

Sınıf Hata İklimi Ölçeğinin Türkçeye Uyarlama Çalışması

The Adaptation of the Perceived Error Climate Scale Into Turkish

Senem KALAÇ¹ 

Merve ÖZKAYA² 

Alper Cihan KONYALIOĞLU² 

¹Millî Eğitim Bakanlığı, Van, Türkiye

²Atatürk Üniversitesi, Kazım Karabekir Eğitim Fakültesi, Matematik Eğitimi Anabilim Dalı, Erzurum, Türkiye

öz

Bu araştırmanın amacı Steuer, Rosentritt-Brunn ve Dresel (2013) tarafından, sınıf içi algılanan hata iklimini ölçmek için geliştirilen Sınıf Hata İklimi Ölçeğini Türkçeye uyarlamaktır. Ölçek dil eşdeğerliği çalışmalarının ve ön uygulamanın ardından 810 ortaokul öğrencisine uygulanmıştır. Ölçeğin Türk örnekleminde faktör yapısının belirlenmesi için 350 ortaokul öğrencisine uygulanmış, geçerlik ve güvenilirlik analizleri yapılmıştır. Aynı faktör altındaki üç madde geçerlilik ve güvenilirliği kabul edilir düzeyin altında olduğu, bir maddede iki faktör altında birbirine yakın yükler aldığı için ölçekten çıkarılmıştır. Açımlayıcı faktör analizi sonucunda yedi faktör ve 27 maddeden oluşan bir model elde edilmiştir. Modelin uyumunu belirleyebilmek için 460 ortaokul öğrencisinden elde edilen veriler üzerinde doğrulayıcı faktör analizi uygulanmıştır. Ölçeğin yedi faktörlü 27 maddeden oluşan yapısının model uyum indeksleri kabul edilir sınırlar içinde bulunmuş ve modeli doğrulamıştır (CMİN/DF: 2.99; RMSEA: 0,04; SRMR: 0,05; CFI: 0,92; GFI: 0,91). Ölçeğin iç tutarlılık Cronbach Alpha katsayısı 0,86 olarak bulunmuş ve faktörlerin iç tutarlılık katsayıları .73 ile .89 arasında tespit edilmiştir. DFA sonucunda faktörlerin CR yapı güvenilirliği 0,69 ile 0,90 arasında bulunmuştur. Elde edilen bulgulara göre "Sınıf Hata İklimi Ölçeği" Türkiye'de kullanılabilecek güvenilirliği ve geçerliği olan bir ölçme aracı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Sınıf, hata iklimi ölçeği, geçerlik, güvenilirlik

ABSTRACT

The aim of this study is to adapt the Perceived Error Climate Scale, which was developed by Steuer, Rosentritt-Brunn, and Dresel (2013) to measure the perceived error climate in the classroom into Turkish. The scale was applied to 810 secondary school students after language equivalence studies and pre-application. In order to determine the factor structure of the scale in the Turkish sample, it was applied to 350 secondary school students, and validity and reliability analyzes were made. Three items under the same factor were removed from the scale because their validity and reliability were below an acceptable level, and one item had similar loads under two factors. As a result of the exploratory factor analysis, a model consisting of seven factors and 27 items was obtained. In order to determine the model fit, confirmatory factor analysis was applied on the data obtained from 460 secondary school students. The model fit indices of the seven-factor structure of the scale, consisting of 27 items, were found within acceptable limits and validated the model (CMİN/DF: 2.99; RMSEA: 0.04; SRMR: 0.05; CFI: 0.92; GFI: 0.91). The internal consistency Cronbach Alpha coefficient of the scale was found to be 0.86 and the internal consistency coefficients of the factors were found between 0.73 and 0.89. As a result confirmatory factor analysis, the CR construct reliability of the factors was found between 0.69 and v. According to the findings, it was concluded that the "Classroom Error Climate Scale" is a reliable and valid measurement tool that can be used in Turkey.

Keywords: Classroom, error climate scale, validity, reliability

Giriş

Öğrenme ortamlarında öğrencinin hata yapması engellenemez bir durumdur. Önemli olan hata yapmayı engellenmenin gerekli olup olmadığına karar vermektir. Davranışçı yaklaşıma sahip sınıf ortamları hata yapmayı olumlu karşılamazken yapılandırmacı sınıf ortamları hatayı öğrenme ortamının doğal bir unsuru ve bir öğretim aracı olarak kabul eder (Borasi, 1989; Steuer ve ark., 2013). Temelleri yapılandırmacı bilgi kuramına ve üstbilşe dayanan negatif bilgi kavramının ortaya çıkmasıyla birlikte, öğretim ortamlarında bu bilgiden yararlanmanın önemi araştırılmaya başlanmıştır (Oser ve ark., 1999). Negatif bilgi neyin nasıl yapılmaması hakkındaki bilgidir (Gartmeier ve ark., 2008; Minsky, 1994; Oser & Spychiger,

2005). Bu tanıma göre negatif bilgi başarısızlık ve tecrübelerden öğrenmeye önem veren, neyin yanlış olduğunu ve nelerden kaçınılması gerektiğini bilmeye yönelik olan bilgidir. Araştırmalara göre negatif bilgi hata ve başarısızlıklardan öğrenme ile doğrudan ilişkilidir (Borasi, 1996; Spychiger ve ark., 2006). Akpınar ve Akdoğan (2010)'a göre negatif bilgi duyuşsal özelliklerin yanında; deneyimler üzerinde düşünme fırsatı sağlarken problem çözme ve üst düzey düşünme becerisi de kazandırmaktadır. Tüm bunlardan yola çıkarak negatif bilginin görevi için hata ve başarısızlıklardan hata yapmayı önleyecek şekilde yararlanmak denebilir.

Yapılandırmacı yaklaşımla beraber hatalar sınıf ortamında uzak durulması gereken unsurlar

Geliş Tarihi/Received: 08.02.2022

Kabul Tarihi/Accepted: 18.02.2022

Sorumlu Yazar/Corresponding Author:

Senem KALAÇ

E-posta: senemkalac@gmail.com

Cite this article: Kalaç, S., Özkaya, M., & Konyalıoğlu, A. C. (2022). The adaptation of the perceived error climate scale into Turkish. *Educational Academic Research*, 44(1),100-109.



Content of this journal is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

olmaktan çıkmış ve hatalardan öğrenme, negatif bilgiyi destekleyen bir öğretim aktivitesi haline gelmiştir (Heinze, 2005; Tauber, 2009). Hataların bir öğretim aktivitesi olarak kullanılmasının öğrenci başarısını artırdığını gösteren birçok çalışma mevcuttur (Barbieri & Booth, 2020; Durkin & Rittle-Johnson, 2012; Heinze & Reiss, 2007; Rach ve ark., 2013; Rittle-Johnson & Star, 2009; Yıldırım, 2019). Bir öğretim aktivitesi olarak kullanılmasının ötesinde sınıf içerisindeki hatalar farklı açılardan değerlendirilebilir. Bunlardan biri de öğretmenlerin hatalara müdahalesel yaklaşımlarıdır. Santagata (2002), öğretmenlerin sınıf içerisindeki hatalara karşı nasıl müdahale ettiklerinin önemine dikkat çekmektedir. Öğretmenlerin hataya karşı müdahale şekillerini belirlemede en önemli unsurlardan biri de sınıf içinde algılanan hata iklimidir (Steuer ve ark., 2013).

Her sınıfın kendine özgü bir öğrenme ortamı vardır ve bu ortam içinde öğrenci ve öğretmenlerin hatalara karşı farklı tutum, davranış ve algıları vardır. Hata iklimi veya hata kültürü olarak tanımlanan bu durum sınıfın öğrenme ortamında hataların öğrenme sürecinin ayrılmaz unsurları olarak değerlendirilmesi ve kullanılmasıdır (Steuer ve ark., 2013). Bu şekilde hatalara öğrenme sürecinde yer vermek olumlu hata iklimi oluşturmaya zemin hazırlar. Böylesi sınıf ortamlarında öğrenciler hatalar hakkında iletişime açık olur ve hatalarla başa çıkabilir. Öğretmenler ise öğrencilerin hatalarını kabul eder, onları öğrenme fırsatları olarak değerlendirir, engelleyici bir tutum yerine hoşgörülü bir tavır sergiler (Borasi, 1988; Oser & Spychiger, 2005).

