CİLT: 11 - SAYI: 4
EKİM - 2026

VOLUME: 11 - ISSUE: 4
OCTOBER - 2026

OJOMUS

ONLINE JOURNAL OF MUSIC SCIENCES

dergipark.org.tr/ojomus

Online ISSN: 2536-4421



OJOMUS

ONLINE JOURNAL OF MUSIC SCIENCES

Volume/Cilt 11

Issue/Sayı 4 Online ISSN: 2536-4421

October/Ekim 2026 https://dergipark.org.tr/ojomus

Online Journal Of Music Sciences

Online ISSN: 2536-4421

https://dergipark.org.tr/ojomus

Editor in Chief ▪ Baş Editör

Nilgün Sazak

Publisher ▪ Yayıncı

Nilgün Sazak

Editorial Office ▪ Editörlük Ofisi

Sakarya Üniversitesi, Devlet Konservatuvarı, Ses Eğitimi Bölümü, Sakarya, Türkiye

Publication Frequency and Language ▪ Yayın Sıklığı ve Dili

Quarterly (January, April, July, October) [from 2025], Turkish and English

Üç ayda bir (Ocak, Nisan, Temmuz, Ekim) [2025 itibaren], Türkçe ve İngilizce

Abstracting and Indexing ▪ Dizinlenme

Online Journal Of Music Sciences indexed in Scopus, DOAJ and EBSCO.

Online Journal of Music Sciences, Scopus, DOAJ ve EBSCO tarafından dizinlenmektedir.

Publication Type ▪ Yayının Türü

International peer-reviewed journal

Uluslararası hakemli dergi

Publishing Services ▪ Yayıncılık Hizmetleri

Akdema Informatics and Publishing
Address: Kızılay Mah. Gazi Mustafa Kemal Bulvarı No: 23/8 06420 Çankaya/Ankara
Certificate number: 52576
Email: bilgi@akdema.com
Tel: +90 533 166 80 80
Web: www.akdema.com

Online Journal Of Music Sciences is an open access journal. All articles are published under the terms of the Creative Commons Attribution License (CC BY) which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium or format, provided the original work is properly cited.

You can reach all publication policies and author guidelines from https://dergipark.org.tr/ojomus.

Online Journal Of Music Sciences açık erişimli bir dergidir. Tüm makaleler, orijinal çalışmaya uygun şekilde atıfta bulunulması koşuluyla, herhangi bir ortamda veya formatta sınırsız kullanım, dağıtım ve çoğaltmaya izin veren Creative Commons Attribution License (CC BY) lisansı ile yayımlanır.

Tüm yayın politikalarına ve yazar kılavuzlarına https://dergipark.org.tr/ojomus adresinden ulaşabilirsiniz.

EDITORIAL BOARD ▪ EDİTÖRLER KURULU

Editor in Chief ▪ Baş Editör

Nilgün Sazak

Editors ▪ Editörler

Prof. Dr. Ahmet Serkan Ece, Ankara Müzik ve Güzel Sanatlar Üniversitesi, Türkiye
Prof. Dr. Aynur Elhan Nayir, Necmettin Erbakan University, Türkiye
Prof. Dr. Belir Tecimer, Gazi University, Türkiye
Prof. Dr. Dolunay Akgül Barış, Abant İzzet Baysal University, Türkiye
Prof. Dr. Ebru Temiz, Ankara Music and Fine Arts University, Türkiye
Prof. Dr. Mustafa Hilmi Bulut, Cumhuriyet University, Türkiye
Prof. Dr. Öznur Öztosun Çaydere, Gazi University, Türkiye
Prof. Dr. Sema Sevinç, Necmettin Erbakan University, Türkiye
Assoc. Prof. Dr. Earl Clarence L. Jimenez, Philippine Women's University, Philippines
Assoc. Prof. Dr. Manuela Boncheva, Academy of Music "Prof. Pancho Vladigerov", Bulgaria
Prof. Lisa Lehmberg, University of Massachusetts, USA
Doç. Dr. Aytac Rehimova, Bakü Music Academy, Azerbaijcan
Doç. Dr. Hakan Bağcı, Kocaeli University, Türkiye
Doç. Dr. M. Nevra Küpana, Sakarya University, Türkiye
Dr. Justin Smith, Queens University of Charlotte, USA
Dr. Andrea Puentes Blanco, Milà i Fontanals Institution for Research in the Humanities, Spain
Dr. Philippe Vendrix, University of Tours, France
Dr. Chow Ow Wei, Universiti Putra Malaysia, Malaysia

