yorumlanması gerekmektedir. Ayrıca toplam açıklanan varyans oranının oldukça yüksek olması, olumlu bir bulgu olarak değerlendirilebilse de, özellikle sonraki aşamalarda gözlenen yüksek faktörler arası ilişkiler ile birlikte düşünüldüğünde bazı alt boyutlar arasında örtüşme olasılığını da gündeme getirmektedir.

Tablo 5. İş-boş zaman çatışması ölçeğinin alt boyutlarında yer alan maddelere ait yük değerleri

Madde	1	2	3	4	5	6
1	,667					
2	,755					
3	,501					
4	,768					
5	,774					
6	,794					

7	,828					
8		,806				
9		,829				
10		,828				
11		,862				
12		,833				
13		,869				
14		,851				
15		,841				
16			,872			
17			,874			
18			,855			
19				,844		
20				,843		
21				,852		
22				,840		
23					,825	
24					,842	
25					,847	
26					,861	
27					,838	
28						,805
29						,817
30						,785

Tablo 5 incelendiğinde, her bir faktör altında yer alan madde yük değerlerinin yüksek ve anlamlı olduğu belirlenmiştir. Birinci faktöre ait madde yükleri 0,50 ile 0,83; ikinci faktörde 0,81 ile 0,87; üçüncü faktörde 0,85 ile 0,87; dördüncü faktörde 0,84 ile 0,85; beşinci faktörde 0,83 ile 0,86 ve altıncı faktörde 0,79 ile 0,81 aralığında değişmektedir. Faktör yüklerinin .40 ve üzerinde olması genel olarak kabul edilebilir düzey olarak değerlendirilmektedir (Büyüköztürk, 2024). Bu doğrultuda, maddelerin tamamı ölçekte tutulmuştur. Bununla birlikte, yüksek faktör yüklerinin tek başına güçlü ayrışım geçerliğini garanti etmediği; bu nedenle yapının korelasyon, Fornell–Larcker ve HTMT bulgularıyla birlikte bütüncül biçimde yorumlanması gerektiği dikkate alınmalıdır.

Faktörlerin içeriklerine ilişkin yapılan değerlendirmeler doğrultusunda, ölçek iki temel boyutta incelenmiştir. İlk bölüm, işin boş zamanı engellemesi bölümünü temsil etmekte olup; bu bölümde yer alan faktörler içeriklerine göre sırasıyla zamana dayalı, gerginliğe dayalı ve davranışa dayalı olarak adlandırılmıştır. İkinci bölüm ise boş zamanın işi engellemesi bölümünü ifade etmekte olup; bu bölümdeki faktörler ise sırasıyla zamana dayalı, gerginliğe dayalı ve davranışa dayalı şeklinde tanımlanmıştır (Tsaur v.d., 2012).

Tablo 6. Alt boyutlar arasındaki Pearson korelasyon katsayıları

Alt Boyutlar	1	2	3	4	5	6
1.Zamana Dayalı İşin Boş Zamanı Engellemesi	1.00					
2.Gerginliğe Dayalı İşin Boş Zamanı Engellemesi	,821**	1.00				
3.Davranışa Dayalı İşin Boş Zamanı Engellemesi	,766**	,883**	1.00			
4.Zamana Dayalı Boş Zamanın İş Engellemesi	,693**	,783**	,846**	1.00		
5.Gerginliğe Dayalı Boş Zamanın İş Engellemesi	,705**	,800**	,813**	,906**	1.00	
6.Davranışa Dayalı Boş Zamanın İş Engellemesi	,658**	,748**	,775**	,801**	,873**	1.00

**p<0.001

Tablo 6 incelendiğinde, araştırmada yer alan alt boyutlar arasındaki ilişkileri belirlemek amacıyla gerçekleştirilen Pearson korelasyon analizi sonuçları görülmektedir. Analiz sonucuna göre, tüm değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişkiler tespit edilmiştir ($p < .001$). Zamana dayalı işin boş zamanı engellemesi ile diğer tüm alt boyutlar arasında kuvvetli düzeyde anlamlı ilişkiler bulunmuştur ($r = .693$ ile $.821$ aralığında). Gerginliğe dayalı işin boş zamanı engellemesi ile diğer boyutlar arasındaki korelasyon katsayıları $.748$ ile $.883$ arasında değişmekte olup, bu da kuvvetli ve çok kuvvetli düzeyde ilişkiler olduğunu göstermektedir. Davranışa dayalı işin boş zamanı engellemesi alt boyutu ile diğer boyutlar arasındaki ilişkiler de kuvvetli düzeydedir ($r = .766$ ile $.846$). Benzer şekilde, Zamana dayalı boş zamanın işi engellemesi ile diğer alt boyutlar arasında kuvvetli ve çok kuvvetli düzeyde anlamlı ilişkiler yer almaktadır ($r = .693$ ile $.906$). Gerginliğe dayalı boş zamanın işi engellemesi ile diğer değişkenler arasındaki korelasyonlar $.705$ ile $.906$ arasında değişmekte olup, çok kuvvetli düzeyde ilişkiler olduğunu ortaya koymaktadır. Davranışa dayalı boş zamanın işi engellemesi ise tüm diğer alt boyutlarla kuvvetli düzeyde ilişkiler göstermektedir ($r = .658$ ile $.873$). Pearson korelasyon analizine göre; 0-0,29 arası zayıf düzeyde ilişki, 0,30-0,64 arası orta düzeyde ilişki, 0,65-0,84 arası kuvvetli düzeyde ilişki ve 0,85-1 arası çok kuvvetli ilişki şeklinde ifade edilmektedir (Ural ve Kılıç, 2021). Korelasyon katsayılarının özellikle aynı çatışma yönü altında yer alan bazı boyutlar arasında görece yüksek olduğu görülmektedir. Bu durum, alt boyutların birbirleriyle ilişkili ancak tamamen özdeş olmayan yapılar olabileceğine işaret etmektedir. Söz konusu örüntü nedeniyle ayrışım geçerliği yalnızca korelasyon katsayıları üzerinden değil, Fornell–Larcker kriteri ve HTMT oranları kullanılarak da ayrıca değerlendirilmiştir.