Hatalardan öğrenebilmek için öncelikle onlara öğrenme fırsatı gözüyle bakmak gerekir. Borasi (1988) hataları öğrenme ortamında kullanımının önemine vurgu yapmış ve onları öğretimde bir sıçrama tahtasına benzetmiştir. Yapılan araştırmalarda öğretmenlerin genel olarak hatalara olumlu gözle baktığı fakat sınıf içinde hataları nasıl kullanacaklarını bilmedikleri ortaya çıkmıştır (Özkaya & Konyaloğlu, 2019; Palkki & Hastö, 2018). Öğretmenlerin sınıf içinde hataları öğrenme fırsatı olarak kullandıkları çalışmalarda öğrencilerde daha düşük bilişsel kaygılar olduğu ve hataları sınıf içinde etkin kullanan öğretmenlerin öğrencilerinin hatalara karşı olumlu tutum sergiledikleri tespit edilmiştir. Bunun aksine hataya engelleyici tutum ve davranışlar hatalardan öğrenme olasılığını da azaltmaktadır. Sınıf içi olumlu hata iklimleri hem bilişsel kaygıları azaltmakta hem de duyuşsal anlamda olumlu sonuçlar vermektedir (Heinze & Reiss, 2007; Oser & Spychiger, 2005).

Hatalar öğretimin niteliğini artırmak için önemli bir rol oynar (NCTM, 1989; 1991). Yapılan çalışmaların çoğu öğretmen veya öğretmen adaylarının kavramsal olarak hataları belirleyip belirleyememe durumu üzerine yoğunlaşmıştır (Chick & Baker, 2005; Baker & Chick, 2006; Peng & Luo, 2009; Demirci ve ark., 2017). Oysaki bu durum sadece öğretmenlerin alan bilgisiyle ilişkilidir. Sınıf içerisindeki olumlu hata ikliminde öğretmenden beklenen hataların direkt düzeltilmesi değil öğrenme ortamında hataların kullanılmasıdır (Rach ve ark., 2013). Bunu yapabilmesi için bir öğretmenin sınıfta algılanan hata iklimini bilmesi önemli bir noktadır.

Sınıf Hata İklimi Ölçeği

Hatalara karşı tutum, davranış ve algıları ölçmek için alan yazında az sayıda ölçek mevcuttur. Ölçeklerden bazıları ilk geliştirilmiş ölçekken bazıları var olan ölçeği farklı alanlara uyarlamakta bazıları ise farklı kültürlere uyarlamaktadır. Bunlardan bir kısmı şu şekildedir:

Sınıf Hata Kültürü Ölçeği, Spychiger ve ark. (2006) tarafından geliştirilen sınıf içi hata kültürünü ölçmeyi hedefleyen ölçektir.

Hata temelli öğrenme ölçeği; Aksu ve ark. (2016) Türkçeye uyarladığı ölçek Spychiger ve ark. tarafından (1998) geliştirilmiş ve Heinze (2005) tarafından sekiz ve dokuzuncu sınıf öğrencilerinin kendilerinin ve öğretmenlerinin hataya karşı yönelimlerini ölçmek için matematik derslerine uyarlanmıştır.

Hata Yönelim Ölçeği (Error Orientation Questionnaire), Rybowski ve ark. (1999) tarafından geliştirilen hatalarla baş etme davranışlarını ölçen sekiz alt boyutlu bir ölçektir.

Hata Yönelim Motivasyon Ölçeği (Error-Oriented Motivation Scale), Schell (2012) tarafından geliştirilen hata yönelim ölçeğine benzer yönler taşımakla beraber motivasyon ve hedef yönelimlerini de belirlemeye çalışan bir ölçektir.

Çalışmamızda Türkçe uyarlamasını yaptığımız ölçek ise Steuer ve ark. (2013) tarafından matematik derslerinde sınıf içinde algılanan hata iklimini belirlemek için geliştirilmiş sekiz alt boyutlu 31 maddeden oluşan bir ölçektir. Ölçeğin sınıf hata iklimini ortaya koymaya çalışan kapsamlı bir ölçek olması ve sonuçları itibarıyla öğretmenlere sınıf hata iklimini belirlemede ve düzenlemede yardımcı olacağı düşünüldüğü için ölçeğin uyarlaması değerli görülmüştür. Ölçeğin analizler neticesinde elde ettiğimiz Türkçe eşdeğerliği makale sonunda ekte verilmiştir.

Steuer ve ark. (2013) sınıf hata ikliminin sekiz alt boyutu olduğunu belirtmiş ve bu alt boyutların birbiriyle ilişkili olduğunu ifade etmişlerdir. Öğrencilerin öğrenme süreçlerinde sınıflarda algılanan hata ikliminin önemli olduğunu öne süren Steuer ve ark. sınıf içi hata iklimini ölçmek için 31 madde ve sekiz faktörden oluşan 6. ve 7. sınıflarda uyguladıkları öğrenciler için Sınıf Hata İklimi Ölçeğini (Perceived Error Climate Scale) geliştirmişlerdir. Ölçek matematik derslerinde oluşan sınıf içi hata iklimini ölçmek amacıyla Almanya'da bulunan 56 sınıftan 1116 ortaokul öğrencisine uygulanmıştır. Ölçek, 1'den 5'e kadar likert tipli olup 1, katılımcıların ifadeye kesinlikle katılmadığını; 5, katılımcıların ifadeye kesinlikle katıldığını belirtmektedir. Ölçekte;

- A1. Öğretmenin hata toleransı 4 madde
- A2. Hataların değerlendirmeden bağımsız oluşu 4 madde
- A3. Hataların ardından gelen öğretmen desteği 4 madde
- A4. Öğretmenin hatalara karşı olumsuz tepkilerinin olmaması 4 madde
- A5. Sınıf arkadaşlarının hata yapana olumsuz tepkilerinin olmaması 4 madde
- A6. Hata yapma riskini alma 3madde
- A7. Hataların analizi 4 madde
- A8. Hataların öğrenme için işlevselliği 4 madde olmak üzere 8 faktör 31 madde bulunmaktadır. Ölçekte 16 madde anlamca olumsuz maddeler olup ters kodlanması gerekmektedir. Faktörlerin iç tutarlılık katsayıları olan Cronbach Alfa değerleri 0,70 ile 0,86 arasındadır.

Son yıllarda hataların sınıf içerisinde kullanılmasına ilişkin araştırmaların arttığı görülmektedir (Barbieri & Booth, 2020; Durkin & Rittle-Johnson, 2012; Rach ve ark., 2013; Yıldırım, 2019). Sınıf içerisinde hatalara karşı öğretmen müdahalelerinin de ortaya konulduğu araştırmalar mevcuttur (Türkdoğan & Baki, 2012; Didiş Kabar & Amaç, 2018; Son, 2013). Bu çalışmalar ışığında sınıf içerisinde hata ikliminin belirlenmesinin önemli olduğu düşünülmektedir.

Bu araştırmanın amacı Steuer ve ark. (2013) tarafından geliştirilen Sınıf Hata İklimi Ölçeğini Türkçeye uyarlamaktır. Bu ölçeğin Türkçeye uyarlanmasıyla Türkiye'deki ortaokul sınıflarında mate-

matik derslerinde algılanan hata ikliminin araştırılmasına imkan sağlayacak geçerliliği ve güvenilirliği olan bir ölçme aracı alan yazına kazandırılmış olacaktır.

Yöntem

Bu çalışmada sınıf içerisindeki hata iklimini değerlendirmek için geliştirilmiş olan Sınıf Hata İklimi Ölçeğinin (Perceived Error Climate Scale) geçerlik ve güvenilirlik çalışmasının yapılarak Türkiye'deki öğrencilere uygulanabilmesini sağlamak amaçlanmıştır.

Katılımcılar

Araştırmanın evrenini Van ilinde bulunan ortaokullar, araştırmanın örneklemini ise 2021-2022 öğretim yılında Van ilinin merkez ilçelerinde bulunan altı farklı ortaokulda öğrenim gören (5, 6, 7 ve 8. sınıflar) 810 (412 kız, 398 erkek) öğrenci oluşturmaktadır. Bu öğrencilerden örnekleme seçilen okullar ve sınıflar amaçlı örnekleme yöntemiyle seçilmişlerdir. Amaçlı örnekleme; araştırmacının çalıştığı konu hakkında araştırmanın amacına hitap edecek en iyi bilgiyi sağlamak için hangi katılımcıların seçilmesi gerektiği konusunda bir yargıya varmasıyla oluşur (McMillan & Schumacher, 2010). Bu doğrultuda ölçeğin uyarlanma sürecinde faktörlerin tekrar belirlendiği modeli ortaya koymak için 350 öğrenciden, modeli test etmek için ise 460 öğrenciden oluşan çalışma gruplarından veriler toplanmıştır. Çalışmalarda küçük örneklemelerin ilişkiyi kestirme gücünün zayıf olacağı öngörüldüğü için madde sayısının beş katından fazla örneklem hacmine sahip olunması tavsiye edilmektedir (Büyüköztürk, 2002; Yaşlıoğlu, 2017). Yapılan çalışmada hem AFA aşamasında hem de DFA aşamasında madde sayısının on katından fazla sayıya sahip çalışma gruplarından veriler toplanmış ve analiz edilmiştir. Bu bağlamda araştırmanın çalışma gruplarının yeterli büyüklükte olduğu söylenebilir. Örnekleme seçilen öğrenci sayılarının sınıflara ve öğrencilerin cinsiyetlerine göre dağılımı Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1.
Örnekleme'deki Öğrencilerin Sınıflara ve Öğrencilerin Cinsiyetlere Göre Dağılımları

Değişken	Alt Değişken	Frekans	Yüzde
Cinsiyet	Kız	412	50,8
	Erkek	398	49,2
Sınıf	5.sınıf	126	15,5
	6.sınıf	213	26,3
	7.sınıf	230	28,4
	8.sınıf	241	29,7

Araştırmaya 5.sınıftan 126 öğrenci, 6. sınıftan 213 öğrenci, 7. sınıftan 230 öğrenci 8. sınıftan 241 öğrenci dahil edilmiştir. Öğrencilerin %50,8'ini kız (412) öğrenciler, %49,2'sini erkek (398) öğrenciler oluşturmaktadır.