Turkish Language Editor ▪ Türkçe Dil Editörü

Merve Ceren Kızıl, Muğla Sıtkı Koçman University, Türkiye

English Language Editor ▪ İngilizce Dil Editörü

Aslı Dinçer, Dumlupınar University, Türkiye

Writing Editors ▪ Yazım Editörleri

Beste Asma İpekçiler, Kırıkkale University, Türkiye
Süheyla Doğan, Kırıkkale University, Türkiye

Layout Editor ▪ Mizanpaj Editörü

Buket Temizer, Kırıkkale University, Türkiye

TABLE OF CONTENTS ▪ İÇİNDEKİLER

RESEARCH ARTICLES ▪ ARAŞTIRMA MAKALELERİ

Üç bölmeli şarkı formunun analizinde yapay zekâ modelleri ve insan analizi: karşılaştırmalı bir inceleme

Artificial intelligence models and human analysis in ternary song form analysis: a comparative study

Utkan Baykal Demir, Maryna Demir 1293

Sanatta Yapay Zekâ Okuryazarlığı Ölçeği: geçerlik ve güvenirlik çalışması

The Artificial Intelligence Literacy Scale in Art: a validity and reliability study

Emre Üstün, Burcu Özer 1309

Henri Dutilleux'nün "Sonatine" isimli eserinin yapısal ve stilistik özelliklerinin incelenmesi

An analysis of the structural and stylistic features of Henri Dutilleux's work entitled "Sonatine"

Burcu Coşkun 1327

Ortaokul müzik ders kitaplarındaki etkinliklerin ülkeler arası karşılaştırılması

A comparative analysis of activities in middle school music textbooks: a cross-national study

Şevval Çelik, Nilay Özaydın 1351

Igor Stravinsky'nin bahar ayini adlı eserinde fagotun açılış solosunun hermenötik yorumu

Hermeneutic interpretation of the opening bassoon solo in Igor Stravinsky's the tite of spring

Hande Günalan 1367

Türkülerde Türk mitolojisine ait tabiat kültleri: Dağ, su, ağaç, ateş ve kurt motiflerinin kültürel temsilleri

Nature cults of Turkish mythology in folk songs: Cultural representations of mountain, water, tree, fire, and wolf motifs

Yavuz Şen, Muhammed Baturalp Üst 1381

Miao folk songs as a living musical practice in contemporary social contexts

Çağdaş toplumsal bağlamlarda yaşayan bir müziksel pratik olarak Miao halk şarkıları

Ren Qiulin, Suthasinee Theerapan, Watcharanon Sangmuenna, Piyakon Suepbunma 1404

Üretken yapay zekâ müzik sistemlerinde spektral iz: Suno v5.5 üzerinden bir inceleme

Spectral signature in generative AI music systems: a study on Suno v5.5

Uğur Baloğlu 1417

Parçalı başlangıçlardan çok merkezli ağlara: Türkiye'de psikedelik trans kültürünün tarihsel gelişimi (1998–2026)

From fragmented beginnings to multi-centered networks: The historical development of psychedelic trance culture in Turkey (1998–2026)

Uğur Cihat Sakarya 1435

Traces of developing variation at the collection level in Johannes Brahms's Hungarian dances (WoO 1): A comparative analysis of folk-derived and original dances

Johannes Brahms'ın Macar Dansları'nda (WoO 1) koleksiyon ölçeğinde gelişen varyasyon izleri: Folklorik ve orijinal danslarda karşılaştırmalı bir analiz

Kutup Ata Tuncer, Seçil Soytok Nalçacı 1451

Bilim ve sanat merkezlerinde görev yapan müzik öğretmenlerinin tanılama sürecine ilişkin görüşlerinin incelenmesi

Examining the views of music teachers working in science and art centers (BİLSEM) on the identification process

Gülce Coşkun Şentürk, Sibel Ertem 1470

Konservatuvar öğrencilerinin bireysel çalgı çalışmalarında metronom kullanımına ilişkin deneyim ve görüşleri

Experiences and views of conservatory students regarding metronome use in individual instrument practices

Kamil Onur Karataş 1488

Güzel Sanatlar Liselerinde yürütülen Türk Sanat müziği Teori ve Uygulaması derslerinin öğretmen bakış açısı ile değerlendirilmesi