Tablo 7. Fornell–Larcker kriterine ilişkin AVE karekökleri ve alt boyutlar arası korelasyonlar

Alt Boyutlar	1	2	3	4	5	6
1. Zamana Dayalı İşin Boş Zamanı Engellemesi	0,809					
2. Gerginliğe Dayalı İşin Boş Zamanı Engellemesi	0,821	0,870				
3. Davranışa Dayalı İşin Boş Zamanı Engellemesi	0,766	0,883	0,903			
4. Zamana Dayalı Boş Zamanın İş Engellemesi	0,693	0,783	0,846	0,914		
5. Gerginliğe Dayalı Boş Zamanın İş Engellemesi	0,705	0,800	0,813	0,906	0,888	
6. Davranışa Dayalı Boş Zamanın İş Engellemesi	0,658	0,748	0,775	0,801	0,873	0,888

Tablo 7’de Fornell–Larcker kriterine ilişkin bulgular sunulmuştur. Alt boyutlara ait AVE karekökleri ile boyutlar arası korelasyon katsayıları karşılaştırıldığında, bazı alt boyutlarda diyagonal değerlerin ilgili korelasyon katsayılarını aşmadığı görülmektedir. Özellikle zamana dayalı işin boş zamanı engellemesi boyutunda gerginliğe dayalı işin boş zamanı engellemesi ile olan korelasyonun ($.821$), ilgili AVE karekökünden ($.809$) yüksek olduğu; benzer biçimde gerginliğe dayalı işin boş zamanı engellemesi boyutunda davranışa dayalı işin boş zamanı engellemesi ile olan korelasyonun ($.883$), AVE karekökünü ($.870$) aştığı belirlenmiştir. Ayrıca gerginliğe dayalı boş zamanın işi engellemesi boyutunda zamana dayalı boş zamanın işi engellemesi ile olan korelasyonun ($.906$), AVE karekökünden ($.888$) yüksek olduğu görülmektedir. Bu bulgular, ayrışım geçerliğinin tüm alt boyutlar bakımından güçlü biçimde desteklenmediğine işaret etmektedir. Bu nedenle ayrışım geçerliği HTMT oranları ile de ayrıca değerlendirilmiştir.

Tablo 8. Ölçüm modeline ilişkin alt boyutlar arası HTMT oranları

Alt Boyutlar	1	2	3	4	5	6
1. Zamana Dayalı İşin Boş Zamanı Engellemesi	1.00					
2. Gerginliğe Dayalı İşin Boş Zamanı Engellemesi	,80	1.00				
3. Davranışa Dayalı İşin Boş Zamanı Engellemesi	,87	,89	1.00			
4. Zamana Dayalı Boş Zamanın İş Engellemesi	,51	,59	,69	1.00		
5. Gerginliğe Dayalı Boş Zamanın İş Engellemesi	,45	,53	,57	,85	1.00	

6. Davranışa Dayalı Boş Zamanın İş Engelleme	,48	,47	,55	,85	,91	1.00
--	-----	-----	-----	-----	-----	------

Tablo 8’de sunulan HTMT oranları incelendiğinde, farklı çatışma yönlerine ait alt boyutlar arasındaki değerlerin genel olarak .85 sınır değerinin altında kaldığı görülmektedir. Buna karşılık, aynı çatışma yönü içerisinde yer alan bazı alt boyutlar arasında HTMT değerlerinin görece yüksek olduğu belirlenmiştir. Özellikle gerginliğe dayalı işin boş zamanı engellemesi ile davranışa dayalı işin boş zamanı engellemesi alt boyutları arasındaki HTMT değerinin .89 olduğu; gerginliğe dayalı boş zamanın işi engellemesi ile davranışa dayalı boş zamanın işi engellemesi alt boyutları arasındaki HTMT değerinin ise .91 düzeyine ulaştığı görülmektedir. Bu bulgular, özellikle aynı çatışma yönü altında yer alan bazı alt boyutlar arasında kavramsal yakınlığın yüksek olabileceğine işaret etmektedir.

İş-boş zaman çatışmasının Tsaur, Liang ve Hsu (2012) tarafından önerilen çift yönlü ve çok boyutlu yapısı dikkate alındığında, aynı yön altında yer alan zamana, gerginliğe ve davranışa dayalı çatışma boyutlarının birbiriyle ilişkili olması kuramsal olarak beklenen bir durumdur. Bununla birlikte, .91 düzeyine ulaşan HTMT değeri, söz konusu boyutlar arasında ayrışım geçerliğinin güçlü biçimde desteklendiğini değil, sınırlı ayrışım olabileceğini düşündürmektedir. Bu nedenle HTMT bulguları, ölçeğin genel yapısının bütünüyle geçersiz olduğunu göstermemekle birlikte, özellikle aynı yönlü bazı alt boyutlar bakımından ayrışım geçerliğinin temkinli yorumlanması gerektiğine işaret etmektedir. Dolayısıyla altı boyutlu yapı kullanılabilir görünmekle birlikte, gelecekte ikinci düzey doğrulayıcı faktör analizi, bifaktör model ya da alternatif faktör yapılarının sınanması önerilmektedir.

3.2. Doğrulayıcı Faktör Analizi

Açımlayıcı analiz aşamasında yapılan ön incelemelerde veri setinin normallik varsayımını kabul edilebilir düzeyde sağladığı belirlendiğinden, DFA AMOS 24.0 programında ML kestirim yöntemi kullanılarak yürütülmüştür. Veri toplama sürecinde eksik gözlem oluşmadığından, analizler tam veri seti üzerinden gerçekleştirilmiştir. Model uyumu χ^2/sd , RMSEA, CFI, TLI, SRMR, GFI, NFI ve IFI uyum indeksleri üzerinden değerlendirilmiştir.

Tablo 9. Doğrulayıcı faktör analizine ilişkin uyum iyiliği indeksi değerleri

Uyum İndeksi	Kabul Edilen Sınır Değeri	Elde Edilen Değer
χ^2/sd	$\leq 3 \rightarrow$ İyi uyum $3-5 \rightarrow$ Kabul edilebilir uyum	3,052
RMSEA	$\leq 0.05 \rightarrow$ Mükemmel uyum $0.05-0.08 \rightarrow$ Kabul edilebilir uyum	,071
CFI	$\geq 0.90 \rightarrow$ Kabul edilebilir uyum $\geq 0.95 \rightarrow$ Mükemmel uyum	,902
TLI	$\geq 0.90 \rightarrow$ kabul edilebilir uyum $\geq 0.95 \rightarrow$ iyi uyum	,902
SRMR	$\leq 0,08 \rightarrow$ kabul edilebilir uyum	,062
GFI	$\geq 0.85 \rightarrow$ Kabul edilebilir uyum $\geq 0.90 \rightarrow$ İyi uyum	,921
NFI	$\geq 0.85 \rightarrow$ Kabul edilebilir uyum $\geq 0.90 \rightarrow$ İyi uyum	,861
IFI	$\geq 0.90 \rightarrow$ İyi uyum $\geq 0.95 \rightarrow$ Mükemmel uyum	,903