Uygulama

Ölçek geliştirme çalışmalarında maddelerin nasıl bir yapı oluşturacağı ve faktör sayısı bilinmediği için çalışmaya AFA (açımlayıcı faktör analizi) ile başlanır. Uyarlama çalışmalarında ise faktör yapısı bilindiği için Türkçe form eşdeğerliği sağlandıktan sonra DFA (doğrulamalı faktör analizi) ile toplanan veriler test edilmektedir (Büyüköztürk, 2002; Gürbüz, 2021; Yaşlıoğlu, 2017). Fakat farklı kültürlerdeki anlayış, dil, beceri ve tutumlar ölçeklere verilen yanıtları ve dolayısıyla faktör yapısını da etkileyeceği için uyarlama çalışmalarına da AFA ile başlanması sonrasında ise yeni bir örneklem üzerinde oluşan modeli test etmek için DFA yapılması önerilmektedir (Orçan, 2018). Yaptığımız çalışmada da kültürel farklılıklar oluşması durumunda orijinal yapının korunamayacağı

düşünüldüğünden öncelikle AFA ve güvenilirlik çalışmaları yapılmasına, sonrasında da güvenilir olduğu kanıtlanan model için farklı bir örneklem grubundan toplanan verilerle DFA yapılmasına karar verilmiştir.

Ölçeğin Türkçe formunu oluşturmak için ilk aşamada dil geçerliliği sağlanmaya çalışılmıştır. Bu bağlamda dört yabancı dil uzmanından, iki Türkçe dil uzmanından ve iki eğitim alan uzmanından görüş alınmıştır. Yabancı dil uzmanları birbirinden bağımsız bir şekilde anketi ayrı ayrı Türkçeye çevirmişlerdir. Türkçe dil uzmanları bir araya gelerek gerçekleştirilen çevirileri incelemişlerdir. Türk kültürüne en yakın çeviriler belirlenmiş ve ardından ölçek ana diline geri çevrilmiştir. Ana dilde herhangi bir anlamsal farklılık olmadığı görülmüştür. İki eğitim alanı uzmanı tarafından çevrilen maddelerin içeriksel olarak kontrolü sağlanmıştır. Ardından maddelerin anlaşılabilirliği için 30 öğrenci ile bir ön çalışma yapılmıştır. Öğrencilerin maddeler hakkındaki fikirleri alınmış bu doğrultuda ölçekte anlaşılabilirliği artıracak ana anlamı bozmayan düzenlemeler yapılmıştır.

Ölçeğin dilsel uyarlama sürecinin ardından maddelerin güvenilirliğini test etmek amacıyla 100 öğrenci üzerinde pilot uygulama yapılmıştır. Uygulama sonucunda ölçeğin iç tutarlılık katsayısı olan Cronbach Alpha değeri .84 bulunurken 1., 2., 6., 17. ve 25. maddelerin düzeltilmiş toplam korelasyon değerlerinin 0-0.30 aralığında olduğu diğer maddelerin madde toplam korelasyonlarının .30'dan yüksek olduğu görülmüştür. Madde toplam korelasyonu .30'dan büyük olan maddeler iyi ayırt ediciler olarak görülürken .30'un altında olan maddeler düzeltilmesi veya çıkarılması gereken maddelerdir (Büyüköztürk, 2020). Bu maddelerin üçü *A1.Öğretmenin hata toleransı* faktörüne ait maddeler olduğu için ölçekten çıkarmak faktör kaybına sebep olacağından maddeler üzerinde ana anlamı bozmayacak şekilde düzenlemeler yapılmıştır.

Sınıf Hata İklimi Ölçeğinin Türk örnekleminde faktör yapısının belirlenmesi amacıyla öncelikle açımlayıcı faktör analizi, açımlayıcı faktör analizi sonucu elde edilen modelin sınanması amacıyla doğrulamalı faktör analizi uygulanmıştır. Son olarak ölçme aracının ve ayrı ayrı faktörlerin Cronbach Alpha iç tutarlılık katsayısı ve faktörlerin CR yapı güvenilirliği incelenmiştir.

Bulgular

Bu kısımda açımlayıcı ve doğrulamalı faktör analizinden elde edilen bulgulara ve ölçeğe ait güvenilirlik bulgularına yer verilmiştir.

Açımlayıcı Faktör Analizine Ait Bulgular

AFA ve güvenilirlik hesaplamaları SPSS 20.0 (IBM SPSS Statistics for Windows, Version 20.0. Armonk, NY: IBM Corp.) programıyla yapılmıştır. Örneklem grubu 350 ortaokul öğrencisinden oluşmaktadır (61 beşinci sınıf; 75 altıncı sınıf; 101 yedinci sınıf; 113 sekizinci sınıf). Bu çalışmada AFA yapılırken yorumlanması en kolay ve en çok tercih edilen temel bileşenler matrisi ve faktörler arasındaki ilişkiler göz önüne alınarak verilere en çok uyan sonuçlar arandığı için eğik döndürme (direct oblimin) yöntemleri uygulanmıştır. Veri setinin faktör analizine uygun olup olmadığı KMO değeri ve Barlett testinden görülmektedir. KMO değeri 0 ile 1 arasında değerler almakla birlikte .80'ün üstü değerler çok iyi değerler olarak görülürken Barlett testinin de anlamlı ($p < .05$) çıkması beklenir (Büyüköztürk, 2002; Yaşlıoğlu, 2017). Değerler incelendiğinde KMO 0,82 çıkarken Barlett testi anlamlı bulunmuştur ($p < .05$). Bu durumda analize devam edilmiştir. Eğik döndürme sonucu oluşan yapı Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2.
Eğik Döndürme Sonucunda Oluşan Örüntü Matrisi

Madde	Faktörler							
	A2	A5	A7	A6	A1	A3	A4	A8
M5	0,807							
M9	0,793							
M15	0,732							
M23	0,673							
M8		0,907						
M13		0,879						
M3		0,859						
M22		0,752						
M31			0,821					
M30			0,758					
M29			0,752					
M2				0,829				
M1				0,782				
M4				0,750				
M6					0,785			
M17					0,783			
M25					0,774			
M10						0,812		
M12						0,791		
M7						0,761		
M18							-0,688	
M20							-0,657	
M16							-0,603	
M11							-0,541	
M19							-0,489	
M14							-0,487	
M24								0,825
M28								0,655
M21								0,606
M26		0,345						0,558
M27								0,502

Açımlayıcı faktör analizi sonucunda maddelerin orijinal ölçekteki gibi 8 faktöre ayrıldığı ve ayrılan faktörlerin toplam varyansın 0,62'sini açıkladığı görülmüştür. Açıklanan varyansın toplam varyansın üçte ikisini geçmesi önemli görülür (Büyüköztürk, 2002). Yapı matrisi incelendiğinde üç maddenin olmaları gereken faktörlerinin dışında faktörlerin altında yük aldığı tespit edilmiştir. Bu maddelerin (M14, M19 ve M26) olmaları gereken faktörlerle Türk örnekleminde yük aldıkları faktörler incelenmiştir. Bu maddelerin orijinal ölçekteki faktörleri ve Türk örneklemindeki faktörleri arasındaki ilişkiye bakılmıştır. İki faktör arasında Pearson korelasyon değerleri hesaplanmıştır. Bu değerler Tablo 3 'te gösterildiği gibidir.

