

Uzamsal Kaygı Ölçeğinin Türkçeye Uyarlanması: Geçerlik ve Güvenirlik Çalışması

Serdal Poçan¹, Kübra Açıkgül², Süleyman Nihat Şad³

Özet: Bu araştırmanın amacı Lyons ve diğerleri (2018) tarafından geliştirilen Uzamsal Kaygı Ölçeği'nin Türk kültürüne ve Türkçeye uyarlanmasını yaparak psikometrik özelliklerini belirlemektir. Araştırma aşamalı karma desende tasarlanmıştır. Çalışma grubu, iki devlet üniversitesinin farklı bölüm/programlarında öğrenim gören 1169 üniversite öğrencisinden oluşmuştur. Ölçeğin orijinali 24 madde ve 3 faktörden (zihinsel manipülasyon, imgeleme, yön bulma) oluşmaktadır. Ölçeğin dil geçerliğinin sağlanması amacıyla çeviri çalışmaları yapılmış, İngilizce ve Türkçe formundan elde edilen veriler arası ilişkiler incelenmiştir. Yapı geçerliği için yapılan Açıklayıcı Faktör Analizi sonucunda 21 madde ve 3 faktörden oluşan yapı elde edilmiştir. Doğrulayıcı Faktör Analizi sonuçları elde edilen yapının doğrulandığını göstermiştir. Ayrıca hesaplanan düzeltilmiş madde toplam korelasyon katsayıları, %27'lik alt/üst grup ortalamalarının karşılaştırılmasına ilişkin *t* değerleri yapı geçerliğine ilişkin kanıtlar sağlamıştır. Cronbach alfa ve Guttman iki yarı iç tutarlılık katsayıları ve kompozit güvenirlilik katsayıları da ölçme aracının güvenilir sonuçlar verdiğini göstermektedir. Elde edilen değerlere göre Türkçeye uyarlanan uzamsal kaygı ölçeğinin geçerli ve güvenilir olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Uzamsal Yetenek, Uzamsal Kaygı, Ölçek Uyarlama, Üniversite Öğrencileri.

Geliş Tarihi: 14.03.2020 – **Kabul Tarihi:** 18.11.2020 – **Yayın Tarihi:** 25.12.2020

DOI: 10.29329/mjer.2020.322.3

THE ADAPTATION OF SPATIAL ANXIETY SCALE INTO TURKISH: VALIDITY AND RELIABILITY STUDIES

Abstract: This study aims to adapt the Spatial Anxiety Scale originally developed by Lyons et al. (2018) to Turkish culture and Turkish language and to estimate the psychometric properties. The study group comprised of 1169 undergraduate students in various undergraduate department/programs of two state universities. The original scale consists of 24 items under 3 factors (imagery, mental manipulation, and navigation). To check the language validity, translation studies were conducted, and the correlations between the data obtained from both English and Turkish forms of the scale were examined. As a result of the exploratory factor analysis conducted for construct validity, a construct consisting of 21 items under 3 factors was obtained. Confirmatory factor

¹ **Serdal Poçan**, Instructor Dr., Genç Meslek Yüksekokulu, Bingöl Üniversitesi, ORCID: 0000-0001-6901-0889

² **Kübra Açıkgül**, Instructor Dr., Mathematics Education, Inonu University, ORCID: 0000-0003-2656-8916

Correspondence: kubra.acikgul@inonu.edu.tr

³ **Süleyman Nihat Şad**, Prof. Dr., Eğitim Fakültesi, Eğitim Programları ve Öğretim Bölümü, İnönü Üniversitesi, ORCID: 0000-0002-3169-2375

analysis results confirmed the three-factor construct. In addition, the calculated corrected item-total correlation coefficients, t-test analysis comparing the 27% lower/upper group scores provided evidence of structure validity. It was also determined that scale gives reliable results since the calculated corrected item-total, Cronbach alpha and Guttman split-half internal consistency coefficients and composite reliability coefficients were satisfactory. According to these values, it was concluded that the Turkish adaptation of the spatial anxiety scale yielded valid and reliable results.

Keywords: Spatial Ability, Spatial Anxiety, Scale Adaptation, University Students.

GİRİŞ

Zihinsel düşüncenin temelini oluşturan ve bir yetenek olarak görülen uzamsal düşünme kavramı yerine uzamsal yetenek, uzamsal görselleştirme, görsel-uzaysal yetenek, uzamsal kavrama yeteneği ve üç boyutlu görselleştirme gibi ifadeler de kullanılmaktadır (Turğut ve Yılmaz, 2012). Alanyazın incelendiğinde araştırmacılar uzamsal yetenek kavramını benzer şekilde tanımlamakla birlikte, uzamsal yeteneğin alt bileşenleri noktasında bu birliktelik bozulabilmektedir (Sarı, 2016). Örneğin Mulligan (2015, s. 513) uzamsal akıl yürütmeyi, nesnelere arasındaki uzamsal ilişkileri ve uzamsal özellikleri zihinde canlandırabilme ve tanımlayabilme becerisi olarak ifade ederek konum belirleyebilme, parçalara ayırabilme/birleştirebilme, karşılaştırabilme, diyagram oluşturabilme, simetrik düşünebilme, yön bulabilme, ölçekleyebilme ve görselleştirebilme gibi yetenekleri içerdiğini belirtmiştir. Lohman (1993, s. 3) ise uzamsal yeteneği iyi yapılandırılmış görsel görüntüleri üretebilme, akılda tutabilme ve şekilleri zihinde döndürebilme yeteneği olarak tanımlamıştır. Uzamsal yeteneği uzamsal görselleştirme ve uzamsal yönelim olmak üzere iki alt boyutta ele alan McGee (1979, s. 909) uzamsal görselleştirmeyi iki ve üç boyutlu nesnelere zihinsel olarak döndürme, işleme ve bükme yeteneği olarak ifade ederken, uzamsal yön bulmayı ise bir nesnenin elamanlarının düzenini kavrayabilme ve bu düzenin, cisme bakılan yönün değiştirilmesi sonucu oluşan yeni yapıyı anlayabilme ve kişinin kendi konumuna göre yön bulabilme becerisi olarak tanımlamıştır. Clements (1998, s.12) uzamsal yön bulmayı, bireyin kendi konumuna göre uzaydaki farklı pozisyonlar arasındaki ilişkiler üzerinde yapılan işlemleri anlama becerisi olarak ifade etmiştir. Uzamsal görselleştirmeyi ise, iki boyutlu ve üç boyutlu nesnelere hareketlerinin zihinde canlandırabilme becerisi olarak ifade etmiştir (s.18). Pellegrino, Alderton ve Shute (1984) uzamsal yeteneğin uzamsal görselleştirme ve uzamsal ilişkiler olmak üzere iki alt boyuttan bahsetmiştir. Olkun (2003, s. 2) uzamsal görselleştirmeyi bir ya da birden çok parçadan oluşan iki ve üç boyutlu nesnelere ve bunların parçalarına ait görüntülerin üç boyutlu uzayda hareket ettirilmesi ile oluşan yeni durumlarının zihinde canlandırılabilme becerisi olarak tanımlamıştır. Uzamsal ilişkileri ise, bir bütün olarak iki boyutlu ve üç boyutlu nesnelere döndürülmesi sonucu oluşan şekli zihinde canlandırabilme olarak ifade etmiştir. Linn ve Petersen (1985) uzamsal yeteneğin uzamsal algı, zihinsel döndürme ve uzamsal görselleştirme olmak üzere üç alt boyuttan bahsetmiştir. Contero, Naya, Company, Saorin ve Conesa (2005) ise

uzamsal yeteneğin uzamsal ilişkiler, uzamsal görselleştirme ve uzamsal yönelim olmak üzere üç alt boyutunu ifade etmiştir. Maier (1994) uzamsal yeteneğin, uzamsal algı, uzamsal görselleştirme, zihinsel döndürme, uzamsal ilişki ve uzamsal yönelim olmak üzere beş bileşeni olduğunu belirtmiştir (Akt: Sorby, 1999, s. 22).

Uzamsal yetenek kavramı zamanla bilişsel becerilerle beraber duyuşsal özelliklerle de ilişkilendirilmiştir. Duyuşsal özelliklerden biri olan kaygı veya endişe kavramının uzamsal yetenek kavramıyla ilişkili olduğu kanısına varılmış ve uzamsal kaygı kavramı alanyazında yer bulmuştur. Schmitz'in (1999, s. 75) kaybolma endişesi olarak tanımladığı uzamsal kaygıyı, Lawton (1994, s. 767) çevresel yön bulma kaygısı olarak ifade etmiştir.