Tablo 9’da DFA kapsamında sınanan modele ilişkin uyum iyiliği indeksleri sunulmuştur. DFA, AMOS programında ML kestirim yöntemiyle yürütülmüştür. Model uyumu değerlendirilirken χ^2/sd , RMSEA, CFI, TLI, SRMR, NFI, IFI ve GFI değerleri birlikte incelenmiştir (Bentler, 1992; Jöreskog ve Sörbom, 1993; Hu ve Bentler, 1999). İlk model sonrasında modifikasyon indeksleri değerlendirilmiş; aynı alt boyut içinde yer alan ve içerik bakımından benzer maddeler arasında hata kovaryansları

tanımlanmıştır. Bu kapsamda İBZÇÖ1–İBZÇÖ2, İBZÇÖ2–İBZÇÖ3, İBZÇÖ1–İBZÇÖ6, İBZÇÖ5–İBZÇÖ6; İBZÇÖ8–İBZÇÖ9, İBZÇÖ10–İBZÇÖ12, İBZÇÖ12–İBZÇÖ13, İBZÇÖ8–İBZÇÖ15, İBZÇÖ10–İBZÇÖ15; İBZÇÖ19–İBZÇÖ22; İBZÇÖ24–İBZÇÖ25, İBZÇÖ24–İBZÇÖ26, İBZÇÖ24–İBZÇÖ27 ve İBZÇÖ23–İBZÇÖ27 maddelerinin hata terimleri arasında kovaryans tanımlanmıştır. Bu modifikasyonlar, yeni bir faktör yapısı önermek amacıyla değil, aynı alt boyut altında yer alan ve ifade biçimi bakımından benzer maddelerin ortak yöntem varyansını modellemek amacıyla sınırlandırılmıştır.

Elde edilen bulgulara göre, χ^2/sd değeri 3,052'dir. Bu değer 3 ile 5 arasında olduğundan modelin kabul edilebilir uyum gösterdiği söylenebilir (Meydan ve Şeşen, 2015; Simon v.d., 2010). RMSEA değeri ,071 olarak hesaplanmıştır. Bu değer 0,05 ile 0,08 aralığında yer aldığından modelin kabul edilebilir uyum düzeyinde olduğunu göstermektedir (Simon v.d., 2010). CFI değeri ,902 ve TLI değeri ,902 olarak bulunmuştur; bu değerler modelin desteklendiğini ancak güçlü biçimde doğrulandığını göstermemektedir. SRMR değeri ,062 olup kabul edilebilir düzeydedir. NFI değeri ,861 ile sınır değer üzerinde kalmakla birlikte görece zayıf bir göstergedir (Vassallo ve Saba, 2015). IFI değeri ,903'tür. GFI değeri ,921 olarak bulunmuştur; ancak model uyumunun değerlendirilmesinde ağırlık CFI, TLI, RMSEA ve SRMR gibi daha açıklayıcı kabul edilen indeksler verilmiştir. Genel olarak model, mükemmel değil fakat kabul edilebilir düzeyde uyum göstermektedir.

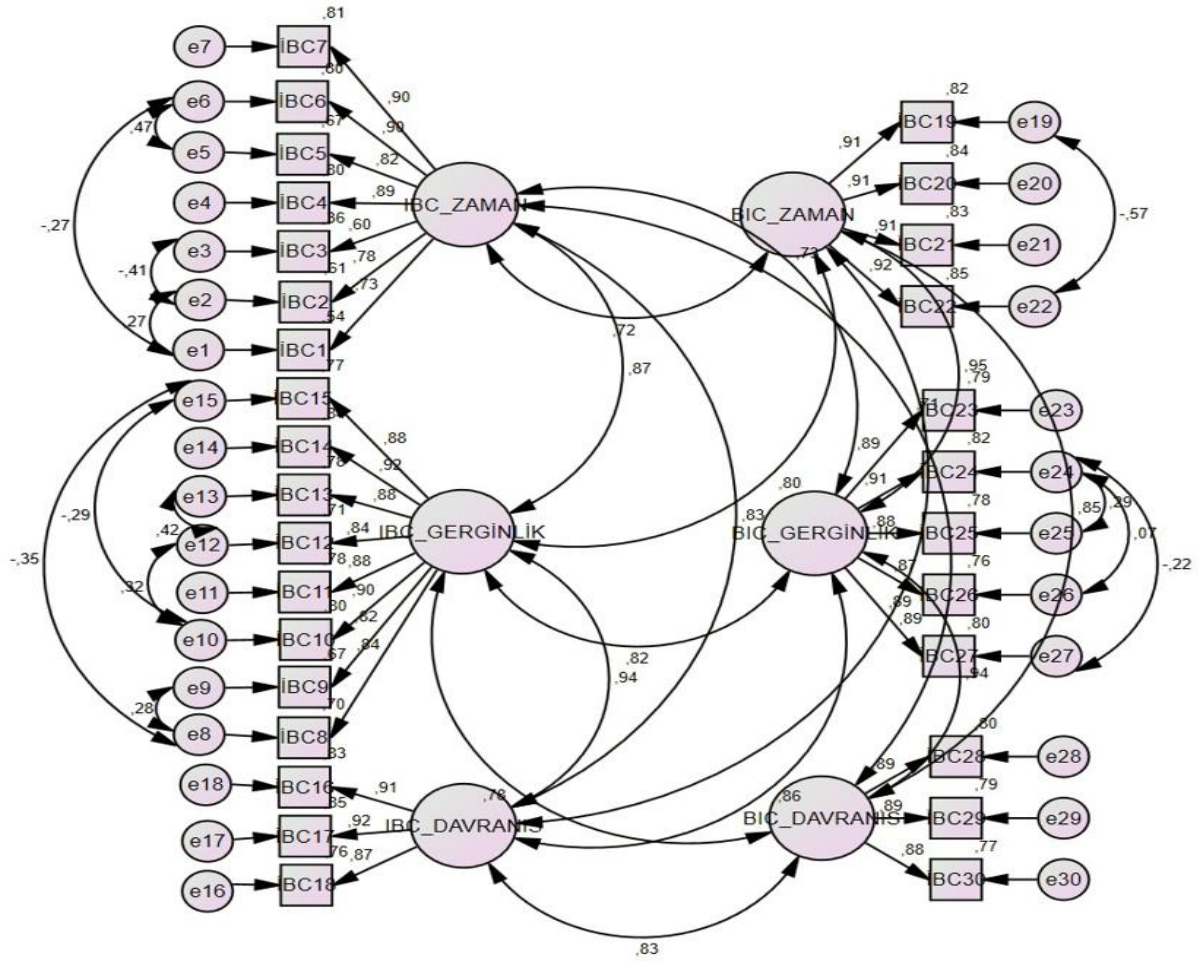
Tablo 10. Ölçek maddelerine ilişkin faktör yükleri