Tablo 3.
Maddelerin Örneklemlerdeki Yerleri ve Faktörler Arasındaki İlişki

Madde	Orijinal ölçekteki yeri	Türk örneklemindeki yeri	Pearson korelasyon değeri
M14	A1.Öğretmenin hata toleransı	A4. Hatalara karşı olumsuz öğretmen tepkilerinin yokluğu	0,311 $p < ,01$
M19	A3.Hataları takip eden öğretmen desteği	A4. Hatalara karşı olumsuz öğretmen tepkilerinin yokluğu	0,44 $p < ,01$
M26	A7.Hataların analizi	A8. Öğrenme için hataların işlevselliği	0,47 $p < ,01$

Tablo 3 incelendiğinde üç maddenin de yük aldığı faktörler ile orijinal faktörleri arasındaki korelasyon değerleri maddelerin Türk örnekleminde altında toplandıkları faktörlerle anlamlı şekilde pozitif ilişkili olduğu görülmüştür ($p < ,05$). Ayrıca uzman görüşüne de başvurulmuş maddeler Türk örneklemindeki toplandıkları faktörlerde bırakılmıştır. Böylece ölçek yapısı 8 faktör olarak belirlenmiş ve analizlere devam edilmiştir. Ölçeğin güvenilirlik analizleri için hem tüm anketin hem de faktörlerin ayrı ayrı iç tutarlılık katsayılarına bakılmıştır. Tüm anketin iç tutarlılık Cronbach Alpha katsayısı 0,87 olarak hesaplanmıştır. Faktörlerin iç tutarlılık katsayıları ve ortalamaları Tablo 4'te yer almaktadır.

Tablo 4.
Faktör İç Tutarlılıkları ve Ortalamaları

Faktörler	N*	α^*	Ortalamalar
A1.	3	0,54	10,80
A2.	4	0,80	16,90
A3.	3	0,73	13,62
A4.	6	0,75	26,64
A5.	4	0,89	15,80
A6.	3	0,77	10,47
A7.	3	0,78	12,32
A8.	5	0,76	19,69

N = Madde sayısı; α^* : Cronbach Alpha iç tutarlılık katsayısı

Tablo 4 incelendiğinde A1 faktörü dışındaki faktörlerin iç tutarlılıkları kabul edilir düzeyin üzerindedir (Büyüköztürk, 2002; Yaşlıoğlu, 2017). A1 faktörünün iç tutarlılığı .56 bulunmuş ve bu değer faktör iç tutarlılığı için yeterli bir güvenilirlik değildir. Bu faktöre ait maddeler incelendiğinde maddelerin aynı zamanda ön uygulamada madde toplam korelasyonları 0,30'un altında çıkan maddeler olduğu görülmüştür. Bu maddeler AFA yapıldığında tek bir faktör altında toplanmışlardır ve aldıkları madde yükleri de .45'in üzerinde iyi derecededir (Büyüköztürk, 2002). Madde toplam korelasyonlarına bakıldığında 6. maddenin 0,11 değerini aldığı ve bu değer .30'dan küçük olduğu görülmüştür. Bu madde analizden çıkarılıp AFA tekrar edildiğinde 17. ve 25. madde tekrar aynı faktör altında toplanmış fakat güvenilirlikleri için Cronbach Alpha iç tutarlılık katsayısına bakıldığında .44 olarak kabul edilir düzeyin çok altında çıkmıştır (Büyüköztürk, 2020; Yaşlıoğlu, 2017). Bu sebeplerden dolayı A1 faktöründeki 6. madde, 17. madde ve 25. madde ölçekten çıkarılmıştır. İki faktör altında aralarındaki fark 0,1'den daha az olacak şekilde yük alan 26. madde de ölçekten çıkarılmıştır (Çokluk ve ark., 2012). Kalan 27 madde tekrar AFA ile test edilmiştir. KMO katsayısı 0,82 ve Barlett Testi anlamlı çıktığı için ($p < ,05$) analize devam edilmiştir. Eğik döndürme sonucu oluşan yapı Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5.
Eğik Döndürme Sonucunda Oluşan Örüntü Matrisi

Madde	Faktörler							
	A4	A5	A7	A2	A6	A3	A8	
M18	0,768							
M16	0,676							
M20	0,606							
M19	0,545							
M11	0,508							
M14	0,326							
M8		-0,926						
M13		-0,896						
M3		-0,825						

Tablo 5.
Eğik Döndürme Sonucunda Oluşan Örüntü Matrisi (Devamı)

Madde	Faktörler						
	A4	A5	A7	A2	A6	A3	A8
M22		-0,732					
M31			0,840				
M29			0,824				
M30			0,767				
M5				0,825			
M15				0,788			
M9				0,779			
M23				0,634			
M2					0,928		
M1					0,801		
M4					0,685		
M10						0,850	
M12						0,774	
M7						0,738	
M24							0,789
M28							0,716
M27							0,675
M21	0,400						0,593

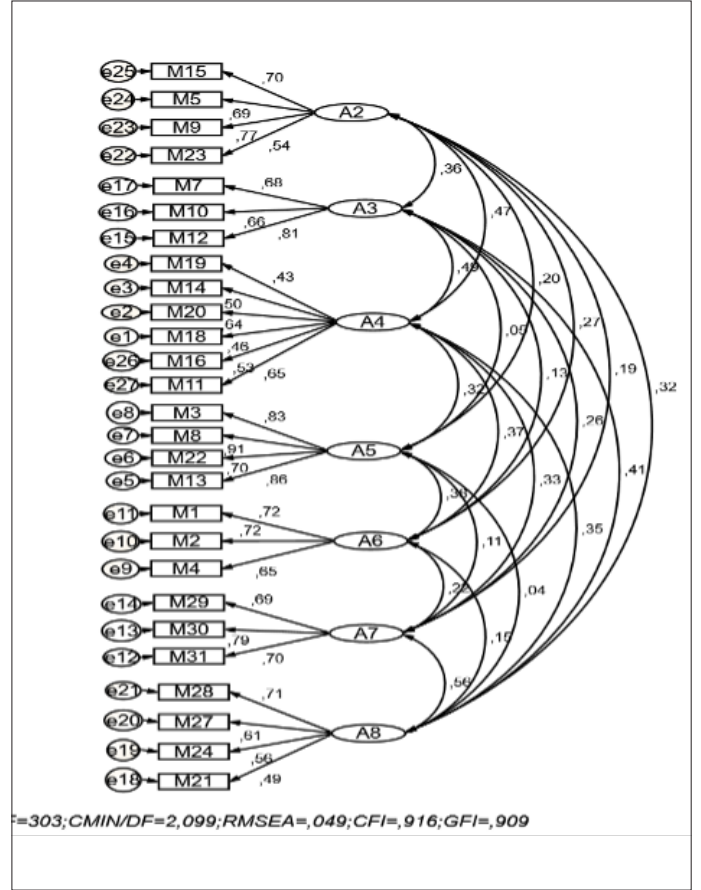
Tablo 5 incelendiğinde yapı matrisinde 7 faktör oluştuğu gözlenmektedir. Faktörlerin altında toplanan madde yükleri 0,32-0,92 arasında değişmekte ve M21 dışında her biri tek bir faktörde yük almaktadır. M21. A4 ve A8 faktörlerinin altında yük almasına rağmen iki faktör arasındaki yük farkı .10'dan büyük olduğu için (0,593-400=0,193) madde fazla yük aldığı faktörde bırakılmıştır. Son yapılan AFA sonucunda Sınıf Hata İklimi Ölçeğinin 7 faktör 27 maddeden oluştuğu görülmüştür. Çıkarılan maddeler diğer maddelerin faktör dengesini bozmamaktadır. Faktör yük değerlerinin .40 ya da daha yüksek olması seçim için iyi bir ölçüdür. Ancak uygulamada az sayıda madde için bu sınır değer .30'a kadar inebilir (Büyükoztürk, 2002). Tüm maddelerin sahip oldukları faktörler altındaki aldıkları yüklere bakıldığında hepsinin analiz için ideal durumda oldukları görülmektedir. AFA sonucunda oluşan modelin alt faktörleri;

- A2: Hataların değerlendirmeden bağımsızlığı 4 madde (M5, M9, M15 ve M23).
- A3: Hataların ardından gelen öğretmen desteği 3 madde (M7, M10 ve M12).
- A4: Öğretmenin hatalara karşı olumsuz tepkilerinin olmaması 6 madde (M11, M14, M16, M18, M19 ve M20).
- A5: Sınıf arkadaşlarının hata yapana karşı olumsuz tepkilerinin olmaması 4 madde (M3, M8, M13 ve M22).
- A6: Hata yapma riskini alma 3 madde (M1, M2, M4).
- A7: Hataların analizi 3 madde (M29, M30, M31).
- A8: Hataların öğrenme için işlevselliği 4 madde (M21, M24, M27 ve M28) şeklindedir.