Bu kavramın tanımlanmasıyla beraber nasıl ölçülebileceği bir tartışma konusu olarak ortaya çıkmış ve zamanla uzamsal kaygıyı ölçen ölçekler alanyazına dâhil olmuştur. Alanyazın incelendiğinde uzamsal kaygı ile ilgili yurt dışında üç ölçeğe rastlanmıştır. Lawton (1994) 419 kişi ile yürüttüğü çalışmada, 8 maddeden oluşan tek boyutlu uzamsal kaygı ölçeği (Spatial Anxiety Scale) geliştirmiştir. Bu çalışmada ölçeğin güvenirlik katsayısı .80 olarak hesaplanmıştır. Ayrıca bu ölçek, Dursun (2010) tarafından Türkçeye uyarlanmış ve öğretmen adaylarına uygulanmıştır. Çalışma sonunda Türkçeye çevrilen ölçeğin güvenirlik katsayısı .87 olarak hesaplanmıştır. Ramirez, Gunderson, Levine ve Beilock (2012) çocuklar için 8 maddeden oluşan uzamsal kaygı anketi (Child Spatial Anxiety Questionnaire) geliştirmiştir. Lyons ve diğerleri (2018) tarafından 24 madde ve 3 alt faktörden (imgeleme, zihinsel manipülasyon, yön bulma) oluşan Uzamsal Kaygı Ölçeği geliştirilmiştir. Ölçeğinin geçerlik ve güvenirlik çalışmaları çalışan yetişkinler ve üniversite öğrencilerden elde edilen verilerle yapılmıştır.

Alanyazında uzamsal kaygı ile ilgili ölçek çalışmalarına yeterince rastlanmasa da uzamsal kaygının araştırıldığı çalışmalara rastlamak mümkündür. Örneğin Lawton (1994) çalışmasında yön bulma stratejisinin uzamsal yetenek ile pozitif, uzamsal kaygı ile negatif ilişkisinin olduğunu belirtmiştir. Gunderson, Ramirez, Beilock ve Levine (2013) öğretmenlerin uzamsal kaygılarının azaltılmasının öğrencilerin uzamsal becerilerini geliştirmelerine yardımcı olabileceğini ve bu da çocukların matematiğe olan ilgisini ve başarısını ve STEM ile ilgili alanları daha geniş bir şekilde geliştirmede önemli olabileceğini ifade etmişlerdir. Lyons ve diğerleri (2018) uzamsal becerilerin, STEM alanlarındaki başarının güçlü bir göstergesi olduğunu ifade etmiştir. Bununla birlikte, bazı bireylerin değerlendirme bağlamında uzamsal görevleri yerine getirmeyi gerektiren durumlardan kaynaklanan kaygılar yaşadığı ve bunun sonucunda uzamsal beceri gerektiren faaliyetlerden ve uzamsal deneyimlerden kaçınabildiklerini belirtmiştir. Ülkemizde de uzamsal kaygı ile ilgili çeşitli çalışmalar yapılmıştır. Sarı (2016) çalışmasında sınıf öğretmen adaylarının uzamsal kaygı ile uzamsal becerileri arasında negatif ilişki olduğunu belirlemiştir. Dursun (2010) çalışmasında ilköğretim öğretmen adaylarının uzamsal kaygı ile uzamsal görselleştirme düzeyleri arasında negatif ilişki olduğunu tespit etmiştir. Ekici, Irez, Saygin, Goksel ve Yıldız (2018) çalışmalarında spor aktiviteleri

ve beden eğitimi dersi için ders saatlerinin sayısının artırılmasının, uzamsal görselleştirmenin iyileştirilmesinde ve dolayısıyla uzamsal kaygının azaltılmasında önemli bir yere sahip olduğunu ifade etmiştir. Erkek ve Işıksal-Bostan (2015) çalışmasında sekizinci sınıf öğrencilerinin uzamsal kaygı düzeylerinin düşük olduğunu ve öğrencilerin kaygı düzeylerinde erkekler lehine farklılıklar olduğunu tespit etmiştir. Erkek, Işıksal ve Çakıroğlu (2017) öğretmen adaylarının uzamsal kaygı seviyelerinin cinsiyet ve lisans programları değişkenlerine göre farklılaştığını belirlemiştir. Bahsedilen çalışmalarda uzamsal kaygı düzeyi belirlenirken 1994 yılında Lawton tarafından geliştirilen Uzamsal Kaygı Ölçeği'nin Türkçe uyarlamasının kullanıldığı belirlenmiştir. Lawton'un (1994) ölçeği bireyleri yön bulurken kaygılandırabilecek 8 durumu içermektedir. Buna göre Lawton'un (1994) ölçeğinin yalnızca uzamsal yeteneğin alt boyutlarından uzamsal yönelime ilişkin maddelerden meydana gelmektedir. Buna göre uzamsal kaygı ölçümünde kullanılmak üzere Dursun (2010) tarafından Türkçeye uyarlanan Lawton'un (1994) ölçeğinin uzamsal yeteneğin bir boyutuyla sınırlı olduğu ifade edilebilir. Uzamsal kaygı konusunun kapsamlı bir şekilde araştırılabilmesi için uzamsal yeteneğin diğer alt boyutlarını da içeren güncel bir ölçeğin Türk kültürüne ve Türkçeye uyarlanmasının alanyazına katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Bu amaçla, araştırmada Lyons ve diğerleri (2018) tarafından geliştirilmiş uzamsal kaygı ölçeğinin Türk kültürüne ve Türkçeye uyarlama çalışması yapılmıştır. Araştırmada öncelikle ölçek maddelerinin Türkçe dil geçerliğinin sağlanması, ardından da psikometrik özelliklerin sınanması amaçlanmıştır.

YÖNTEM

Desen

Araştırma farklı bir kültürde ve dilde geliştirilmiş bir ölçeğin Türk kültürü ve Türkçeye uyarlanması amacıyla nitel ve nicel araştırma yaklaşımlarının kullanıldığı aşamalı karma desende tasarlanmıştır. Karma desen araştırmaları araştırma problemine uygun olarak nicel ve nitel araştırmaların birlikte kullanıldığı araştırmalardır. Özelde ölçek geliştirme çalışmalarında da kullanılan aşamalı karma desende ise araştırmaya nitel bir aşamayla başlanarak bu aşamadan elde edilen bulgular nicel araştırmanın girdisi olarak kullanılır (Creswell ve Clark, 2011; Creswell, Fetters ve Ivankova, 2004). Ölçek uyarlama çalışmaları genel olarak ölçek maddelerinin uzman bir ekip tarafından hedef dile uyarlanması ve pilot bir gruptan toplanan veriler üzerinde psikometrik özelliklerinin test edilmesi aşamalarını içermektedir (Deniz, 2007). Bu araştırmanın nitel aşamasında da ilk olarak dil geçerliğinin sağlanması amacıyla öncelikle çeviri çalışmaları yapılmış, ardından uyarlanan Türkçe denemelik ölçeğin psikometrik özelliklerini test etmek için araştırmanın nicel aşamasına geçilmiştir.

Çalışma Grubu

Bu araştırma, Türkiye'nin doğusunda yer alan iki devlet üniversitesinin çeşitli bölüm/programlarında öğrenim gören öğrencilerle gerçekleştirilmiştir. Çalışmada araştırmacıların kolaylıkla ulaşabileceği üniversitelerden ve bölüm/programlardan veri toplaması amaçlandığından araştırmada

olasılıksız örnekleme yöntemlerinden uygun örnekleme yöntemi kullanılmıştır. Çalışma için, 92342550/108.01/ sayı numarası ile etik kurul izni alınmıştır.

Araştırmada dil geçerliğinin araştırılması amacıyla ölçme aracının Türkçe ve İngilizce formu, İngiliz Dili ve Edebiyatı Bölümü'nde öğrenim gören her iki dile de hâkim 48 üniversite öğrencisine uygulanmıştır. Öğrencilerin 28'i (%58.3) 3. sınıfta, 20'si (%41.7) 4. sınıfta öğrenim görmektedir. Ayrıca öğrencilerin 29'u (%60.4) kadın 19'u (%39.6) erkektir. Araştırmada Türkçeye uyarlanan Uzamsal Kaygı Ölçeği'nin geçerlik ve güvenilirlik çalışmalarının yapılması için ölçeğin 24 maddelik Türkçe formu 1169 üniversite öğrencisine uygulanmıştır. Çalışma grubuna ait betimsel istatistikler Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. Çalışma grubuna ilişkin betimsel istatistikler

		AFA		DFA		
		n	%	n	%	
Program	Ön Lisans	Çocuk Gelişimi	27	4.6	34	5.8
		Sivil Savunma ve İtfaiyecilik	20	3.4	25	4.3
		Büro Yönetimi ve Yönetici Asistanlığı	15	2.6	5	0.9
		Çağrı Hizmetleri	12	2.1	10	1.7
		İşletme Yönetimi	10	1.7	6	1
	Lisans	Aşçılık	9	1.5	14	2.4
		İngiliz Dili ve Edebiyatı	127	21.7	143	24.5
		Sosyal Hizmet	92	15.7	86	14.7
		Psikoloji	74	12.6	81	13.9
		Makine Mühendisliği	49	8.4	44	7.5
		İlköğretim Matematik Öğretmenliği	54	9.2	41	7
		Temel Bilimler	38	6.5	32	5.5
		Fen Bilgisi Öğretmenliği	37	6.3	33	5.7
		Elektrik - Elektronik Mühendisliği	14	2.4	18	3.1
		İşletme	7	1.2	12	2.1
Toplam	585	100	584	100		
Cinsiyet	Kadın	334	57.1	325	55.7	
	Erkek	251	42.9	259	44.3	
	Toplam	585	100	584	100	