An Evaluation of Turkish Art Music Theory and Practice courses in Fine Arts High Schools from teachers' Perspectives

Kübra Dilek Tankız, Burak Ertekin, Engin Gürpınar 1511

Müzik, metinlerarasılık ve kolaj bağlamında 7 Şekspir Müzikali üzerine bir performans analizi

A performance analysis of 7 Şekspir Müzikali in the context of music, intertextuality and collage

Vahdet Yasin Akyüz 1529

European integration of Ukrainian piano music: Challenges and opportunities

Ukrayna piyano müziğinin Avrupa entegrasyonu: Zorluklar ve fırsatlar

Inna Dovzhynets, Oleh Kopeliuk, Ihor Sediuk, Olga Cherednychenko, Nataliia Zymohliad..... 1539

Öğrenilmiş çaresizlik ölçeğinin Türkçeye çevrilmesi ve çalgı performansı bağlamına uyarlanması

Translation of the learned helplessness scale into Turkish and its adaptation to the context of musical instrument performance

Yavuz Şen, Şevki Özer Akçay, Ülkü Sevim Şen 1557

Yaylı çalgı eğitimi alan müzik öğretmeni adaylarının çalgı çalışmaları kapsamındaki müzik dinleme farkındalıklarının belirlenmesi

Music listening awareness in instrumental practice: A study of pre-service music teachers in string instrument training

Serhat Kuşan , Şeydagül Kapçak..... 1579

Kahramanmaraş âşıklık geleneği temsil ve icra pratikleri: Hacı Bektaş Tat örneği

The representation and performance practices of the minstrel tradition in Kahramanmaraş: The Case of Hacı Bektaş Tat

Mehmet Emin Şen, Can Aydoğdu, Savaş Ünsel..... 1595

From tradition to future: Performance and makam analysis of Fahrettin Çimenli's Hüseyni makam bowed tanbur taksim

Gelenekten geleceğe: Fahrettin Çimenli'nin Hüseyni makamı yaylı tanbur taksiminde icra ve makam analizi

Dilek Yüzlüer 1614

A systematic mapping of graduate theses on Turkish music voice training: Methodological and pedagogical tendencies in professional music education

Türk müziği ses eğitimi alanındaki lisansüstü tezlerin sistematik haritalaması: Mesleki müzik eğitimi bağlamında yöntemsel ve pedagojik eğilimler

Derya Eroğlu 1631

The effect of the musical-cognitive digital app on note-recognition and piano performance: A quasi-experimental study

Müziksel-bilişsel dijital uygulamaların nota okuma becerisi ve piyano performansı üzerindeki etkisi: Yarı deneysel bir çalışma

Elnara Recepli, Hatice Onuray Eğilmez, Çiğdem Gülçay Yeniçırak 1646

Politics of lyrics in the UK and Türkiye: A comparison of early punk music in the United Kingdom and Türkiye

Şarkı sözlerinin politikası: Birleşik Krallık ve Türkiye'de erken dönem punk müziğinin bir karşılaştırması

Arda Arıkan, Cenk Takım, Claudia Lynn Nickolson 1670

What makes Chinese ancient-style pop songs appealing? The roles of song quality and emotional resonance

Çin gufeng (kadim üslup) pop şarkılarını çekici kılan nedir? Şarkı kalitesi ve duygusal rezonansın rolleri

He Haijie 1682

REVIEW ARTICLES ▪ DERLEME MAKALELERİ

Encoding pitch sequences through body movements in undergraduate aural training

Lisans düzeyi işitme eğitiminde ses dizilerinin beden hareketleriyle kodlanması

Hasan Açılmış 1707

Gözle dinlemek, sesle tasarlamak: Niklaus Troxler'in caz afişlerinde sinestezik anlatım

Listening with the eyes, designing with sound: Synthetic expression in Niklaus Troxler's jazz posters

İhsan Tahir Erdal, Gülşen Erdal 1720

CORRIGENDUM ▪ DÜZELTME

Düzeltme: Türkiye-Kazakistan müzik öğretmenliği öğretim programlarının Posner modeli çerçevesinde kuramsal analizi ve değerlendirilmesi

Corrigendum: Theoretical analysis and evaluation of music teacher training programs in Turkey and Kazakhstan within the framework of the Posner model