Alt Boyutlar	Madde	Standardize Katsayı	Standart Hata	Anlamlılık
İşin Boş Zamanı Engellemesi				
Zamana Dayalı İşin Boş Zamanı Engellemesi	İBZÇÖ1	0,732	0,06	***
	İBZÇÖ2	0,781	0,05	***
	İBZÇÖ3	0,600	0,08	***
	İBZÇÖ4	0,894	0,03	***
	İBZÇÖ5	0,819	0,05	***
	İBZÇÖ6	0,896	0,03	***
	İBZÇÖ7	0,899	0,03	***
Gerginliğe Dayalı İşin Boş Zamanı Engellemesi	İBZÇÖ8	0,839	0,04	***
	İBZÇÖ9	0,816	0,05	***
	İBZÇÖ10	0,896	0,03	***
	İBZÇÖ11	0,883	0,03	***
	İBZÇÖ12	0,842	0,04	***
	İBZÇÖ13	0,882	0,03	***
	İBZÇÖ14	0,918	0,02	***
	İBZÇÖ15	0,878	0,03	***
Davranışa Dayalı İşin Boş Zamanı Engellemesi	İBZÇÖ16	0,872	0,03	***
	İBZÇÖ17	0,923	0,02	***
	İBZÇÖ18	0,912	0,02	***
Boş Zamanın İşi Engellemesi				
Zamana Dayalı Boş Zamanın İşi Engellemesi	İBZÇÖ19	0,906	0,02	***
	İBZÇÖ20	0,914	0,02	***
	İBZÇÖ21	0,912	0,02	***
	İBZÇÖ22	0,923	0,02	***
Gerginliğe Dayalı Boş Zamanın İşi Engellemesi	İBZÇÖ23	0,889	0,03	***
	İBZÇÖ24	0,906	0,02	***
	İBZÇÖ25	0,883	0,03	***
	İBZÇÖ26	0,869	0,03	***
	İBZÇÖ27	0,894	0,03	***

Davranışa Dayalı Boş Zamanın İş Engellemesi	İBZÇÖ28	0,892	0,03	***
	İBZÇÖ29	0,891	0,03	***
	İBZÇÖ30	0,880	0,03	***

***p<.001.

Tablo 10'da yer alan doğrulayıcı faktör analizi sonucunda, İş-Boş Zaman Çatışması Ölçeği'nin maddelerinin standardize edilmiş faktör yüklerinin 0,600 ile 0,923 arasında değiştiği belirlenmiştir. Büyüköztürk (2024)'e göre 0,60 ve üzerindeki faktör yükleri yüksek kabul edilmektedir. Buna göre, tüm maddelerin yüksek faktör yüklerine sahip olması yapının ölçüm gücüne katkı sunmaktadır. Bununla birlikte, ayrışım geçerliği bulguları da dikkate alındığında bu sonuçların yapının orijinal ölçekle tam ve tartışmasız biçimde örtüştüğü şeklinde değil, genel örüntünün korunduğu ancak bazı boyutlar için temkinli yorum gerektiği şeklinde değerlendirilmesi daha uygundur.



Şekil 1. İş-boş zaman çatışması ölçeğinin maddelerine ilişkin yük değeri ve alt boyutlar arası korelasyon değerleri

Şekil 1'de yer alan diyagramdaki değerlere göre, altı alt boyutta yer alan maddelerin tamamının faktör yük değerleri alt sınır olan ,60'ın üzerindedir. Bu sonuçlar, İş-Boş Zaman Çatışması Ölçeği'nin Türkçe formunun orijinal modelle genel olarak uyumlu bir örüntü sergilediğini göstermektedir. Bununla birlikte, özellikle aynı çatışma yönü altında yer alan alt boyutlar için ayrışım geçerliği bulguları dikkate alınarak yapının temkinli yorumlanması gerekmektedir.

Tablo 11. Değişkenlere ilişkin AVE-CR ve Cronbach Alfa değerleri

Alt Boyutlar					AVE	CR	Cronbach Alfa
İşin Boş Zamanı Engellemesi							
Zamana	Dayalı	İşin	Boş	Zamanı	0.655	0.929	,924
Engellemesi							
Gerginliğe	Dayalı	İşin	Boş	Zamanı	0.757	0.961	,962
Engellemesi							
Davranışa	Dayalı	İşin	Boş	Zamanı	0.815	0.929	,927
Engellemesi							
Boş Zamanın İş Engellemesi							
Zamana	Dayalı	Boş	Zamanın	İşi	0.835	0.953	,948
Engellemesi							
Gerginliğe	Dayalı	Boş	Zamanın	İşi	0.789	0.949	,950
Engellemesi							
Davranışa	Dayalı	Boş	Zamanın	İşi	0.788	0.918	,918
Engellemesi							

Tablo 11’de İş–Boş Zaman Çatışması Ölçeği’nin güvenirlik analizine ilişkin AVE, Cronbach Alfa ve CR değerleri sunulmuştur. AVE değerlerinin .655 ile .835 arasında, Cronbach Alfa değerlerinin ,918 ile ,962 arasında ve CR değerlerinin ,918 ile ,961 arasında değiştiği görülmektedir. AVE değerlerinin .50 eşik değerinin üzerinde olması yakınsak geçerlik açısından olumlu bir göstergedir. Cronbach Alfa katsayısının .80’in üzerinde olması ölçeğin yüksek düzeyde güvenilir olduğunu; CR değerlerinin .70’in üzerinde olması ise iyi bir güvenirlik göstergesi sunduğunu göstermektedir (Altunışık v.d., 2010; Hair v.d., 2010). Bununla birlikte, bazı alt boyutlarda çok yüksek düzeylere ulaşan alfa ve CR katsayıları, güçlü iç tutarlılığın yanı sıra maddeler arasında içerik yakınlığı veya kısmi örtüşme olasılığını da akla getirmektedir (Alikari v.d., 2021).

4. Tartışma ve Sonuç

Bu çalışma kapsamında, bireylerin iş ve boş zaman alanları arasındaki çatışmayı ölçmek amacıyla geliştirilen İş–Boş Zaman Çatışması Ölçeği’nin (İBZÇÖ) Türkçeye uyarlanması ve psikometrik özelliklerinin değerlendirilmesi amaçlanmıştır. Bulgular, ölçeğin özgün formunda önerilen iki yönlü ve çok boyutlu yapının Türkçe formda genel olarak korunduğunu; ancak bazı alt boyutlar bakımından ölçüm modelinin temkinli yorumlanması gerektiğini göstermektedir.