Veri Toplama Aracı

Bu araştırmada veri toplama aracı olarak Lyons ve diğerleri (2018) tarafından geliştirilen Uzamsal Kaygı ölçeği kullanılmıştır. Lyons ve diğerlerinin (2018) çalışması 2 aşamada (Çalışma 1 ve Çalışma 2) gerçekleştirilmiştir. Çalışma 1'de yüksek ve düşük uzamsal kaygıya sahip bireyler arasında güvenilir bir şekilde ayırım yapmak için uzamsal kaygı ölçeğinin geliştirilmesi amaçlanmıştır. Ayrıca araştırmacılar geliştirdikleri ölçek ile uzamsal sürecin üniter (bütün/bölünmez) bir yapıda olmadığını kanıtlamayı amaçlamıştır. Bu amaçla uzamsal süreci açığa çıkaracak alt ölçek sayısı ve her ölçeği en fazla temsil eden maddeler belirlenmiştir. Ölçme aracının geliştirilme sürecinde ölçek maddeleri Uttal ve diğerleri (2013) tarafından ortaya atılan içsel-statik (ayrıntılı nesne imgeleme vb.), içsel dinamik

(zihinsel döndürme ya da zihinsel manipülasyon vb.), dışsal-statik (harita üzerinde ölçekleri karşılaştırma vb.), ve dışsal dinamik (yön bulma vb.) olmak üzere dört uzamsal beceri faktörü dikkate alınarak hazırlanmıştır. Lyons ve diğerleri (2018) çalışmalarında içsel-statik faktörü için imgeleme, içsel-dinamik faktörü için zihinsel manipülasyon, dışsal-statik faktörü için ölçeksel karşılaştırma ve dışsal-dinamik faktörü için yön bulma kısaltmalarını kullanmıştır. Likert tipte hazırlanan ölçek 5'li derecelendirmeye sahip olup cevap seçenekleri hiç (not at all) kaygılanmam, çok az (a little) kaygılanırım, orta düzeyde (a fair amount) kaygılanırım, fazla (much) kaygılanırım ve çok fazla (very much) kaygılanırım şeklindedir. Ölçeğin geçerlik ve güvenilirlik çalışmaları Amazon Mechanical Turk şirketi aracılığıyla işe alınan 449 yetiştikten elde edilen verilerle gerçekleştirilmiştir. Yapı geçerliğini belirlemek için yapılan AFA'da 4 faktörlü (imgeleme, zihinsel manipülasyon, ölçeksel karşılaştırma, yön bulma) bir yapı elde edilmesi planlanmıştır. Ancak yapılan analizde faktör 1'de zihinsel manipülasyon, faktör 2'de yön bulma ve faktör 4'de imgeleme ile ilgili maddelerin yüksek faktör yüklerine sahip olduğu görülmüştür. Faktör 3'te ise, büyük ölçüde, sınıf önünde uzamsal görevleri yerine getirme konusundaki kaygıya yönelik maddeler olduğu belirlenmiş ve çalışmanın amaçlarıyla uyuşmadığı için bu faktör analizden tamamen çıkarılmıştır. Ayrıca analizde ölçeksel karşılaştırma faktörüne ilişkin maddelerinin güvenilir bir şekilde yüklendiği ayrı bir faktör ortaya çıkmamış ve maddelerin bazılarının diğer üç faktöre (imgeleme, zihinsel manipülasyon, yön bulma) yerleştiği görülmüştür. Bu nedenle ölçme aracında ölçeksel karşılaştırma faktörüne yer verilememiştir. Analiz sonucunda her faktörde 8 madde olacak şekilde 24 maddelik 3 faktörlü yapı elde edilmiştir. Faktör yükleri zihinsel manipülasyon (Faktör 1) için .720 ile .788 arasında, yön bulma (Faktör 2) için .597 ile .823 arasında, imgeleme (Faktör 4) için .508 ile .787 arasında değişmiştir. Cronbach α iç tutarlılık katsayıları ise zihinsel manipülasyon için $\alpha = .917$, yön bulma için $\alpha = .914$, imgeleme için $\alpha = .862$ olarak hesaplanmıştır. Ayrıca faktörler arası ilişkiler ($r_{\text{zihinsel manipülasyon-yön bulma}} = .476$, $r_{\text{zihinsel manipülasyon-imgeleme}} = .526$, $r_{\text{imgeleme-yön bulma}} = .486$) alt ölçeklerin orta derecede ilişkili ve güvenilir olduğunu göstermiştir. Çalışma 2'de ise ölçeğin dış geçerliğinin kanıtlanması amaçlanmıştır. Bunun için 233 üniversite öğrencisinin uzamsal kaygı düzeyleri, gerçek uzamsal yetenek düzeyleri ve uzamsal yetenek/tutumlarına ilişkin öz-değerlendirme düzeyleri arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Yapılan analizler sonucunda öğrencilerin uzamsal kaygı düzeyleri arttıkça uzamsal yetenek/tutumlarına ilişkin öz-değerlendirme puanlarının azaldığı ve beklendiği gibi iki değişken arasında olumsuz ilişkinin olduğu belirlenmiştir. Öğrencilerin gerçek uzamsal yetenekleri ile uzamsal kaygıları arasındaki ilişkiler zihinsel manipülasyon ve yön bulma faktörleri için ölçeğin dış geçerliğinin iyi düzeyde, imgeleme faktörü için kabul edilebilir düzeyde olduğunu göstermiştir. Ayrıca üniversite öğrencilerinden elde edilen veri seti ile ölçme aracındaki 24 maddenin Çalışma 1'deki gibi 3 faktörde toplandığı belirlenmiştir. AFA sonucunda faktör yükleri, zihinsel manipülasyon faktörü için .628 ile .731 arasında, yön bulma faktörü için .632 ile .716 arasında, imgeleme faktörü için .411 ile .663 arasında hesaplanmıştır. Sonuç olarak Lyons ve diğerleri (2018) tarafından geliştirilen ölçeğin geçerli ve güvenilir olduğu söylenebilir.

Veri Toplama Süreci

Uzamsal Kaygı Ölçeği'nin Türkçeye uyarlamasını yapmak için ilk olarak ölçeği geliştiren araştırmacılarla e-posta yoluyla iletişim kurularak gerekli izinler alınmıştır. Ardından ölçek maddeleri iki dile de hâkim üç dil uzmanı öğretim elemanı tarafından Türkçeye çevrilmiştir. Araştırmacılar tarafından üç ayrı çeviri formu incelenmiş, çevirilerdeki ortaklıklar ve farklılıklar değerlendirilmiş ve maddelerin Türkçe çevirileri bir, iki ya da üç alternatif halinde yazılmıştır. Ardından ölçek maddelerinin İngilizce ve Türkçe versiyonu alana ve iki dile hâkim 3 uzmanın (ölçme değerlendirme, pdr, matematik eğitimi) görüşlerine sunulmuştur. Uzmanlardan maddelerin orijinali ile çevirilerini inceleyerek uygun olan çeviriyi belirtmeleri ve varsa önerilerini sunmaları istenmiştir. Ayrıca uzmanlardan uzman değerlendirme formunda İngilizcesi ve Türkçesi yer alan maddelerin eş değerliğini, “maddelerde yer alan sözcük, kavram ve deyimlerin her iki kültürde de aynı anlamda ya da bağlamda kullanılıp kullanılmadığını” ve “öğrenciler açısından maddelerin gerektirdiği deneyimlerin yaşanabilir olup olmadığını” dikkate alarak değerlendirmeleri beklenmiştir. Uzman görüşleri araştırmacılar tarafından incelenerek görüşlerdeki ortaklık ve farklılıklar değerlendirilmiş ve her bir madde için ortak bir karara varılmıştır. Ayrıca uzman görüşlerinden orijinali “Asked to recreate your favorite artist's signature from memory” olan ve Türkçeye “En sevdiğiniz sanatçının imzasını hatırlayarak çizmeniz istendiğinde” şeklinde çevrilen maddenin Türk kültüründe öğrenciler tarafından nadir olarak deneyimlenecek bir durum olarak düşünüldüğü belirlenmiştir. Ölçme değerlendirme uzmanının önerisi doğrultusunda söz konusu madde Türk kültüründe deneyimlenme ihtimali daha fazla olduğu düşünülen “Ünlü bir markanın amblemini/logosunu ezberden çizmeniz istendiğinde” olarak düzenlenmiştir. Ayrıca “Asked to imagine and mentally rotate a 3-dimensional figure” maddesindeki “figure” kelimesi matematik eğitimi uzmanının görüşleri doğrultusunda “cisim” olarak ifade edilmiştir. Uzman görüşlerine göre düzenlenen ölçeğin denemelik formu bir Türk Dili uzmanına okutturulmuştur. Uzmandan hedef grup için yönergenin açık ve anlaşılabilirliğini, maddelerin deyimsel, kavramsal, anlamsal ve deneyimsel uygunluğunu incelemesi istenmiştir. Ayrıca ölçek uygulamadan önce lisans öğrencilerine okutturularak maddelerin açık ve anlaşılabilirliği kontrol edilmiştir. Yapılan düzeltmelerin ardından ölçek formunun nihai hali oluşturulmuştur. Bu aşamadan sonra ölçeğin Türkçe ve İngilizce formu Yabancı Diller Yüksek Okulu'nda öğrenim gören ve her iki dile de hâkim 48 öğrenciye uygulanmıştır. İki uygulamadan elde edilen veriler arasındaki ilişkiler incelenerek ölçeğin dil geçerliği araştırılmıştır. Ayrıca ölçme aracı 1169 üniversite öğrencisine uygulanarak ölçeğin yapı geçerliği ve güvenilirliğinin sınanması için analizler gerçekleştirilmiştir.