Yapılan açımlayıcı faktör analizi neticesinde modelimiz yedi faktör 27 maddeden oluşmaktadır. Oluşan bu yapıyı doğrulamak için doğrulayıcı faktör analizi aşamasına geçilmiştir.

Doğrulayıcı Faktör Analizine Ait Bulgular

Açımlayıcı faktör analizi neticesinde orijinal ölçekten farklı olarak yedi faktör ve 27 maddeye sahip bir model elde edilmiştir. Modelimizin farklı bir örnekleme de doğrulanıp doğrulanmadığını öğrenmek için ilk örneklemden farklı fakat aynı sınıf düzeylerine sahip daha büyük bir örnekleme grubuna ölçek yeni haliyle uygulanıp AMOS 23 yardımıyla doğrulayıcı faktör analizi (DFA) yapılmıştır.



Şekil 1.

DFA ile Test Edilen Yedi Faktörlü Model

Doğrulayıcı faktör analizi (DFA) önceden belirlenmiş bir modelin eldeki verilerle ne derece doğrulandığını incelemek için kullanılır. Açımlayıcı faktör analizinden farklı olarak modelin oluşturduğu faktör yapısının bilinmesi gerekmektedir (Çokluk ve ark., 2012; Gürbüz, 2021).

Doğrulayıcı faktör analizinde de açımlayıcı faktör analizinde olduğu gibi büyük örnekleme çalışma tercih edilmiştir. Kline (1994) örneklem büyüklüğünün onda bir olmasını önermektedir (madde sayısının on katı kadar katılımcı) bununla birlikte en az ikiye bir oranına kadar düşülebileceğini belirtmiştir. Araştırmamızda da doğrulayıcı faktör analizi için örneklem grubunun madde sayısının on katından fazla olması tercih edilmiştir.

Örneklem grubu 460 öğrenciden (65 beşinci sınıf; 138 altıncı sınıf; 129 yedinci sınıf; 128 sekizinci sınıf) oluşmaktadır. Doğrulayıcı faktör analizi yapılırken model uyumunu değerlendirmek üzere Maksimum Olabilirlik tahmin yönteminden yararlanılmıştır. Doğrulayıcı faktör analizinde model uyum indekslerinden χ^2/sd (CMİN/DF), RMSEA, SRMR, CFI ve GFI değerleri raporlanmıştır. Gürbüz (2021)'e göre bu değerler örneklem sayısının 250'den büyük olan çalışmalarda raporlanabilecek değerlerdir. DFA sonucunda oluşan yapı Şekil 1'de verilmiştir.

DFA sonucunda model uyum indeksleri incelenmiş ve CMİN = 636.037, DF = 303, CMİN/DF = 2.099, RMSEA = 0,049, SRMR = 0,05, CFI = 0,916 ve GFI = 0,909 olarak hesaplanmıştır. Bu değerlerin iyi uyum ve kabul edilir aralıkları Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6.
DFA İçin Kullanılan Uyum İndeksleri ve Eşik Değerleri

İndeks	İyi Uyum	Kabul Edilebilir Uyum	Araştırmadaki DFA sonucu
χ^2/sd (Cmin/Df)	<3	$3 < \chi^2/sd < 5$	2,09 + iyi uyum
RMSEA	<,05	<,08	,04 + iyi uyum
SRMR	<,05	<,08	,05 + kabul edilir
CFI	>,95	>,90	,92 + kabul edilir
GFI	>,95	>,90	,91 + kabul edilir

χ^2 (Cmin); Ki kare; sd, Df = Serbestlik derecesi; RMSEA = Yaklaşık hataların ortalama karekökü; SRMR = Ortalama hataların karekökü; CFI = Karşılaştırılmalı uyum indeksi; GFI = Uyum iyiliği indeksi

DFA sonucunda Cmin/Df = 2,09 < 3 iyi uyumu; RMSEA = ,04 < ,05 iyi uyumu; SRMR = 0,05 < 0,08 kabul edilir uyumu; CFI = 0,92 > 0,90 kabul edilir uyumu; GFI = 0,91 > 0,90 kabul edilir uyumu göstermektedir. Sistem tarafından maddelerin hata varyansları arasında bazı düzeltme önerileri olmasına rağmen modelin uyum değerlerinin yeterli olması sonucu herhangi bir modifikasyona gerek görülmemiştir.

Ölçek Güvenirliğine Ait Bulgular

Ölçeğin güvenilirliğini görmek için DFA sonucunda elde edilen CR değerleri ve iç tutarlılık değeri olan Cronbach Alpha katsayıları incelenmiştir.

DFA sonucunda maddelerin ilgili faktör altındaki güvenilirlikleri için CR değerleri hesaplanmıştır. Cronbach Alpha iç tutarlılık için önemli bir ölçütken CR değeri DFA modellerinde yapı güvenilirliğini bulmada kullanılan bir ölçüttür. Genel olarak CR değerinin 0,70 üzerinde olması bazı kaynaklara göre ise 0,60 üzerinde olması faktörün yapı güvenilirliğine sahip olduğunu göstermektedir (Gürbüz, 2021). DFA sonrası Faktörlerin CR değerleri, regresyon katsayıları ile maddelerin faktörler altındaki anlamlılık değerleri Tablo 7'de verilmiştir.

Tablo 7.
Faktör Yükleri Anlamlılık Değerleri ve Yapı Güvenirlikleri

Faktör	Madde	β^*	p^*	CR
A2	M23	0,544	<,001	0,77
	M9	0,771	<,001	
	M5	0,687	<,001	
	M15	0,697	<,001	
A3	M12	0,808	<,001	0,76
	M10	0,663	<,001	
	M7	0,685	<,001	
A4	M18	0,459	<,001	0,71
	M20	0,645	<,001	
	M16	0,526	<,001	
	M11	0,649	<,001	
	M14	0,503	<,001	
	M19	0,426	<,001	
A5	M13	0,86	<,001	0,90
	M22	0,699	<,001	
	M8	0,911	<,001	
	M3	0,831	<,001	
A6	M4	0,654	<,001	0,74
	M2	0,716	<,001	
	M1	0,719	<,001	
A7	M31	0,700	<,001	0,77
	M30	0,793	<,001	
	M29	0,690	<,001	
	M21	0,492	<,001	
A8	M24	0,558	<,001	0,69
	M27	0,608	<,001	
	M28	0,714	<,001	
	M28	0,714	<,001	

β^* : Standart regresyon katsayıları; p^* : önem değeri; CR = Yapı güvenilirliği

Maddelerin regresyon ve anlamlılık değerleri incelendiğinde her maddenin bulunduğu faktörde iyi seçimler oldukları ($\beta > 0,30$ ve $p < ,05$) ve faktörlerin CR yapı güvenilirlikleri incelendiğinde 0,69-0,90 arasında güvenilir değerler aldıkları görülmektedir.

Son olarak Sınıf Hata İklimi Ölçeğinin Türkçe Formunun iç tutarlılık katsayısı 0,86 iken alt faktörler için bu katsayı .73 ile .89 arasında hesaplanmıştır. Bulgular Sınıf Hata İklimi Ölçeğinin Türk örnekleminde de güvenilir bir ölçme aracı olduğunu desteklemektedir.