Açımlayıcı faktör analizi bulguları, kuramsal olarak öngörülen altı boyutlu yapının Türkçe formda da gözlemlendiğini ortaya koymuştur. İlk altı faktörün özdeğerlerinin 1’in üzerinde olması ve toplam varyansın %84,15’inin açıklanması bu yapıyı desteklemektedir. Bununla birlikte, AFA’nın kuramsal yapı doğrultusunda altı faktörle sınırlandırılmış olması nedeniyle bu sonucun serbest faktör çözümünden elde edilmiş bağımsız bir kanıt olarak değil, kuramsal yapıyla uyumlu destekleyici bir bulgu olarak yorumlanması daha uygundur. Ayrıca bu yüksek varyans oranı yalnızca olumlu bir gösterge olarak değerlendirilmemelidir. Nitekim özellikle aynı çatışma yönü altında yer alan boyutlar arasındaki yüksek korelasyonlar ve ayrışım geçerliğine ilişkin sınırlı bulgular birlikte düşünüldüğünde, açıklanan ortak varyansın bir bölümünün alt boyutlar arası örtüşmeyle ilişkili olabileceği de dikkate alınmalıdır.

Ayrışım geçerliğine ilişkin sonuçlar, ölçeğin tüm alt boyutlarda eşit güçte ayrıştığını göstermemektedir. Özellikle aynı çatışma yönü altında yer alan bazı alt boyutlarda Fornell–Larcker kriterinin tam olarak sağlanmaması ve HTMT değerlerinden birinin .90 sınırını aşması, bu boyutların kavramsal olarak birbirine yakın işleyebildiğini düşündürmektedir. Bu durum, iş–boş zaman çatışmasının zaman, gerginlik ve davranış bileşenlerinin pratikte iç içe geçebildiğine işaret etse de, alt boyutların birbirinden tamamen bağımsız yapılar olarak yorumlanmasını güçleştirmektedir. Bu nedenle ölçeğin genel yapısı desteklenmekle birlikte, özellikle aynı yönlü alt boyutlar bakımından temkinli bir yorum benimsenmelidir.

Doğrulayıcı faktör analizi bulguları da benzer biçimde modelin güçlü biçimde doğrulandığını değil, kabul edilebilir düzeyde desteklendiğini göstermektedir. Türkçe form için elde edilen χ^2/sd , RMSEA, CFI, TLI, SRMR, NFI ve IFI değerleri modelin işlediğine işaret etmekle birlikte, özellikle CFI, TLI ve NFI değerlerinin sınırdan oluşu ölçüm modelinin gücünün dikkatli değerlendirilmesini gerektirmektedir. Bu nedenle Türkçe formun orijinal ölçekle tam uyumlu olduğu yönünde güçlü bir doğrulama iddiası yerine, özgün yapının kabul edilebilir düzeyde yeniden üretildiği ve farklı örneklerde yeniden sınanması gerektiği vurgulanmalıdır.

Faktör yükleri, AVE, CR ve Cronbach alfa bulguları ölçeğin Türkçe formunun ölçüm gücüne ve iç tutarlılığına önemli destek sunmaktadır. Ancak bazı alt boyutlarda çok yüksek yükler ve çok yüksek güvenirlik katsayıları, yalnızca güçlü ölçüm değil, aynı zamanda madde içerikleri arasında yakınlık veya kısmi tekrar olasılığını da düşündürmektedir. Bu nedenle gelecekte yapılacak çalışmalarda madde ayırt ediciliği, test-tekrar test güvenirliği ve alternatif faktör modelleri üzerinden ek psikometrik incelemelerin yapılması yararlı olacaktır.

Genel olarak değerlendirildiğinde, bu çalışmanın bulguları İş-Boş Zaman Çatışması Ölçeği'nin Türkçe formunun kabul edilebilir geçerlik kanıtları ve yüksek iç tutarlılık sunduğunu göstermektedir. Bununla birlikte, geçerlik değerlendirmesinin farklı kanıt türlerinin birlikte yorumlanmasına dayanması gerektiği göz önünde bulundurulduğunda, bu sonucun özellikle ayrışım geçerliği bakımından temkinli ele alınması daha uygun görünmektedir. Ölçek, Türkiye bağlamında iş-boş zaman çatışmasının çok boyutlu incelenmesine katkı sunabilecek bir araç olarak değerlendirilebilir; ancak ilerleyen çalışmalarda ikinci düzey DFA, bir faktör model ve alternatif yapılarla yeniden sınanması önerilmektedir.

Bu çerçevede, ölçeğin farklı sektörlerde, farklı şehirlerde ve bağımsız örneklerde yeniden test edilmesi; mümkünse AFA ve DFA analizlerinin ayrı örnekler üzerinde yürütülmesi; ayrıca ölçüm değişmezliği, test-tekrar test güvenirliği ve madde düzeyi psikometrik incelemelerin yapılması alanyazın açısından yararlı olacaktır.

4.1. Sınırlılıklar

Bu araştırmanın bulguları bazı sınırlılıklar çerçevesinde değerlendirilmelidir. İlk olarak çalışma yalnızca İstanbul ilinde konaklama sektöründe faaliyet gösteren işletmelerin çalışanlarıyla yürütülmüştür. Bu nedenle bulguların farklı illere, sektörler ve örgütsel bağlamlara genellenebilirliği sınırlıdır.

İkinci olarak, AFA ve DFA analizleri aynı örneklem üzerinde yürütülmüştür. Her ne kadar bu tercih ölçek uyarlama çalışmalarında görülebilse de, doğrulayıcı kanıtın gücünü sınırlayabilmektedir. Ayrıca ölçeğin bağlama uyumunu önceden sınamak amacıyla ayrı bir pilot uygulama yürütülmemiş olması ve serbest AFA ile özdeğer grafiği (scree plot) bulgularının makalede ayrıca raporlanmamış olması da çalışmanın yöntemsel sınırlılıkları arasında değerlendirilmelidir.

Üçüncü olarak, araştırma kesitsel ve öz-bildirim temelli bir tasarıma dayandığından, aynı zaman diliminde tek kaynaktan toplanan veriler ortak yöntem yanlılığı ve sosyal beğenirlik etkilerine açık olabilir. Bu nedenle gelecekte çoklu kaynaklı, boylamsal ya da zaman aralıklı veri toplama desenlerinin kullanılması yararlı olacaktır.