Verilerin Analizi

Verilerin analizi aşamasında dil geçerliğinin belirlenmesi için ölçeğin Türkçe ve İngilizce formunun 48 öğrenciye uygulanmasından elde edilen veriler arasındaki ilişki korelasyon analizi ile incelenmiştir. Ölçeğin yapı geçerliğini belirlemek için 585 öğrenciden elde edilen veriler ile AFA gerçekleştirilmiştir. AFA'dan elde edilen yapının farklı bir çalışma grubu için geçerli olup olmadığının

belirlenmesi için 584 öğrenciden elde edilen veriler ile DFA yapılmıştır. Araştırmada ölçeğin 3 faktörlü yapısı için toplam uzamsal kaygı puanını elde edebilmek amacıyla bu çalışmada ikinci düzey DFA yapılmıştır. Ayrıca yapı geçerliliğine ilişkin ek kanıtlar elde edebilmek için düzeltilmiş madde toplam korelasyonları ve %27'lik alt ve üst grup ortalamalarının karşılaştırılmasına ilişkin t değerleri hesaplanmıştır.

Ölçeğin güvenilirlik çalışmaları kapsamında DFA'nın gerçekleştirildiği veriler ile Cronbach alfa ve Guttman iki yarı iç tutarlılık katsayıları hesaplanmıştır. Ayrıca DFA'da elde edilen faktör yükleri kullanılarak kompozit güvenilirlik katsayısı hesaplanmıştır.

BULGULAR

Ölçeğin Dil Geçerliliğine İlişkin Bulgular

Türkçe'ye uyarlanan ölçeğin dil geçerliliğinin belirlenebilmesi için ölçeğin orijinali ve Türkçe çevirisi 48 öğrenciye uygulanmış ve iki veri seti arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Ölçeğin İngilizce ve Türkçe formu için alt ölçekler ve ölçeğin genelinden elde edilen puanların çarpıklık ve basıklık değerleri (± 1 arasında) ve Shapiro-Wilk testi sonuçları ($p > .05$) veri setlerinin normal dağılıma yaklaştığını göstermiştir. Buna bulgulara göre iki veri seti arasındaki ilişkiler Pearson korelasyon testi kullanılarak analiz edilmiştir. Test sonuçları Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2. Pearson Korelasyon Testi sonuçları

	Zihinsel Manipülasyon	İmgeleme	Yön Bulma	Toplam
r	.898	.907	.948	.955
p	.000*	.000*	.000*	.000*

* $p < .05$

Tablo 2 incelendiğinde ölçeğin Türkçe ve İngilizce formundan alınan puanlar arasında büyük düzeyde anlamlı ilişkiler ($r_{\text{imgeleme}} = .907$, $p < .05$; $r_{\text{yön bulma}} = .948$, $p < .05$; $r_{\text{zihinsel manipülasyon}} = .898$, $p < .05$; $r_{\text{toplam}} = .955$, $p < .05$) olduğu görülmektedir (Cohen, 1988).

Ölçeğin Yapı Geçerliliğine İlişkin Bulgular

Ölçeğin Türkçe formunun yapı geçerliliğini test etmek amacıyla yapılan AFA, DFA ve düzeltilmiş madde toplam korelasyonları ile %27'lik alt ve üst grup ortalamalarının karşılaştırılmasına ilişkin t değerlerine ilişkin bulgular başlıklar halinde sunulmuştur.

Açımlayıcı Faktör Analizi

Ölçeğin Türkçe formunun yapı geçerliliğinin belirlenmesi için öncelikle AFA yapılmıştır. Analize başlamadan önce 585 öğrenciden elde edilen veri setinin AFA varsayımlarını karşılayıp karşılamadığı incelenmiştir. Tek değişkenli normalliği sağlamak için puanlar z puanlarına dönüştürülmüş ve ± 3.29 ($p < .001$) aralığı dışındaki z değerleri uç değerler olarak kabul edilmiştir (Field, 2009; Tabachnick ve Fidell, 2013). Yapılan incelemede veri setinde tek değişkenli uç değer

olmadığı belirlenmiştir. Çoklu normalliğin sağlanması için ise Mahalanobis uzaklık değerleri hesaplanmış ve $p < .001$ düzeyinde 23 uç değer belirlenmiştir (Pallant, 2011; Tabachnick ve Fidell, 2013). Çok değişkenli uç değerler veri setinden silinmiş ve veri setinde 562 öğrencinin verileri yer almıştır. Ardından her bir madde için çarpıklık ve basıklık değerleri hesaplanmıştır. Hesaplanan çarpıklık (.005 ile .411 arasında) ve basıklık (-1.083 ile -.202 arasında) değerleri verilerin dağılımının normal dağılıma yakın olduğuna işaret etmiştir.

Maddeler arasındaki ilişkileri belirlemek için incelenen korelasyon matrisinde, maddeler arasındaki korelasyon katsayılarının birçok durumda .30'un üzerinde olduğu belirlenmiştir. Ayrıca korelasyon katsayılarının tamamının .90'nın altında olduğu görülmüştür. Böylece maddeler arasında teklik ve çoklu bağıntı problemlerinin olmadığı söylenebilir. Barlett Küresellik testi sonuçları ($\chi^2 = 5675.702$; $sd = 276$; $p = .000 < .05$) ve KMO istatistiği ($KMO = .929$) veri setinin örnekleme yeterliliğinin sağlandığını göstermiştir (Field, 2009). Ayrıca, .792 ile .950 arasında değişen anti-image korelasyon katsayıları ile madde bazında da örneklem yeterliliğinin sağlandığı belirlenmiştir (Sipahi, Yurtkoru ve Çinko, 2010).

AFA esnasında Temel Bileşenler Analizi kullanılmıştır. Analiz esnasında sonuçların daha anlaşılır bir şekilde yorumlanmasını sağlamak amacıyla döndürme tekniklerinden faydalanılmıştır (Pallant, 2011; Tabachnick ve Fidell, 2013). Başlangıçta faktörler arasında ilişkilerin $r = \geq .32$ olması muhtemel olduğundan analize Direct Oblimin eğik döndürme tekniği ile başlanmıştır. Analiz esnasında korelasyon matrisinde faktörler arasındaki ilişki katsayılarının $r = \geq .32$ olduğu belirlenmiş ve analize Direct Oblimin eğik döndürme tekniği ile devam edilmiştir (Tabachnick ve Fidell, 2013). Faktör yükü alt kesme noktası .40 olarak belirlenmiştir (Gable, 1986; Hatcher, 1994). Benzer şekilde Ortak faktör varyansı (communalities) değerleri için .40 değeri ölçüt olarak alınmıştır (Costello ve Osborne, 2005). Ayrıca bir maddenin farklı faktörlerde yüksek yük değerlerine sahip olmasını önlemek için iki faktörde alınabilecek yük miktarı arasındaki farkın en az .10 olması gerektiği varsayılmıştır (Menard, 2002).