Tartışma ve Sonuç

Nitelikli ve iyi bir öğretimin temel unsurları öğretmen, öğrenci, ders ve öğrenme çıktılarıdır (Wang ve ark., 2011). Bu unsurları içerisine alan ana unsur ise sınıf ortamlarıdır. Etkili bir sınıf yönetimi ve sınıf içinde oluşturulan olumlu bir sınıf iklimi öğretimin kalitesini ve düzeyini yükseltir. Olumlu bir sınıf iklimi hem sınıf içi etkileşimi güçlendirir hem de öğrenci performanslarını artırır (Akınoğlu, 2004; Kohen, 2006). Etkili bir sınıf ortamının oluşması için de öğretmenler öğrencileri sınıf içerisinde düşündürebilmelidir (Bellido ve ark., 2005). Bunu yapabilmek için negatif bilginin aktif olması gerekir ki bu da hatalar ile sağlanır. Sınıf içinde hataların öğrenme sürecine aktif olarak katıldığı, öğrenme sürecinin ayrılmaz bir parçası olarak kabul edildiği ortamlarda olumlu bir hata iklimi gözlenir. Hata iklimi veya kültürü olarak bilinen bu durum öğrenme ortamlarında hataların işe koşulması ve onların sürecin ayrılmaz unsurları olarak görmeyi ifade eder (Oser & Spychiger, 2005; Steuer ve ark., 2013). Olumlu hata iklimlerinde öğrencilerin hata yapmaktan korkmadığı, hataları öğrenmede kullanabildikleri görülmüştür (Heinze, 2005; Rach ve ark., 2013). Aynı zamanda hatalara karşı hoşgörüle yaklaşan öğretmenlerin öğrencilerinin de hata yapma konusunda cesur davrandıkları ve hatalara hoşgörü bir tutum sergiledikleri görülmüştür (Heinze & Reiss, 2007). Sınıf içinde hatalardan yaralanma konusunda öğretmenlerin olumlu bir tutuma sahip olmalarına rağmen bunu nasıl yapacaklarının bilmedikleri ve hataları öğretimde kullanmanın hataları yaygınlaştıracağı düşüncükleri belirlenmiştir (Özkaya & Konyalıoğlu, 2019; Palkki & Hastö, 2018). Buna rağmen hatalardan öğrenmeye odaklanılan çalışmaların olumlu sonuç verdiği de görülmüştür (Heinze & Reiss, 2007; Rach ve ark., 2013). Bu anlamda sınıf içerisinde algılanan hata ikliminin ortaya konması önemlidir. Oser ve Spychiger (2005)'e göre olumlu bir hata kültüründe öğrenciler kavram yanılgılarını fark edip öğrenme sürecini başlatabilirler. Sınıfın hata iklimini belirlenmede ölçekler önemli bir yere sahiptir. Bu bağlamda Steuer ve ark. (2013) tarafından geliştirilen Sınıf Hata İklimi Ölçeğinin Türkçeye uyarlanması önemli ve değerlidir.

Çalışmada ölçeğin dilsel eşdeğerliği ve içerik geçerliği dil ve alan uzmanlarının yardımıyla sağlanmıştır. Yapı geçerliliği sağlanmış ölçeklerin farklı bir örneklem ile test edilmesinde DFA'ya başvurulması önerilirken (Büyükoztürk, 2002; Gürbüz, 2021; Yaşlıoğlu, 2017) farklı kültürlerdeki uyarlama ölçekler için AFA ile başlanması ve daha sonra farklı bir örneklem grubuna DFA yapılması da uygun görülmektedir (Orçan, 2018). Ölçeğimizin kültürlerarası farklılıklardan dolayı farklı faktör yapısına sahip olabileceği öngörüldüğü için Türkçe eşdeğerlik formu oluşturulduktan sonra AFA yapılmış ve elde edilen model farklı bir örneklem grubuyla DFA yardımıyla test edilmiştir.

AFA sonucunda yedi faktör 27 maddelik model elde edilmiştir. DFA sonucunda model uyum değerleri CMİN/DF = 2,09, RMSEA = 0,04, SRMR = 0,05, CFI = 0,92 ve GFI = 0,91 olarak hesaplanmıştır. Elde edilen uyum değerleri alan yazındaki kabul edilen uyum değerleri

ile karşılaştırılınca modelin geçerli olduğu görülmüştür (Gürbüz, 2021). DFA sonucunda test edilen modelin geçerliliği için yeterli bulgu elde edilmiştir.

Ölçeğin güvenilirliği ispat etmek için yapı güvenirliliği (CR) ve Cronbach Alpha iç tutarlılık değerlerinden yararlanılmıştır. Cronbach Alpha değeri genel ölçek için .86 iken alt faktörler için 0,73 ile 0,89 arasında bulunmuştur. CR değeri alt faktörler için 0,69 ile 0,90 arasında hesaplanmıştır.

Sınıf hata iklimi ölçeğinin uyarlama çalışması neticesinde ölçek Türk örneklemini için 27 madde 7 faktörden oluşmuştur. Oluşan bu ölçek ortaokul düzeyinde öğretime devam eden öğrencilere matematik dersi için uygulanmış; ölçeğin güvenilir ve geçerli olduğuna dair yeterli bulgular elde edilmiştir. Böylece hata iklimi üzerine yapılacak çalışmalarda kullanılabilir geçerli ve güvenilir bir ölçek elde edilmiştir. Sonraki dönemlerde farklı bir grubuyla, farklı bir ders için ölçeğin alt boyutları arasındaki ilişkiler incelenebilir ve geliştirilebilir.

Etik Komite Onayı: Bu çalışma için etik komite onayı Atatürk Üniversitesinden (Tarih: 10 Aralık 2021, Sayı: 2021/13-12) alınmıştır.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Yazar Katkıları: Fikir – S.K., M.Ö., A.C.K.; Tasarım – S.K., M.Ö., A.C.K.; Denetleme – S.K., M.Ö., A.C.K.; Kaynaklar – S.K., M.Ö., A.C.K.; Veri Toplanması ve/veya İşlenmesi – S.K., M.Ö., A.C.K.; Analiz ve/veya Yorum – S.K., M.Ö., A.C.K.; Literatür Taraması – S.K., M.Ö., A.C.K.; Yazıyı Yazan – S.K., M.Ö., A.C.K.; Eleştirel İnceleme – S.K., M.Ö., A.C.K.

Çıkar Çatışması: Yazarlar çıkar çatışması bildirmemişlerdir.

Finansal Destek: Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadıklarını beyan etmişlerdir.

Ethics Committee Approval: Ethics committee approval was received for this study from the ethics committee of Atatürk University (Date: December 10, 2021, Number: 2021/13-12).

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Author Contributions: Concept – S.K., M.Ö., A.C.K.; Design – S.K., M.Ö., A.C.K.; Supervision – S.K., M.Ö., A.C.K.; Resources – S.K., M.Ö., A.C.K.; Data Collection and/or Processing – S.K., M.Ö., A.C.K.; Analysis and/or Interpretation – S.K., M.Ö., A.C.K.; Literature Search – S.K., M.Ö., A.C.K.; Writing Manuscript – S.K., M.Ö., A.C.K.; Critical Review – S.K., M.Ö., A.C.K.

Declaration of Interests: The authors have no conflicts of interest to declare.

Funding: The authors declared that this study has received no financial support.

Kaynaklar

Akinoğlu, O. (2004). *Sınıfta grup etkileşimi*. Z. Kaya (Ed.). Sınıf yönetimi içinde (111-130). Ankara: Pegem Akademi Yayıncılık.

Akpınar, B., & Akdoğan, S. (2010). Negatif Bilgi Kavramı: Hata ve Başarısızlıklardan Öğrenme. *Batı Anadolu eğitim Bilimleri Dergisi*, 1(1), 14-22.

Aksu, Z., Gedik, S. D., Özkaya, M. & Konyalıoğlu, A. C. (2016). Hata temelli öğrenme ölçeğinin Türkçeye uyarlama çalışması. *Turkish Studies*, 11(3), 65-76. [Crossref]

Baker, M., & Chick, H. L. (2006). *Pedagogical content knowledge for teaching mathematics: A case study of two teachers*. In P. Grootenboer, R. Zevenbergen, & M. Chinnappan (Eds.), *Identities, Cultures and Learning Spaces* (Proceedings of the 29th annual conference of the Mathematics Education Research Group of Australasia, pp. 60-67). Sydney: MERGA.

Barbieri C. A., & Booth, J. L. (2020). Mistakes on display: Incorrect examples refine equation solving and algebraic feature knowledge. *Applied Cognitive Psychology*, 34, 862-878. [Crossref]

Bellido, C., Ramos, U. R., & Wayland, K. (2007). *The Art of Asking Thought Provoking Questions in the Mathematics Classroom*. Retrieved from <https://mspnetsstatic.s3.amazonaws.com/TheArtOfGeneratingGoodQuestions.pdf> 05/01/2022.

Borasi, R. (1988). Towards a reconceptualization of the role of errors in education: the need for new metaphors, *Annual Meeting of the American Educational Research Association*, New Orleans, 5-9 April, 1-42.

Borasi, R. (1989). Students' constructive uses of mathematical errors: A Taxonomy, *Annual Meeting of the American Educational Research Association*, San Francisco, 27-31 March, 1-36.

Borasi, R. (1996). *Reconceiving mathematics instruction: A focus on errors*. Norwood, NJ: Ablex Publishing Corporation.

Büyüköztürk, Ş. (2002). Faktör analizi: Temel kavramlar ve ölçek geliştirmede kullanımı. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Yönetimi*, 32(32), 470-483.

Büyüköztürk, Ş. (2020). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı; İstatistik, araştırma deseni SPSS uygulamaları ve yorum* (28. Baskı): Pegem Akademi yayıncılık.

Chick, H. L., & Baker, M. K. (2005). Investigating teachers' responses to student misconceptions. In H. L. Chick & J. L. Vincent (Eds.), *Proceedings of the 29th Conference of the International Group for the Psychology of Mathematics Education* (Vol. 2, pp. 249-256). Melbourne: PME.