Dördüncü olarak, ayrışım geçerliği bakımından alt boyutlar arasında gözlenen yüksek korelasyonlar ile bazı alt boyutlarda oldukça yüksek güvenirlik katsayıları, özellikle aynı çatışma yönü altında yer alan boyutlarda kavramsal yakınlık ve kısmi madde örtüşmesi olasılığına işaret etmektedir. Bu nedenle gelecekte yapılacak araştırmalarda alternatif faktör yapıları, ikinci düzey modeller ve madde düzeyi ayırt edicilik analizlerinin sınanması önem taşımaktadır.

Son olarak, dil uyarlaması sürecinde dil eşdeğerliği korelasyon temelli analizlerle desteklenmiş olmakla birlikte, klasik geri çeviri tekniğinin uygulanmamış olması ve Türkçe ile İngilizce formlar arasında çok gruplu ölçüm değişmezliğinin ayrıca test edilmemiş olması da çalışmanın sınırlılıkları arasındadır. Gelecekte yapılacak araştırmalarda bu tür ek analizlerin gerçekleştirilmesi, ölçeğin dil ve kültürler arası kullanımına ilişkin kanıtları güçlendirecektir.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Bu çalışma (06.03.2024 tarih ve 2024-02 sayılı İstanbul Rumeli Üniversitesi Etik Kurul Onay Belgesi ile) bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Yazarların Makaleye Olan Katkıları

Yazar 1'in makaleye katkısı %50, Yazar 2'nin makaleye katkısı %50'dir.

Çıkar Beyanı

Bu çalışma kapsamında herhangi bir kişi, kurum veya kuruluş ile çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynaklar

Alikari, V., Fradelos, E. C., Giannakopoulou, N., Gerogianni, G., Efstathiou, F., Lavdaniti, M., & Zyga, S. (2021). Translation, cultural adaptation, validation and internal consistency of the factors of nurses caring behavior. *Materia Socio-Medica*, 33(1), 34–40. <https://doi.org/10.5455/msm.2021.33.34-40>

Altunışık, R., Coşkun, R., Bayraktaroğlu, S. & Yıldırım, E. (2010). Sosyal Bilimlerde Araştırma Yöntemleri SPSS Uygulamalı, Sakarya Yayıncılık, Sakarya.

Bartolome, F., & Evans, P. A. L. (1979). Professional lives versus private lives: Shifting patterns of managerial commitment. *Organizational Dynamics*, 7(4), 3–29. [https://doi.org/10.1016/0090-2616\(79\)90017-1](https://doi.org/10.1016/0090-2616(79)90017-1)

Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological Bulletin*, 112(3), 400–404. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.3.400>

Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). New York, NY: Guilford Press.

Büyükoztürk, Ş. (2024). *Sosyal Bilimler için Veri Analizi El Kitabı İstatistik, Araştırma Deseni SPSS Uygulamaları ve Yorum*, Pegem Akademik Yayıncılık, Ankara.

Carlson, D. S., Kacmar, K. M., & Williams, L. J. (2000). Construction and initial validation of a multidimensional measure of work-family conflict. *Journal of Vocational Behavior*, 56(2), 249–276. <https://doi.org/10.1006/jvbe.1999.1713>

Celsi, R. L., Rose, R. L., & Leigh, T. W. (1993). An exploration of high-risk leisure consumption through skydiving. *Journal of Consumer Research*, 20(1), 1–23. <https://doi.org/10.1086/209331>

Chaney, B. J. (1988). *Stress and coping resource: A study of college student families* (Unpublished doctoral dissertation). Iowa State University.

Dehon, C., Weems, C. F., Stickle, T. R., Costa, N. M., & Berman, S. L. (2005). A cross-sectional evaluation of the factorial invariance of anxiety sensitivity in adolescents and young adults. *Behaviour Research and Therapy*, 43(6), 799–810. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2004.06.004>

DeVellis, R. F. (1991). *Scale development: Theory and applications*. Sage.

Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4, 272-299. doi:10.1037/1082-989X.4.3.272

Greenhaus, J. H., & Beutell, N. J. (1985). Sources of conflict between work and family roles. *Academy of Management Review*, 10(1), 76-88. https://doi.org/10.5465/amr.1985.4277352

Gutek, B., Searle, S., & Klepa, L. (1991). Rational versus gender role-explanations for work-family conflict. *Journal of Applied Psychology*, 76(4), 560-568. https://doi.org/10.1037/0021-9010.76.4.560

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2010). *Multivariate data analysis* (7. Baskı). Pearson.

Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A New criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling., *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135.

Herrera, R., R. Delcampo & M. Ames. (1993), A serial approach for translating family science instrumentation, *Family Relations*, 42, 357-360.

Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118

Iwasaki, Y., & Mannell, R. (2000). Hierarchical dimensions of leisure stress coping. *Leisure Sciences*, 22(3), 163-181. https://doi.org/10.1080/01490409950121843

Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Scientific Software International / Lawrence Erlbaum Associates.

Kahn, R. L., Wolfe, D. M., Quinn, R. P., & Snoek, J. D. (1964). *Organizational stress*. Wiley.

Kalaycı, Ş. (2010). Faktör analizi. İçinde Ş. Kalaycı (Ed.), SPSS uygulamalı çok değişkenli istatistik teknikleri (ss. 321-331). Ankara, Asil Yayın Dağıtım Ltd. Şti.

Kelly, J. R. (1972). Work and leisure: A simplified paradigm. *Journal of Leisure Research*, 4(1), 50-62. https://doi.org/10.1080/00222216.1972.11969884

Kirchmeyer, C. (1992). Perceptions of nonwork-to-work spillover: Challenging the common view of conflict-ridden domain relationships. *Basic and Applied Social Psychology*, 13(2), 231-249. https://doi.org/10.1207/s15324834basp1302_11

Lobo, F. (2006). The work-leisure paradigm: The stresses and strains of maintaining a balanced lifestyle. *World Leisure*, 48(3), 21-32. https://doi.org/10.1080/04419057.2006.9674414

Loerch, K. J., Russell, J. E., & Rush, M. C. (1989). The relationship among family domain variables and work-family conflict for men and women. *Journal of Vocational Behavior*, 35(3), 288-308. https://doi.org/10.1016/0001-8791(89)90032-9

Meydan, C. H., & Şeşen, H. (2015). *Yapısal eşitlik modellemesi AMOS uygulamaları* (2. baskı). Detay Yayıncılık.

Nair, K. V., & Gaither, C. A. (1999). Effects of work, non-work, and role conflict on the overall life satisfaction of pharmacy faculty. *American Journal of Pharmaceutical Education*, 63, 1-11.