Faktör sayısının belirlenmesinde ilgili alanyazında kullanılan şu göstergeler dikkate alınmıştır: orijinal yapı kriteri (*priori criterion*), Kaiser Ölçütü (≥ 1 özdeğer), Çizgi grafiği ve paralel analiz (Horn's parallel analysis) (Hair, Black, Babin ve Anderson, 2014; Pallant, 2011). Uzamsal kaygı ölçeğinin orijinali 3 faktörden meydana gelmektedir. Bu bağlamda AFA sonucu 3 faktörlü bir yapı elde edilmesi beklenmiştir. Yapılan ilk analizde Kaiser Ölçütüne göre özdeğeri 1'in üzerinde olan toplam 4 faktör olduğu, birinci faktörün özdeğerinin 8.110, ikinci faktörün özdeğerinin 2.355, üçüncü faktörün özdeğerinin 2.001 ve dördüncü faktörün özdeğerinin 1.190 olduğu görülmüştür. Kaiser Ölçütü 4 faktörlü bir yapıya işaret etmiştir. Buna karşın, özdeğerlerin büyüklüğünün, aynı sayıda kişi ($n = 562$) için rastgele oluşturulmuş bir veri setinden elde edilen özdeğerlerle karşılaştırılmasını içeren paralel analiz gerçekleştirilmiştir (Pallant, 2011). Yapılan analiz sonucunda birinci faktörün özdeğeri 1.392, ikinci faktörün özdeğeri 1.329, üçüncü faktörün özdeğeri 1.281 ve dördüncü faktörün özdeğeri 1.244

olarak hesaplanmıştır. Buna göre birinci (8.110>1.392), ikinci (2.355>1.329) ve üçüncü (2.001>1.281) faktörler için AFA’da hesaplanan özdeğerlerin paralel analizden elde edilen özdeğerlerden büyük olduğu görülmüştür. Buna karşın dördüncü faktör (1.190<1.244) için bu durumun tersi olduğu belirlenmiştir. Bu bağlamda ölçme aracının 3 faktörlü bir yapıda olduğu söylenebilir. Son olarak çizgi grafiği incelenmiş ve grafikte en belirgin dikey düşüşün ilk üç faktörde olduğu, ardından grafiğin yön değiştirerek yatay eğim gösterdiği (dirseklediği) görülmüştür (Pallant, 2011). Bu durum ölçeğin üç faktörlü bir yapıda olduğuna işaret etmiştir. Sonuç olarak ölçme aracının faktör yapısının ölçeğin orijinalindeki gibi 3 faktörlü yapıda olduğuna karar verilmiştir. Nitekim Pattern Matrix incelendiğinde dördüncü faktörde yalnızca .752 faktör yüküyle imgeleme faktöründe olması gereken Madde 4 “*Bir fotoğrafın tüm ayrıntılarını bire bir çizebilme veya resmedebilme yeteneğiniz test edildiğinde*” olduğu görülmüştür. Bu madde çıkarılarak analiz tekrarlanmıştır. Yapılan ikinci analizde ise Madde 1 “*Ünlü bir markanın amblemini/logosunu ezberden çizmeniz istendiğinde*” (.298) ve Madde 8 “*Yaklaşan bir sınav için harita üzerindeki güzergâhları ve yer işaretlerini ezberlemeniz gerektiğinde*” (.374) maddelerinin düşük ortak faktör varyansına (<.40) sahip olduğu görülmüş ve maddeler analizden çıkarılmıştır. AFA sonuçları Tablo 3’te sunulmuştur.

Tablo 3. AFA sonuçları

	Faktörler			
	Ortak Faktör Varyansı	Zihinsel Manipülasyon	İmgeleme	Yön Bulma
Madde 19: 2 boyutlu bir görselden hareketle insan beyninin 3 boyutlu bir modelini zihninizde canlandırmanız istendiğinde	.625	.794		
Madde 21: Sadece 2 boyutlu bir resme bakarak karmaşık bir molekülün 3 boyutlu yapısını zihninizde canlandırmanız istendiğinde	.553	.784		
Madde 12: Ev ödevinizi yapmak için 3 boyutlu bir havaalanı modeli kullanmanız gerektiğinde	.489	.743		
Madde 17: 3 boyutlu bir cismi zihninizde canlandırmanız ve döndürmeniz istendiğinde	.626	.742		
Madde 3: Sınavda 2 boyutlu kompleks bir düzlemin döndürülmesiyle oluşturulan 3 boyutlu bir cismi zihninizde canlandırmanız istendiğinde	.580	.730		
Madde 5: Bir testte verilen 3 boyutlu bir manzaranın farklı bir açıdan nasıl görüneceğini zihninizde canlandırmaya çalıştığımızda	.553	.715		
Madde 16: 2 boyutlu resmi verilen bir dizi çarkın karşılıklı nasıl işlediğini bulmanız istendiğinde	.552	.658		
Madde 9: Hareketsiz bir resmi verilen mekanik bir sistemin nasıl hareket ettiğini zihninizde canlandırmanız istendiğinde	.523	.595		
Madde 11: Hiç görmediğiniz bir radyo spikerinin dış görünüşünü zihninizde canlandırmanız ve tasvir etmeniz istendiğinde	.560		.767	
Madde 15: Önceki akşam ilk defa karşılaştığınız bir kişinin kravatının rengini ve desenlerini hatırlamanız istendiğinde	.570		.761	

Madde 13: Sadece bir defa karşılaştığınız bir kişinin yüzünü ayrıntılı bir şekilde tasvir etmenizi istendiğinde	.564	.744	
Madde 7: Yıllardır görmediğiniz bir akrabanızın yüzünün tüm detaylarını hatırlamanızı istendiğinde	.506	.708	
Madde 20: Adını ve yazarını unuttuğunuz için bir kitabın kapağını ayrıntılı bir şekilde kitapçıya tarif ettiğinizde	.561	.693	
Madde 24: Bir testte belirli aralıklarla verilen benzer iki resim arasındaki farklılıkları bulmanızı istendiğinde	.537	.680	
Madde 18: Bilmediğiniz bir şehir ya da kasabadaki bir adresteki randevunuza gitmek için yolunuzu bulmaya çalıştığınızda	.676		-.816
Madde 22: Arabayla yanlış bir yola saptığınızı ve kaybolduğunuzu fark ettikten sonra tekrar yolunuzu bulmaya çalıştığınızda	.635		-.784
Madde 14: Bilmediğiniz bir şehrin ortasında daha önce hiç gitmediğiniz bir adresi bulmaya çalıştığınızda	.547		-.770
Madde 23: Elinizde bir harita olmadan şehrin diğer ucundaki bir adresi yol tariflerini izleyerek bulmanızı gerektiğinde	.598		-.763
Madde 2: İlk defa ziyaret ettiğiniz bir şehirde kaybolunca otele dönüş yolunu bulmaya çalıştığınızda	.514		-.730
Madde 10: Elinizde bir harita olmadan kestirme olduğunu düşündüğünüz yeni bir güzergâh denediğinizde	.483		-.615
Madde 6: Uzun bir araba yolculuğu için yol güzergâhını planlamanızı istendiğinde	.476		-.477
Özdeğer		7.546	2.320 1.864
Açıklanan varyans oranı		%35.934	%11.047 %8.875

Tablo 3'te görüldüğü gibi 3 madde (1, 4, 8. maddeler) ölçekten çıkarıldıktan sonra 21 maddeden oluşan 3 faktörlü yapı elde edilmiştir. Faktörlerin içerikleri incelendiğinde birinci faktörün zihinsel manipülasyon, ikinci faktörün imgeleme ve üçüncü faktörün yön bulmaya ilişkin uzamsal kaygılarını ifade eden maddelerden oluştuğu görülmüştür. Zihinsel manipülasyon faktöründe 8 madde olup faktör yükleri .595 ile .794 arasında, imgeleme faktöründe 6 madde olup faktör yükleri .680 ile .767 arasında, yön bulma faktöründe 7 madde olup faktör yükleri -.477 ile -.816 arasında değişmektedir. Birinci faktör varyansın %35.934'ünü, ikinci faktör % 11.047'sini ve üçüncü faktör %8.875'ini açıklamaktadır. Ölçekte yer alan 21 maddenin tamamı ise toplam varyansın % 55.856'sını açıklamaktadır. Ortak faktör varyansı değerleri .476 ile .676 arasında değişmektedir.