Çokluk, Ö., Şekercioğlu, G., & Büyüköztürk, Ş. (2012). *Sosyal bilimler için çok değişkenli istatistik: SPSS ve lisrel uygulamaları*: Pegem Akademi yayıncılık.

Demirci, Ö., Özkaya, M., & Konyalıoğlu, A. C. (2017). The preservice teachers' mistake approaches on probability. *Erzincan University Journal of Education Faculty*, 19(2), 153-172.

Didiş Kabar, M. G., & Amaç, R. (2018). Investigating pre-service middle-school mathematics teachers' knowledge of student and instructional strategies: An algebra case. *Bolu Abant İzzet Baysal Journal of Education*, 18(1), 157-185.

Durkin, K., & Rittle-Johnson, B. (2012). The effectiveness of using incorrect examples to support learning about decimal magnitude. *Learning and Instruction*, 22(3), 206-214. [Crossref]

Gartmeier, M., Bauer, J., Gruber, H. & Heid, H. (2008). Negative knowledge: Understanding professional learning and expertise. *Vocations and Learning*, 1, 87-103. [Crossref]

Gürbüz, S. (2021). *Amos ile yapısal eşitlik modellemesi, temel ilkeler ve uygulamalı analizler*. (Güncellenmiş 2. Baskı): Seçkin yayıncılık.

Heinze, A. (2005). *Mistake-handling activities in german mathematics classroom*. In H.L. Chick & J. L. Vincent (Eds.), *Proceedings of the 29th Conference of the International Group for the Psychology of Mathematics Education* (Vol. 3, pp. 105- 112). Melbourne: PME.

Heinze, A., & Reiss, K. (2007). *Mistake-handling activities in the mathematics classroom: effects of an in-service teacher training on students' performance in geometry*. In J.-H. Woo, H.-C. Lew, K.-S. Park, & D.-Y. Seo (Eds.), *Proceedings of the 31st Conference of the International Group for the Psychology of Mathematics Education* (Vol. 3, pp. 9-16). Seoul: PME.

Kline, P. (1994). *An Easy Guide To Factor Analysis*. New York: Routledge

Kohen, L. (2006). *Etkili sınıf yönetimi için uygun sınıf ortamının yaratılmasında öğrenci ve öğretmen beklentileri, İstanbul'daki üniversitelerden bir uygulama* [Yüksek lisans tezi]. (Tez No:171388) Yeditepe Üniversitesi: İstanbul.

McMillan, J. H., & Schumacher, S. (2010). *Research in education: Evidence-based inquiry* (7. Edition). USA: Pearson.

Minsky, M. (1994). Negative expertise. *International Journal of Expert Systems*, 7(1), 13-19.

National Council of Teachers of Mathematics [NCTM]. (1989). *Curriculum and evaluation standards for school mathematics*. Reston, VA: Author.

National Council of Teachers of Mathematics [NCTM]. (1991). *Professional standards for teaching mathematics*. Reston, VA: Author.

- Orçan, F. (2018). Exploratory and confirmatory factor analysis: which one to use first? *Journal of Measurement and Evaluation in Education and Psychology*, 9(4), 413-421. [\[Crossref\]](#)
- Oser F., Hascher T., & Spychiger, M. (1999) *Lernen aus Fehlern Zur Psychologie des "negativen" Wissens*. In: Althof W. (eds) Fehlerwelten. VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden. [\[Crossref\]](#)
- Oser, F., & Spychiger, M. B. (2005). *Lernen ist schmerzhaft: Zur Theorie des negativen Wissens und zur Praxis der Fehlerkultur* [Learning is Painful: On the Theory of Negative Knowledge and the Practice of Mistake Culture]. Beltz-Pädagogik. Weinheim
- Özkaya, M., & Konyalıoğlu, A. C. (2019). Mistake handling activities in the development of middle school mathematics teachers' subject matter knowledge: addition operation with fractions. *Journal of Bayburt Education Faculty*, 14(27), 23-52. [\[Crossref\]](#)
- Palkki R, & Hastö P. (2018). Mathematics teachers' reasons to use (or not) intentional errors. *Teaching Mathematics and Computer Science*, 6(2), 263-282. [\[Crossref\]](#)
- Peng, A., & Luo, Z. (2009). A framework for examining mathematics teacher knowledge as used in error analysis. *For the Learning of Mathematics*, 29(3), 22-25.
- Rach, S., Ufer, S., & Heinze, A. (2013). Learning from errors: effects of teachers training on students' attitudes towards and their individual use of errors. *PNA*, 8(1), 21-30. [\[Crossref\]](#)
- Rittle-Johnson, B., & Star, J. R. (2009). Compared with what? The effects of different comparisons on conceptual knowledge and procedural flexibility for equation solving. *Journal of Educational Psychology*, 101(3), 529-544. [\[Crossref\]](#)
- Rybowiak, V., Garst, H., Frese, M., & Batinic, B. (1999). Error orientation questionnaire (eoq): Reliability, validity and different language equivalence. *Journal of Organizational Behavior*, 20, 527-547. [\[Crossref\]](#)
- Santagata, R. (2002). *When student make mistake: Socialization practices in Italy and the United States* (Unpublished Doctoral dissertation). University of California, Los Angeles, USA.
- Schell, K. L (2012). The Error-Oriented Motivation Scale: An examination of structural and convergent validity. *Personality and Individual Differences*, 52(3), 352-356. [\[Crossref\]](#)
- Son, J. W. (2013). How preservice teachers interpret and respond to student errors: ratio and proportion in similar rectangles. *Educational Studies in Mathematics*, 84(1), 49-70. [\[Crossref\]](#)
- Spychiger, M., Oser, F., Mahler, F. & Hascher, T. (1998). Fehlerkultur aus der Sicht von Schülerinnen und Schülern. Der Fehlerfragebogen S-UFS: Entwicklung und erste Ergebnisse. Schriftenreihe zum Projekt «Lernen Menschen aus Fehlern?», Nr. 4. Pädagogisches Institut der Universität Freiburg, CH.
- Spychiger M, Kuster R, & Oser F. (2006). Dimensionen von fehlerkultur in der schule und ihremessung.der schülerfragebogenzurfehlerkulturimunterrichtfürmittel- und oberstufe [dimensions of error culture at school and its measurement]. *Revue Suisse Des Sciences De L'éducation*, 28, 87-110. [\[Crossref\]](#)
- Steuer, G., Rosentritt-Brunn G., & Dresel, M. (2013). Dealing with errors in mathematics classrooms: Structure and relevance of perceived error climate. *Contemporary Educational Psychology*, 38, 196-210. [\[Crossref\]](#)
- Tauber, Y. (2009). *The elusive horse*. Retrieved from https://www.chabad.org/library/article_cdo/aid/63025/jewish/The-Elusive-Horse.htm 05/01/2022.
- Türkdoğan, A., & Baki, A. (2012). Primary school second grade mathematic teachers' feedback strategies to students' mistakes. *Ankara University Journal of Faculty of Educational Sciences*, 45(2), 157-182. [\[Crossref\]](#)
- Wang, J., Lin, E., Spalding E., Klecka, C. L., & Odell, S. J. (2011). Quality teaching and teacher education: A kaleidoscope of notions. *Journal of Teacher Education*, 62(4), 331-338. [\[Crossref\]](#)
- Yaşlıoğlu, M. (2017). Sosyal bilimlerde faktör analizi ve geçerlilik: Keşfedici ve doğrulayıcı faktör analizlerinin kullanılması. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 46, 74-85.
- Yıldırım, İ. (2019). *The effect of erroneous solution method on the achievement of some statistical concepts of 7th grade students*. (Unpublished master thesis). Adiyaman University, Adiyaman.

Extended Abstract

Introduction: The aim of this study is to adapt the Perceived Error Climate Scale developed by Steuer et al. (2013) into Turkish. By adapting this scale to Turkish, a valid and reliable measurement tool will be presented to the literature, which will enable the research of the perceived error climate in secondary school classrooms in Turkey.

Method: The population of the study consists of secondary schools in Van, and the sample of the study consists of 810 students (412 girls, 398 boys) studying in six different secondary schools (5, 6, 7 and 8th grades) in the central districts of Van in the 2021-2022 academic year. In the adaptation process of the scale, data were collected from the study groups of 350 students in order to reveal the model in which the factors were determined again, and from 460 students in order to test the model. In the study, data were collected and analyzed from study groups with more than ten times the number of items in both the exploratory and confirmatory factor analysis. In this context, it can be said that the study groups of the study are of sufficient size.