O'Driscoll, M. P., Ilgen, D. R., & Hildreth, K. (1992). Time devoted to job and off-job activities, interrole conflict, and affective experiences. *Journal of Applied Psychology*, 77(3), 272-279. https://doi.org/10.1037/0021-9010.77.3.272

- Pandey, S., & Kumar, E. S. (1997). Development of a measure of role conflict. *The International Journal of Conflict Management*, 8(3), 187–215. <https://doi.org/10.1108/eb022794>
- Pleck, J. H., Staines, G. L., & Lang, L. (1980). Conflicts between work and family life. *Monthly Labor Review*, 103(3), 29–32.
- Reisman, W., & Blomberg, W. (1957). *Work and leisure: Fusion or polarity?* In C. M. Arensberg, S. Barkin, W. Ellison, L. Harold, C. James, & D. Barbara (Eds.), *Research in industrial human relations* (pp. 127–141). Harper.
- Rice, R. W., Frone, M. R., & McFarlin, D. B. (1992). Work–nonwork conflict and the perceived quality of life. *Journal of Organizational Behavior*, 13(2), 155–168. <https://doi.org/10.1002/job.4030130205>
- Shamir, B. (1983). Some antecedents of work-nonwork conflict. *Journal of Vocational Behavior*, 23(1), 98–111. [https://doi.org/10.1016/0001-8791\(83\)90037-0](https://doi.org/10.1016/0001-8791(83)90037-0)
- Shamir, B. (1988). Commitment and leisure. *Sociological Perspectives*, 31(2), 238–258. <https://doi.org/10.2307/1389015>
- Simon, D., Kriston, L., Loh, A., Spies, C., Scheibler, F., Wills, C., & Harter, M. (2010). Confirmatory factor analysis and recommendations for improvement of the Autonomy Preference Index (API). *Health Expectations*, 13(3), 234–243. <https://doi.org/10.1111/j.1369-7625.2009.00588.x>
- Small, S. A., & Riley, D. (1990). Toward a multidimensional assessment of work spillover into family life. *Journal of Marriage and Family*, 52(1), 51–61. <https://doi.org/10.2307/352836>
- Staines, G. L., & O'Connor, P. (1980). *Conflicts among work, leisure, and family roles*. *Monthly Labor Review*, 103(8), 35–39.
- Stebbins, R. A. (1979). *Amateurs: On the margin between work and leisure*. Sage.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6th ed.). Pearson.
- Tsaur, S. H., & Liang, Y. W. (2008). Serious leisure and recreation specialization. *Leisure Sciences*, 30(1), 1–17. <https://doi.org/10.1080/01490400701756313>
- Tsaur, S. H., Liang, Y. W., & Hsu, H. J. (2012). A multidimensional measurement of work-leisure conflict. *Leisure Sciences*, 34(5), 395–416. <https://doi.org/10.1080/01490400.2012.714705>
- Ural, A., & Kılıç, İ. (2021). *Bilimsel araştırma süreci ve SPSS ile veri analizi*. Detay Yayıncılık.
- Vassallo, M., & Saba, A. (2015). Does money for grocery expenditure sway Italian consumers' motivational values in predicting attitude towards eco-sustainable food products? *Contemporary Management Research*, 11(1), 3–22. <https://doi.org/10.7903/cmr.13840>
- Wong, J. Y., & Lin, J. H. (2007). The role of job control and job support in adjusting service employee's work-to-leisure conflict. *Tourism Management*, 28(3), 726–735. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2006.05.003>
- Zhao, L., & Rashid, H. (2010). The mediating role of work-leisure conflict on job stress and retention of IT professionals. *Academy of Information and Management Sciences Journal*, 13(2), 25–40.
- Zuzanek, J., & Mannell, R. (1983). Work-leisure relationships from a sociological and social psychological perspective. *Leisure Studies*, 2(3), 327–344. <https://doi.org/10.1080/02614368300390261>

Extended Summary

Work and leisure constitute the two most fundamental domains in an individual's life. Although these domains serve different functions, they inevitably compete for limited personal resources such as time, energy, and psychological capacity. Therefore, maintaining a balance between work and leisure has become increasingly difficult under contemporary working conditions characterized by long working hours, irregular work schedules, heavy workloads, and high role demands. When responsibilities associated with one domain hinder participation in the other, individuals experience work–leisure conflict, a form of inter-role conflict arising from incompatible pressures originating from work and leisure roles. This conflict has been reported to be associated with reduced psychological well-being, lower life satisfaction, limited opportunities for recovery, and impaired job performance.

Although leisure is increasingly recognized as an important contributor to physical and psychological well-being, research on work–leisure conflict has remained relatively limited compared with studies focusing on the work–family interface. Most existing studies have addressed work–leisure conflict as a unidirectional construct or have examined only the extent to which work affects leisure. However, the relationship between work and leisure is inherently reciprocal. While intensive work demands may reduce participation in leisure activities, extensive involvement in leisure activities may also adversely affect work responsibilities. Therefore, examining both directions of work–leisure conflict enables a more comprehensive understanding of the interaction between these two life domains.

The aim of this study was to adapt the Work–Leisure Conflict Scale into Turkish and to evaluate its psychometric properties within the Turkish cultural context. In this regard, the linguistic equivalence, construct validity, discriminant validity, convergent validity, and reliability of the scale were examined.

This study was conducted according to a methodological research design to adapt the Work–Leisure Conflict Scale developed by Tsaur, Liang, and Hsu (2012) into Turkish and to examine its psychometric properties.

The adaptation process was completed in four stages in accordance with the principles of cross-cultural scale adaptation. In the first stage, the original English version of the scale was independently translated into Turkish by four academicians who were highly proficient in both English and Turkish and specialized in recreation, tourism management, and organizational behavior. Subsequently, the translated versions were evaluated by two academicians specialized in recreation in terms of conceptual equivalence, linguistic consistency, semantic clarity, and cultural appropriateness, and a final Turkish version was developed following the necessary revisions.

Linguistic equivalence was assessed with thirty postgraduate students in the fields of recreation and tourism who had demonstrated sufficient foreign language proficiency by obtaining at least 50 points in the YDS/YÖKDİL examinations. To minimize the recall effect, the English and Turkish forms were administered with a two-week interval. Instead of using the classical back-translation technique, an approach based on the direct comparison of consistency between the two forms was adopted in accordance with the recommendations of Herrera, Delcampo, and Ames (1993). Pearson correlation analyses yielded high and significant correlation coefficients ranging from .86 to .94 across all subdimensions, thereby providing strong support for the linguistic equivalence of the scale.