Doğrulayıcı Faktör Analizi

AFA'nın yapılmasının ardından 21 maddeden oluşan 3 faktörlü yapının başka bir çalışma grubunda test edilmesi için DFA yapılmıştır (n=584). Analize başlamadan önce veri setinin DFA için uygunluğu araştırılmıştır. Tek değişkenli normalliği sağlamak için ± 3.29 ($p < .001$) aralığı dışındaki z değerleri uç değerler olarak kabul edilmiştir (Field, 2009; Tabachnick ve Fidell, 2013). Yapılan

incelemede z puanlarının tamamının ± 3.29 aralığında yer aldığı veri setinde tek değişkenli uç değer olmadığı belirlenmiştir. Çoklu normalliğin sağlanması için, Mahalanobis uzaklık değerleri hesaplanmış ve $p < .001$ düzeyinde 22 uç değer belirlenmiştir (Pallant, 2011; Tabachnick ve Fidell, 2013). Çok değişkenli uç değerler veri setinden silinmiş ve 562 kişiden oluşan veri seti ile analize devam edilmiştir. Hesaplanan çarpıklık (.002 ile .333 arasında) ve basıklık (-1.063 ile -.328 arasında) değerleri puanların normal dağılım gösterdiğine işaret etmiştir. Ardından 522 kişilik veri seti Lisrel programında aktararak kovaryans matrisi hazırlanmıştır. 3 faktörlü model için gizil değişkenlerin gözlenen değişkenleri açıklama durumuna ilişkin t değerlerinin (11.33 ile 15.59 arasında) anlamlı olduğu belirlenmiştir ($p < .01$) (Jöreskog ve Sörbom, 1993; Kline, 2011). Gözlenen değişkenlerin hata varyanslarının .41 ile .67 arasında değiştiği görülmüştür. Ayrıca gizil değişkenlerden gözlenen değişkenlere doğru tanımlanmış standardize edilmiş parametre değerlerinin 1'in altında (.58-.77 aralığında) olduğu tespit edilmiştir. 3 faktörlü model için hesaplanan uyum iyiliği değerleri Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4. Ölçeğin 3 faktörlü modeli için DFA sonuçları

Uyum iyiliği değerleri	Modifikasyon Öncesi	Modifikasyon Sonrası
p^*	.0000	.0000
χ^2/sd	530.92/186=2.85	504.03/185=2.72
RMSEA	.057	.055
RMR	.058	.058
SRMR	.046	.045
GFI	.92	.92
AGFI	.90	.90
CFI	.98	.98
NFI	.96	.97
NNFI	.97	.98

Yapılan ilk analizde 3 faktörlü model için kıkare değerine ilişkin p değerinin manidar olduğu ($\chi^2=1749.15$, $p = .0000 < .05$) görülmüştür. p değerinin manidar olmaması ($p > .05$) gözlenen ve beklenen kovaryans matrisleri arasında farkın olmadığını yani modelin doğrulandığını gösterirken manidar olması durumunda diğer kriterlerin incelenmesi önerilmektedir (Çokluk, Şekercioglu ve Büyüköztürk, 2010, s. 249). Bu nedenle modeli doğrulamak için diğer uyum iyiliği değerleri incelenmiştir. Tablo 3 incelendiğinde χ^2/sd , GFI ve AGFI değerlerinin kabul edilebilir, RMSEA, RMR, SRMR, CFI, NFI, NNFI değerlerinin mükemmel düzeyde olduğu görülmüştür. Modelin iyileştirilmesi amacıyla programın önerdiği modifikasyon önerileri incelenerek 3 ve 5. maddelerin ölçüm hataları ilişkilendirilmiştir. Yapılan modifikasyon sonrasında 3 faktörlü model için hesaplanan uyum iyiliği değerlerinin χ^2/sd , GFI ve AGFI değerlerinin kabul edilebilir, RMSEA, RMR, SRMR, CFI, NFI, NNFI değerlerinin mükemmel düzeyde olduğu, dolayısıyla ölçme modelinin üç faktörlü yapısının doğrulandığı görülmüştür. Modifikasyon sonrası standartlaştırılmış faktör yükleri, standartlaştırılmış faktör yüklerinin karesi (R^2 -açıklanan varyans) Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 5. Modifikasyon sonrası standartlaştırılmış faktör yükleri, Standartlaştırılmış faktör yüklerinin karesi (R^2 -açıklanan varyans)

No	Faktör Yüğü	R^2	No	Faktör Yüğü	R^2	No	Faktör Yüğü	R^2
2	.67	.44	11	.55	.31	18	.74	.54
3	.58	.33	12	.59	.35	19	.74	.55
5	.61	.37	13	.72	.52	20	.66	.44
6	.58	.33	14	.72	.52	21	.70	.49
7	.67	.44	15	.69	.47	22	.77	.59
9	.67	.44	16	.72	.52	23	.74	.54
10	.67	.44	17	.76	.57	24	.65	.42

Tablo 5 incelendiğinde standardize edilmiş faktör yüklerinin .55 ile .77 arasında, standartlaştırılmış faktör yüklerinin karesinin (R^2) .31 ile .59 arasında değiştiği görülmektedir.

Faktörler arası ilişkiler ise, imgeleme ile zihinsel manipülasyon arasında $r=.53$, imgeleme ile yön bulma arasında $r=.52$, yön bulma ile zihinsel manipülasyon arasında $r=.56$ olarak hesaplanmıştır. Ayrıca ölçeğin geneli ile alt ölçekler arası ilişkiler, zihinsel manipülasyon faktörü için $r=.75$, imgeleme faktörü için $r=.70$, yön bulma faktörü için $r=.74$ olarak hesaplanmıştır. Bu bağlamda uzamsal kaygıya ilişkin varyansı, zihinsel manipülasyon faktörünün %56, imgeleme faktörünün %49 ve yön bulma faktörünün %55 oranında açıkladığı söylenebilir.

Düzeltilmiş madde toplam korelasyon katsayıları ve %27'lik alt ve üst grup ortalamalarının karşılaştırılmasına ilişkin t değerleri

DFA'nın ardından, düzeltilmiş madde toplam korelasyon katsayıları, %27'lik alt ve üst grup ortalamalarının karşılaştırılmasına ilişkin t değerleri hesaplanmıştır. Elde edilen değerler Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6. Düzeltilmiş madde toplam korelasyonları ve %27'lik alt ve üst grup ortalamalarının karşılaştırılmasına ilişkin t değerleri

Madde No	Düzeltilmiş madde toplam korelasyonları	\bar{X}		t	p
		%27'lik alt grup	%27'lik üst grup		
Madde 3	.584	2.23	3.56	-12.573	.000*
Madde 5	.682	2.04	3.57	-14.710	.000*
Madde 9	.696	2.01	3.74	-17.174	.000*
Madde 12	.564	2.06	3.43	-12.139	.000*
Madde 16	.713	1.85	3.51	-17.677	.000*
Madde 17	.748	1.88	3.65	-17.979	.000*
Madde 19	.715	1.95	3.61	-16.639	.000*
Madde 21	.657	1.87	3.44	-15.611	.000*
Madde 7	.645	2.01	3.68	-14.453	.000*
Madde 11	.578	1.95	3.38	-11.935	.000*
Madde 13	.664	2.05	3.50	-12.930	.000*
Madde 15	.625	1.90	3.45	-13.454	.000*
Madde 20	.662	2.09	3.76	-14.841	.000*
Madde 24	.627	2.02	3.76	-13.109	.000*
Madde 2	.666	2.21	3.89	-16.259	.000*

Madde 6	.640	2.01	3.73	-15.893	.000*
Madde 10	.689	2.12	3.74	-16.051	.000*
Madde 14	.646	2.09	3.75	-16.332	.000*
Madde18	.696	2.08	3.82	-17.507	.000*
Madde 22	.735	2.16	3.86	-17.619	.000*
Madde 23	.696	1.99	3.70	-16.100	.000*
Toplam		42.78	76.60	45.629	.000*

*p<.05

Tablo 6 incelendiğinde düzeltilmiş madde toplam korelasyonları, zihinsel manipülasyon faktörü için .451 ile .629 arasında; imgeleme faktörü için .425 ile .538 arasında; yön bulma faktörü için .500 ile .613 arasında değiştiği görülmüştür. Ayrıca tüm maddeler için %27'lik alt ve üst gruplar arasında yapılan karşılaştırmaların istatistiksel olarak anlamlı düzeyde farklılaştığı belirlenmiştir.

Ölçeğin Güvenirliğine İlişkin Bulgular

Ölçme aracının güvenirliliği belirlemek için hesaplanan Cronbach alfa ve Guttman iki yarı iç tutarlılık katsayıları ve kompozit güvenirlilik katsayısı değerleri Tablo 7'de sunulmuştur.

Tablo 7. Cronbach alfa, Guttman iki yarı ve kompozit güvenirlilik katsayısı değerleri

	Cronbach alfa	Guttman iki yarı	Kompozit güvenirlilik
Zihinsel Manipülasyon	.868	.837	.87
İmgeleme	.816	.813	.82
Yön Bulma	.868	.850	.87
Ölçeğin Geneli	.906	.788	.95

Araştırmada uzamsal kaygı ölçeğinden elde edilen verilerin iç tutarlılık açısından güvenirliliğine ilişkin Cronbach Alfa katsayıları zihinsel manipülasyon faktörü için .868, imgeleme faktörü için .816, yön bulma faktörü için .868 ve ölçeğin geneli için .906 olarak hesaplanırken Guttman iki yarı katsayıları zihinsel manipülasyon faktörü için .837, imgeleme faktörü için .813, yön bulma faktörü için .850 ve ölçeğin geneli için .788 olarak belirlenmiştir. Kompozit güvenirlilik katsayıları ise zihinsel manipülasyon faktörü için .87; imgeleme faktörü için .82; yön bulma faktörü için .87 ve ölçeğin geneli için .95 olarak hesaplanmıştır.