In order to create the Turkish form of the scale, language validity was tried to be ensured in the first stage. In this context, opinions were received from four foreign language experts, two Turkish language experts and two education field experts. Foreign language experts independently translated the questionnaire into Turkish. Turkish language experts came together and examined the translations. The translations closest to the Turkish culture were determined and then the scale was translated back into the native language. It has been observed that there is no semantic difference in the native language. The content of the items translated by two education field experts was controlled. Afterwards, a pre-study was conducted with 30 students for the clarity of the items. The opinions of the students about the items were taken, and accordingly, arrangements were made that would increase the intelligibility of the scale without touching the main meaning.

After the language validity process of the scale, a pilot application was conducted on 100 students in order to test the reliability of the items. As a result of the application, the Cronbach Alpha value, which is the internal consistency coefficient of the scale, was found to be .84. Since our items that are not considered to be distinctive belong to the teacher's error tolerance factor, removing them from the scale will cause factor loss. For this reason, changes were made on these items that would not distort the main meaning and were not removed from the questionnaire.

First of all, exploratory factor analysis was applied to determine the factor structure of the Perceived Error Climate Scale in the Turkish sample, and confirmatory factor analysis was applied to test the model obtained as a result of the exploratory factor analysis.

Results: Exploratory factor analysis and reliability calculations were made with SPSS 20 program. The sample group consisted of 350 secondary school students (61 fifth grade; 75 sixth grade; 101 seventh grade; 113 eighth grade). As a result of the exploratory factor analysis, it was seen that the items were divided into 8 factors as in the original scale, and the separated factors explained 0.62 of the total variance. When the structure matrix was examined, it was determined that the three items were loaded under the factors other than the ones they should be. The factors that these items (items 14, 19, and 26) should be and the factors that they were loaded on in the Turkish sample were examined. The relationship between the factors of these items in the original scale and the factors in the Turkish sample was examined. It was seen that there was a positive correlation ($p < .05$). In addition, by referring to the expert opinion, the items were left in the factors they were collected in the Turkish sample. Thus, the scale structure was determined as 8 factors and the analysis continued. For the reliability analysis of the scale, the internal consistency coefficients of both the whole questionnaire and the factors separately were examined. The internal consistency Cronbach Alpha coefficient of the whole questionnaire was calculated as .87. It was seen that the Classroom Error Climate Scale consisted of 7 factors and 27 items.

The last model obtained as a result of exploratory factor analysis and reliability was tested with confirmatory factor analysis using the AMOS 23 program. Confirmatory analysis was applied to a different sample group than the first application. The sample group consisted of 460 students (65 fifth grade; 138 sixth grade; 129 seventh grade; 128 eighth grade). Maximum likelihood method was used while performing confirmatory analysis. As a result of confirmatory factor analysis $\chi^2/df = 2.09 < 3$ good fit; RMSEA = .04 < .05 good fit; SRMR = .05 < .08 acceptable fit; CFI = .92 > .90 acceptable fit; GFI = .91 > .90 shows acceptable fit. It was seen that the fit values of the model were sufficient.

When the CR construct reliability of the factors in the scale is examined, it is seen that they have reliable values between .69 and .90. Finally, while the internal consistency coefficient of the Turkish version of the Classroom Error Climate Scale was .86, this coefficient was calculated between .73 and .89 for the sub-factors.

Discussion, Conclusion and Suggestions: As a result of the adaptation study of the Classroom Error Climate Scale, the scale consisted of 27 items and 7 factors for the Turkish sample. This scale was applied to students at secondary school level; Sufficient findings were obtained that the scale was reliable and valid. Thus, a valid and reliable scale that can be used in studies on error climate has been obtained. In the following periods, the relations between a different data group and the sub-dimensions of the scale can be examined and improved.

EK.**SINIF HATA İKLİMİ ÖĞRENCİ ANKETİ**

Değerli Öğrenciler,

Bu anket matematik derslerinde konularda veya sorularda yapılan öğrenci yanlışlarına ve hatalarına karşı öğretmen ve öğrenci algılarını anlamak için geliştirilmiştir. Bu çalışmadan elde edilecek veriler sadece bilimsel amaçlarla kullanılacaktır. Bundan dolayı ölçme sonuçlarının sağlıklı olabilmesi için soruları samimi ve doğru olarak yanıtlamanız bizim için çok önemlidir. İlgili ve yardımlarınız için şimdiden teşekkür ederim.

*Cinsiyet: Kız O Erkek O

*Okuduğunuz sınıf: 5. Sınıf O- 6. Sınıf O-7. Sınıf O- 8. Sınıf O

Aşağıdaki soruları 1=Hiç katılmıyorum, 2=Nadiren katılıyorum, 3=Bazen katılıyorum, 4=Çoğunlukla katılıyorum, 5=Her zaman katılıyorum olacak şekilde en azdan en çoğa doğru puanlayınız.

No.		1.	2.	3.	4.	5.
SORULAR						
1.	Matematik dersinde çoğu öğrenci yanlış yapma korkusuyla bir şey söylemeye çekinir.	1	2	3	4	5
2.	Matematik dersinde çoğu öğrenci yanlış bir şey söylemektense sessiz kalmayı tercih eder.	1	2	3	4	5
3.	Matematik dersinde biri bir soruyu yanlış çözerse sınıf arkadaşları onunla alay eder.	1	2	3	4	5
4.	Matematik dersinde çoğu öğrenci yanlış yapma endişesi ile derse kaldırılmak istemez.	1	2	3	4	5
5.	Matematik dersinde biri konuyla/soruyla ilgili bir hata yaparsa düşük puan alır.	1	2	3	4	5
7.	Matematik dersinde birisi bir alıştırmayı doğru çözemezse öğretmenimiz ona yardım eder.	1	2	3	4	5
8.	Matematik dersinde biri konuyla/soruyla ilgili bir şeyleri yanlış yaparsa, sınıf arkadaşları onunla alay eder.	1	2	3	4	5
9.	Matematik dersinde biri konuyla/soruyla ilgili yanlış bir şey söylerse, düşük puan alır.	1	2	3	4	5
10.	Matematik dersinde biri bir soruyu yanlış yaparsa öğretmenimiz ona yardım eder.	1	2	3	4	5
11.	Matematik dersinde biri bir soruyu yanlış çözerse, öğretmen sinirlenir.	1	2	3	4	5
12.	Matematik dersinde biri konuyla/soruyla ilgili yanlış bir şey yaparsa öğretmen yardım eder.	1	2	3	4	5
13.	Matematik dersinde biri konuyla/soruyla ilgili hata yaparsa, sınıf arkadaşları onunla dalga geçer.	1	2	3	4	5
14.	Matematik dersinde öğretmenimiz soruların yanlış yapılmasından hoşlanmaz.	1	2	3	4	5
15.	Matematik dersinde biri sorusunu doğru yapamazsa o anda düşük puan alır.	1	2	3	4	5
16.	Matematik dersinde birisi konuyla/soruyla ilgili yanlış bir şey söylerse, öğretmen sınıfın önünde onu utandırır.	1	2	3	4	5
18.	Matematik dersinde biri konuyla/soruyla ilgili yanlış bir şey söylerse öğretmenimiz onunla alay eder.	1	2	3	4	5
19.	Matematik dersinde biri konuyla/soruyla ilgili yanlış bir şey söylerse, öğretmen sabırla problemi açıklar.	1	2	3	4	5
20.	Matematik dersinde biri konuyla/soruyla ilgili hata yaparsa öğretmenimiz sinirlenir.	1	2	3	4	5
21.	Matematik dersinde hatalı çözülen sorulardan çok şey öğreniriz.	1	2	3	4	5
22.	Matematik dersinde biri konuyla/soruyla ilgili yanlış bir şey söylerse, daha sonra sınıf arkadaşlarının alaylarına maruz kalır.	1	2	3	4	5
23.	Matematik dersinde biri konuyla/soruyla ilgili yanlış bir şey söylerse o anda puanını etkiler.	1	2	3	4	5
24.	Matematikte, yanlış cevaplar konuyu gerçekten anlamak için iyi bir fırsattır.	1	2	3	4	5
27.	Matematik dersinde öğrenci hatalarını matematiği gerçekten öğrenmek için kullanırız.	1	2	3	4	5
28.	Matematik dersinde sorulara verilen yanlış cevapları bir şeyler öğrenmek için kullanırız.	1	2	3	4	5
29.	Matematik dersinde biri konuyla/soruyla ilgili yanlış bir şey söylerse bunu ayrıntılı olarak düşünürüz.	1	2	3	4	5
30.	Matematik dersinde yapılan bir yanlış detaylı olarak tartışırız.	1	2	3	4	5
31.	Matematik dersinde konuyla/soruyla ilgili yapılan hataları detaylı olarak inceleriz.	1	2	3	4	5