The empirical data of the study were collected from employees working in accommodation establishments operating in Istanbul between March and April 2025. The study group consisted of a total of 282 employees working in various accommodation establishments. Since work–leisure conflict

was expected to be more pronounced in the tourism sector due to irregular working hours, intensive customer interaction, and heavy workloads, this sector was selected for the study.

Initially, the suitability of the dataset for factor analysis was evaluated. Examination of the skewness and kurtosis values indicated that all subdimensions were within acceptable limits, demonstrating that the data satisfied the assumption of normality. In addition, the Kaiser–Meyer–Olkin (KMO) measure of sampling adequacy was calculated as .956, and Bartlett’s Test of Sphericity was found to be statistically significant ($\chi^2 = 7902.398$; $df = 435$; $p < .001$). These findings indicate that the correlations among the items were sufficient for conducting factor analysis and that the sample size was highly appropriate for psychometric evaluation.

The linguistic equivalence analyses revealed strong consistency between the original English version of the scale and its Turkish adaptation. The Pearson correlation coefficients calculated for the six subdimensions ranged between .86 and .94, and all relationships were statistically significant ($p < .001$). These results indicate that the original conceptual structure of the scale was successfully preserved during the translation process and that the Turkish version demonstrated a high level of linguistic equivalence.

Construct validity was first evaluated through Exploratory Factor Analysis (EFA). In accordance with the theoretical structure proposed by Tsaur et al. (2012), the analysis was restricted to six factors. The findings demonstrated that all six factors had eigenvalues greater than 1 and collectively explained 84.15% of the total variance. This proportion indicates that the explanatory power of the scale is considerably high. Furthermore, all items were found to load on the theoretically expected factors, with factor loadings ranging from .50 to .87. Since all items had factor loadings above the accepted lower limit of .40, no items were removed from the scale. These findings indicate that the multidimensional structure of the original Work–Leisure Conflict Scale was successfully replicated in the Turkish sample.

The factor structure obtained through EFA was subsequently tested using Confirmatory Factor Analysis (CFA). The standardized model fit indices indicated that the proposed six-factor measurement model demonstrated an acceptable level of fit ($\chi^2/df = 3.052$, RMSEA = .071, CFI = .902, TLI = .902, SRMR = .062, GFI = .921, NFI = .861, and IFI = .903). Although these values do not indicate a perfect model fit, they demonstrate that the Turkish version adequately reproduces the original measurement structure. The standardized factor loadings obtained from the CFA ranged from .600 to .923. These findings indicate that all observed variables adequately represent their corresponding latent constructs and provide additional evidence for the construct validity of the scale.

The relationships among the subdimensions were examined using Pearson correlation analysis, and all correlations were found to be statistically significant. The correlation coefficients ranged from .658 to .906, with stronger relationships observed particularly among the subdimensions representing the same direction of conflict. Since high correlations among the factors may threaten discriminant validity, the analyses were not limited to correlation coefficients alone; the Fornell–Larcker criterion and Heterotrait–Monotrait (HTMT) ratios were also calculated.

The Fornell–Larcker analysis revealed that discriminant validity was not supported equally across all dimensions. In particular, for some subdimensions within the same direction of conflict, the inter-factor correlation coefficients were higher than the square roots of the corresponding Average Variance Extracted (AVE) values. Similarly, the HTMT analyses produced results approaching or exceeding the recommended threshold value for some conceptually related pairs of subdimensions.

The reliability analyses demonstrated that the Turkish version of the Work–Leisure Conflict Scale possesses high internal consistency. Cronbach’s alpha coefficients ranged from .918 to .962,

Composite Reliability (CR) values ranged from .918 to .961, and Average Variance Extracted (AVE) values ranged from .655 to .835. Since all values exceeded the recommended thresholds, the scale demonstrated high reliability and adequate convergent validity.

The linguistic equivalence analyses revealed a high level of consistency between the English and Turkish versions of the scale, indicating that the conceptual meaning of the original items was successfully preserved during the translation process. Similarly, the results of the Exploratory Factor Analysis demonstrated that the six-dimensional structure proposed in the original scale was retained in the Turkish sample, whereas the Confirmatory Factor Analysis results indicated that the proposed measurement model demonstrated an acceptable level of fit. Although the model fit indices were not at a perfect level, an overall evaluation suggests that the Turkish version adequately reproduces the theoretical structure of the original scale.

The reliability findings also support the measurement quality of the scale. The fact that the Cronbach's alpha, Composite Reliability, and Average Variance Extracted values exceeded the recommended threshold values across all subdimensions indicates that the scale possesses high internal consistency and adequate convergent validity. Nevertheless, the findings also revealed certain results that should be interpreted with caution. The discriminant validity analyses identified relatively high relationships among some subdimensions, particularly those representing the same direction of conflict. Both the Fornell–Larcker criterion and the HTMT analyses indicated that certain time-based, strain-based, and behavior-based dimensions were not entirely independent from one another. This finding should not be interpreted as evidence invalidating the multidimensional structure of the scale. On the contrary, it indicates that different forms of work–leisure conflict may naturally co-occur and influence one another within working life. Therefore, although the six-dimensional structure is theoretically supported, caution is recommended when interpreting conceptually related subdimensions.

One of the most important contributions of this study is that it introduces into the Turkish literature a comprehensive measurement instrument capable of assessing work–leisure conflict as both a bidirectional and multidimensional construct. Considering that most previous studies conducted in Türkiye have examined work–leisure conflict through unidirectional or unidimensional structures, the adapted scale provides researchers with the opportunity to conduct more comprehensive analyses. The scale is considered to be an important data collection instrument for research in recreation management, tourism, organizational behavior, occupational psychology, human resource management, and work–life balance.

This study also has certain limitations. First, the study was conducted only with employees working in accommodation establishments operating in the province of Istanbul. Therefore, caution should be exercised when generalizing the findings to different sectors, occupational groups, and cultural contexts. In addition, conducting both the Exploratory Factor Analysis and the Confirmatory Factor Analysis on the same sample may be considered a factor limiting the strength of the confirmatory evidence. Future studies are recommended to re-evaluate the Work–Leisure Conflict Scale across different sectors, regions, and more heterogeneous samples. Furthermore, the use of longitudinal research designs, test–retest reliability, measurement invariance analyses, and alternative measurement models such as second-order confirmatory factor analysis or bifactor models would further strengthen the evidence regarding the psychometric properties of the scale. Studies conducted in this direction are expected to make significant contributions to a more comprehensive understanding of the multidimensional structure of work–leisure conflict across different organizational and cultural contexts.