TARTIŞMA, SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu araştırmada Lyons ve diğerleri (2018) tarafından geliştirilen uzamsal kaygı ölçeğini Türk kültürüne ve Türkçeye uyarlama çalışması yapılarak üniversite öğrencilerinin uzamsal kaygılarını ölçmeye yönelik geçerli ve güvenilir bir ölçme aracının elde edilmesi amaçlanmıştır. Aşamalı karma desende tasarlanan çalışmanın nitel aşamasında ölçek üç dil uzmanı tarafından Türkçeye çevrilmiştir. Ardından ölçme değerlendirme, pdr, matematik eğitimi uzmanının görüşleri alınarak ölçek maddelerinin Türk kültürüne uygunluğu ve dil geçerliliği tespit edilmiştir. Uzman görüşlerine göre Madde 1 öğrencilerin Türk kültüründe deneyimleyebileceği şekilde düzenlenmiştir. Madde 17'de yer alan figüre kelimesi cisim olarak çevrilmiştir. Yapılan düzenlemelerin ardından ölçme aracının Türkçe formu oluşturulmuştur. Dil geçerliliği çalışmaları kapsamında ölçeğin orijinali ve Türkçe çevirisi iki

dile de hâkim 48 öğrenciye uygulanmıştır. Ölçeğin Türkçe ve İngilizce formundan alınan puanlar arasında büyük düzeyde anlamlı ilişkiler (Cohen, 1988) ölçeğin Türkçe ve İngilizce formunun eşdeğer olduğunu ve dil geçerliğinin sağlandığını göstermiştir.

Yapı geçerliği çalışmaları kapsamında yapılan AFA sonucunda 21 maddeden oluşan ve varyansın % 55.856'ni açıklayan 3 faktörlü yapı elde edilmiştir. Elde edilen yapıda birinci faktördeki maddelerin zihinsel manipülasyon, ikinci faktördeki maddelerin imgeleme ve üçüncü faktördeki maddelerin yön bulma ile ilgili kaygılardan meydana geldiği tespit edilmiştir. Buna göre bu çalışmada elde edilen yapının ölçeğin orijinali (Lyons ve diğerleri, 2018) ile uyumlu olduğu ifade edilebilir. AFA elde edilen 3 faktörlü yapının başka bir çalışma grubu için geçerliğini test etmek amacıyla DFA yapılmıştır. İkinci düzey DFA sonucuna göre standardize edilmiş faktör yüklerinin .55 ile .77 arasında, standartlaştırılmış faktör yüklerinin karesinin (R^2) .31 ile .59 arasında değiştiği belirlenmiştir. Uyum iyiliği değerleri ise, $\chi^2/sd=2.72$, RMSEA=.055, RMR=0.58, SRMR=.045 GFI=.92, AGFI=.90, CFI=.98, NFI=.97, NNFI=.98 olarak hesaplanmıştır. Bu hesaplamalara göre $\chi^2/sd<5$, GFI, AGFI>.90 değerleri kabul edilebilir, RMSEA, RMR, SRMR <.05 ve CFI, NFI, NNFI>.95 değerleri mükemmel uyum iyiliği değerleridir (Brown, 2006; Çokluk ve diğerleri, 2010; Hair ve diğerleri, 2014; Şimşek, 2007; Tabachnick ve Fidell, 2013). Ayrıca faktörler arası ve ölçeğin geneli ile hesaplanan ilişki katsayılarının yeterli düzeyde olduğu belirlenmiştir. Buna göre DFA ile 3 faktörlü yapının doğrulandığı söylenebilir. Ayrıca düzeltilmiş madde toplam korelasyonları ve %27'lik alt ve üst gruplar arasında %27'lik alt ve üst grup ortalamalarının karşılaştırılmasına ilişkin t değerlerinin anlamlılığı ($p<.05$) maddelerin ayırt edicilik düzeylerinin yüksek olduğunu ve buldukları faktörlerle aynı davranışı ölçme eğilimi içerisinde olduklarını göstermiştir (Büyüköztürk, 2010). Bu sonuçlara göre ölçeğin yapı geçerliğinin sağlandığı söylenebilir.

Uzamsal kaygı ölçeğinden elde edilen verilerin iç tutarlılık açısından güvenilirliğine ilişkin Cronbach Alfa ve Guttman iki yarı güvenilirlik katsayıları ile kompozit güvenilirlik katsayıları sırasıyla zihinsel manipülasyon faktörü için .868, .837, .87; imgeleme faktörü için .816, .813, .82; yön bulma faktörü için .868, .850, .87 ve ölçeğin geneli için .906, .788, .95 olarak hesaplanmıştır. Kline (2011, s.70) genel olarak güvenilirlik katsayısının .90 civarında mükemmel, .80 civarında çok iyi, .70 civarında yeterli, .50'nin altında ise yetersiz olduğunu belirtmektedir. Buna göre alt ölçekler için hesaplanan iç tutarlılık katsayılarının çok iyi düzeyde olduğu söylenebilir. Ölçeğin geneli için hesaplanan güvenilirlik katsayıları incelendiğinde ise Cronbach Alfa iç tutarlılık katsayısı mükemmel düzeyde güvenilirliğe işaret ederken, Guttman iki yarı güvenilirlik katsayısı ölçeğin güvenilirliğinin çok iyi düzeye yakın olduğunu göstermiştir. DFA'dan elde edilen değerler ile hesaplanan kompozit güvenilirlik katsayılarının .70'in üzerinde olması güvenirlüğün iyi düzeyde olduğunu göstermektedir (Hair vd. 2014). Alt faktörler ve ölçeğin geneli için hesaplanan kompozit güvenilirlik katsayıları ölçme aracının güvenirlüğünün çok iyi düzeyde olduğuna işaret etmektedir. Ayrıca düzeltilmiş madde toplam

korelasyonları ölçme aracının güvenilir olduğuna yönelik kanıt sağlamıştır. Bu sonuçlara göre ölçme aracının güvenilir olduğu ifade edilebilir.

Yukarıda açıklandığı gibi bu çalışmada hem geçerlilik (dil geçerliği, yapı geçerliği) hem de güvenilirlik çalışmaları literatürde belirtilen yeterli geçerlilik ve güvenilirlik kriterlerini sağlayan olumlu sonuçlar vermiştir. Bu sonuca dayanarak Türkçeye uyarlanan uzamsal kaygı ölçeğinin üniversite öğrencileri için geçerli ve güvenilir bir ölçme aracı olduğu söylenebilir. Diğer taraftan bu araştırma üniversite öğrencileriyle gerçekleştirilmiştir. Yapılacak araştırmalarla uyarlaması yapılan ölçeğin psikometrik özellikleri farklı eğitim seviyeleri ve yaş grupları için test edilebilir.

KAYNAKÇA

- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. In David A. Kenny (Eds.), *Methodology in the Social Sciences*. New York: The Guilford Press.
- Büyüköztürk, Ş. (2010). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı* (11. Baskı). Ankara: PegemA Yayıncılık.
- Clements, D. H. (1998). Geometric and spatial thinking in young children. *National Science Foundation, Arlington, VA*.1-42.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Contero, M., Naya, F., Company, P., Saorin, J. L., & Conesa, J. (2005). Improving visualization skills in engineering education. *IEEE Computer Graphics and Applications*, 25(5), 24–31.
- Costello, A.B. and Osborne J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10(7), 1-9.
- Creswell, J.W. & Clark, V.L.P. (2011). *Designing and conducting mixed methods research* (2nd edition). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Creswell, J.W., Fetters, M.D. & Ivankova, N. V. (2004). Designing a mixed methods study in primary care. *Annals of Family Medicine*, 2(1), 7–12.
- Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G. ve Büyüköztürk, Ş. (2010). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik: Spss ve Lisrel uygulamaları*. Ankara: PegemA Akademi.
- Deniz, Z. (2007). Psikolojik ölçme aracı uyarlama. *Ankara Üniversitesi Eğitim Bilimleri Fakültesi Dergisi*, 40(1), 1-16.
- Dursun, Ö. (2010). *The relationships among preservice teachers' spatial visualization ability, geometry self-efficacy, and spatial anxiety* (Yüksek Lisans Tezi). Orta Doğu Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Ekici, S., Irez, G. B., Saygin, O., Goksel, A. G., & Yıldız, Y. (2018). Investigation of spatial visualization and spatial anxiety of faculty of sport sciences and primary school teachers students of faculty of education. *European journal of Education Studies*, 4(9), 117-127.
- Erkek, Ö., & Işıksal-Bostan, M. (2015). The role of spatial anxiety, geometry self-efficacy and gender in predicting geometry achievement. *Elementary Education Online*, 14(1), 164-180.
- Erkek, Ö., Işıksal, M., & Çakıroğlu, E. (2017). Öğretmen adaylarının uzamsal görselleştirme yetenekleri ve uzamsal kaygıları üzerine bir çalışma. *Kastamonu Eğitim Dergisi*, 25(1), 33-50.

- Field, A. (2009) *Discovering statistics using SPSS* (3rd ed.). London: Sage Publications Ltd.
- Gable, R. K. (1986). Instrument development in the affective domain. Boston: Kluwer-Nijhoff Publishing.
- Gunderson, E. A., Ramirez, G., Beilock, S. L., & Levine, S. C. (2013). Teachers' spatial anxiety relates to 1st-and 2nd-graders' spatial learning. *Mind, Brain, and Education*, 7(3), 196–199.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate data analysis* (7th edition). United States of America: Pearson Education Limited.
- Hatcher, L. (1994). *A step-by-step approach to using the SAS® system for factor analysis and structural equation modeling*. Cary, N.C.: SAS Institute, Inc.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS™ command language*. Lincolnwood: Scientific Software International, Inc.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York: Guilford Press.
- Lawton, C. A. (1994). Gender differences in way-finding strategies: Relationship to spatial ability and spatial anxiety. *Sex Roles*, 30(11-12), 765–779.
- Linn, M. C., & Petersen, A. C. (1985). Emergence and characterization of sex differences in spatial ability: A meta-analysis. *Child Development*, 56(6), 1479–1498.
- Lohman, D.F. (1993, July). *Spatial Ability and G*. Paper presented at the first Spearman Seminar, University of Plymouth.
- Lyons, I. M., Ramirez, G., Maloney, E. A., Rendina, D. N., Levine, S. C., & Beilock, S. L. (2018). Spatial Anxiety: A novel questionnaire with subscales for measuring three aspects of spatial anxiety. *Journal of Numerical Cognition*, 4(3), 526–553.
- McGee, M. G. (1979). Human spatial abilities: Psychometric studies and environmental, genetic, hormonal, and neurological influences. *Psychological Bulletin*, 86(5), 889-918.
- Menard, S. (2002). *Applied logistic regression analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Mulligan, J. (2015). Looking within and beyond the geometry curriculum: Connecting spatial reasoning to mathematics learning. *ZDM Mathematics Education*, 47(3), 511–517.
- Olkun, S. (2003). Making connections: Improving spatial abilities with engineering drawing activities. *International Journal of Mathematics Teaching and Learning*, 3(1), 1–10.
- Pallant, J. (2011). *SPSS Survival manual: A step by step guide to data analysis using SPSS for Windows* (4th edition). McGraw Hill: Open University Press.
- Pellegrino, J. W., Alderton, D. L., & Shute, V. J. (1984). Understanding spatial ability. *Educational Psychologist*, 19(3), 239–253.
- Ramirez, G., Gunderson, E. A., Levine, S. C., & Beilock, S. L. (2012). Spatial anxiety relates to spatial abilities as a function of working memory in children. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 65(3), 474-487.
- Sarı, M. H. (2016). Uzamsal beceri ve uzamsal kaygı arasındaki ilişki: Sınıf öğretmeni adayları üzerine bir araştırma. *Turkish Journal of Computer and Mathematics Education*, 7(3), 646-658.
- Schmitz, S. (1999). Gender differences in acquisition of environmental knowledge related to wayfinding behavior, spatial anxiety and self-estimated environmental competencies. *Sex Roles*, 41(1-2), 71–93.

- Sipahi, B., Yurtkoru, E.S. ve ınko M. (2010). *Sosyal bilimlerde SPSS'le veri analizi*. İstanbul: Beta Yayıncılık.
- Sorby, S. (1999). Developing 3-D spatial visualization skills. *Engineering Design Graphics Journal*, 63(2), 21-32.
- Şimşek, Ö. F. (2007). *Yapısal eşitlik modellemesine giriş: Temel ilkeler ve LISREL uygulamaları*. Ankara: Ekinoks Yayıncılık.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6th edition). Boston,MA: Pearson.
- Turğut, M., & Yılmaz, S. (2012). İlköğretim 7. ve 8. sınıf öğrencilerinin uzamsal yeteneklerinin incelenmesi. *Dicle Üniversitesi Ziya Gökalp Eğitim Fakültesi Dergisi*, 19, 69–79.
- Uttal, D. H., Meadow, N. G., Tipton, E., Hand, L. L., Alden, A. R., Warren, C., & Newcombe, N. S. (2013). The malleability of spatial skills: A meta-analysis of training studies. *Psychological Bulletin*, 139, 352-402.

THE ADAPTATION OF SPATIAL ANXIETY SCALE INTO TURKISH: VALIDITY AND RELIABILITY STUDIES

EXTENDED ABSTRACT

This study aims to define psychometric properties by adapting the Spatial Anxiety Scale developed by Lyons and others (2018) to Turkish culture and Turkish language. The study is designed as a phased mixed method by using both qualitative and quantitative research approaches to adapt a scale that is developed in a different culture and language to Turkish culture and Turkish language. The study group consists of 1169 university students studying in different departments/programs of two public universities. Within the scope of the validity studies of the scale, the data set consisting of 1169 students were divided into two data sets ($n_1 = 585$, $n_2 = 584$) by random assignment to carry out the Exploratory Factor Analysis (EFA) and the Confirmatory Factor Analysis (CFA) studies. The original scale consists of 24 items and 3 factors (mental manipulation, imagery, navigation). Translation works are conducted, and the relation between the data obtained from the English and the Turkish forms were evaluated to ensure the language validity of the scale. Afterward, the suitability of the scale items to Turkish culture and language validity are determined by consulting the opinions of the experts of assessment and evaluation, psychological counseling and guidance, and mathematics education. The original scale and the Turkish translation were applied to 48 students who are fluent in both languages, within the scope of language validity. The large effect size (Cohen, 1988) between the scores obtained from the original scale and the Turkish translation showed that the English and Turkish forms are equivalent, and the language validity is ensured.

A 3-factor construct containing 21 items and explaining 55,856% of the variance is obtained as a result of the EFA conducted within the scope of content validity. In the structure obtained, it is determined that the items in the first factor are related to mental manipulation, the items in the second factor are related to the imagery, and the items in the third factor are related to navigation. Therefore, it can be said that the construct obtained in this study is coherent with the original scale (Lyons et al., 2018). CFA was conducted to test the validity of the 3-factor construct obtained by EFA for another study group. It has been identified that the standardized factor loads varied between .55 and .77, and the square (R^2) of the standardized factor loads ranged between .31 and .59 according to the second level CFA result. The goodness of fit values are calculated as $\chi^2/sd=2.72$, $RMSEA=.055$, $RMR=0.58$, $SRMR=.045$, $GFI=.92$, $AGFI=.90$, $CFI=.98$, $NFI=.97$, $NNFI=.98$. According to these results, $\chi^2/sd<5$, GFI , $AGFI>.90$ values are acceptable, and $RMSEA$, RMR , $SRMR <.05$ and CFI , NFI , $NNFI>.95$ are excellent goodness of fit values (Brown, 2006; okluk et al., 2010; Hair et al., 2014; ŐimŐek, 2007; Tabachnick and Fidell, 2013). In addition, it is determined that the correlation coefficients calculated between the factors and the scale are sufficient. Therefore, it can be said that the 3-factor construct is validated through CFA. In addition, the corrected item-total correlations and the significance of t values ($p<.05$) for comparing the 27% lower and upper group averages between the 27% upper and

lower groups ($p < .05$) were high in the discrimination levels of the items and they tended to measure the same behavior with the factors they were found. (Büyüköztürk, 2010). It can be said that the construct validity of the scale is ensured according to these results.

Cronbach Alpha and Guttman split-half reliability coefficients and composite reliability coefficients of the data obtained from the spatial anxiety scale in terms of internal consistency is calculated as for the mental consistency factor as .868, .837, .87; for the imagery factor as .816, .813, .82; for the direction factor as .868, .850, .87; and for the overall scale as .906, .788, .95. Kline (2011, p.70) states that generally reliability coefficient is perfect around .90, very good around .80, sufficient around .70, and insufficient below .50. Therefore, it can be said that the internal consistency coefficients calculated for sub-scales are at a very good level. The Cronbach Alpha internal consistency coefficient indicates excellent reliability when the general reliability coefficients calculated for the scale are examined, while the Guttman split-half coefficient points out that the reliability of the scale is close to very good. The composite reliability coefficients calculated using the values obtained from DFA, above .70, indicate that the reliability is at a good level (Hair et al. 2014). The composite reliability coefficients calculated for the sub-factors and the scale, in general, indicate that the reliability of the measurement tool is very good. In addition, the total correlations of the corrected items proved that the scaling tool is reliable. It can be said that based on these results the evaluation tool is reliable.

As explained above, in this study, both validity (language validity, construct validity) and reliability studies gave positive results that met the adequate validity and reliability criteria specified in the literature. It can be said that based on this result the spatial anxiety scale adapted to the Turkish language is a valid and reliable evaluation tool for university students. On the other hand, this study is conducted with university students. The psychometric properties of the scale adapted with the researches can be tested for different education levels and age groups.