Gülşah Sever, Aytekin Albuz 1739

Online Journal of Music Sciences, 2026, 11(4), 1557-1578
https://doi.org/10.31811/ojomus.1949166

Araştırma Makalesi ♪ Research Article

Öğrenilmiş çaresizlik ölçeğinin Türkçeye çevrilmesi ve çalgı performansı bağlamına uyarlanması

Translation of the learned helplessness scale into Turkish and its adaptation to the context of musical instrument performance

Yavuz Şen[1], Şevki Özer Akçay[1], Ülkü Sevim Şen[2]

[1] Atatürk Üniversitesi, Güzel Sanatlar Fakültesi, Müzikoloji Bölümü, Erzurum, Türkiye.

[2] Atatürk Üniversitesi, Kazım Karabekir Eğitim Fakültesi, Müzik Eğitimi Bölümü, Erzurum, Türkiye.

ÖZ

Öğrenilmiş çaresizlik, genellikle bir organizmanın (insan veya hayvan) kontrol edemeyeceği, kaçınılmaz ve caydırıcı uyaranlara tekrar tekrar maruz kalması sonucunda, durumu değiştirme imkânı doğsa dahi herhangi bir tepki vermemeyi ve pasif kalmayı öğrenmesiyle karakterize edilen psikolojik bir durumdur. Çalgı performansına olumsuz etki eden öğrenilmiş çaresizlik durumunun belirlenmesi, çalgı eğitiminde gerekli önlemlerin alınabilmesi açısından oldukça önemlidir. Bu araştırmada Quinless ve McDermott-Nelson tarafından geliştirilen Öğrenilmiş Çaresizlik Ölçeği'nin Türkçeye ve çalgı performansı bağlamına uyarlanması amaçlanmıştır. Ölçek maddeleri Türkçeye çevrilerek çalgı performansına yönelik biçimde düzenlenmiş; hazırlanan taslak, 10 müzik eğitimi, bir Türkçe ve iki İngilizce uzmanının görüşüne sunulmuştur. İlk taslak formun ölçek düzeyindeki kapsam geçerlik indeksi S-CVI/Ave = .831 olarak hesaplanmış ve uzman görüşleri doğrultusunda maddeler revize edilmiştir. Açımlayıcı faktör analizi (AFA), üç üniversitede mesleki müzik eğitimi alan 163 öğrenciden; doğrulayıcı faktör analizi (DFA) ise farklı zamanda, 10 üniversitedeki 160 öğrenciden elde edilen veriler üzerinde gerçekleştirilmiştir. AFA'da polikorik korelasyon matrisi, minimum residual çıkarma yöntemi, oblimin döndürme ve FA-temelli paralel analiz kullanılmıştır. Analizler sonucunda beş madde çıkarılmış ve toplam varyansın %38,5'ini açıklayan, 15 maddelik iki faktörlü bir yapı elde edilmiştir. Bağımsız örneklemde WLSMV yöntemiyle sınanan iki faktörlü model, tek faktörlü modele göre daha iyi uyum göstermiştir; $\chi^2(89) = 227.343$, CFI = .923, TLI = .910, RMSEA = .099, %90 GA [.083, .115] ve SRMR = .091. Bununla birlikte RMSEA ve SRMR değerleri modelin mutlak uyumunun yeterli düzeye ulaşmadığını göstermiştir. Kontrolsüzlük Algısı alt boyutu için α = .846 ve ω = .858; Performans Yetkinliği Algısı alt boyutu için α = .756 ve ω = .736 bulunmuştur. Bulgular iki alt boyutun araştırma amaçlı kullanımına ilişkin başlangıç düzeyinde ve kısmi psikometrik kanıt sunmaktadır. Alt boyutların ayrı puanlanması önerilmekte; toplam puanın yorumlanabilirliğinin ve ölçeğin psikometrik özelliklerinin farklı örneklemlerde yeniden sınanması gerekmektedir.

Anahtar kelimeler: Müzik psikolojisi, çalgı eğitimi, öğrenilmiş çaresizlik, çalgı performansı, ölçek uyarlama

ABSTRACT

Learned helplessness is a psychological condition characterized by an organism's (human or animal) repeated exposure to unavoidable and aversive stimuli over which it has no control, leading it to learn to refrain from responding and remain passive—even when the opportunity to change the situation arises. Identifying learned helplessness, which negatively affects musical performance, is crucial for taking the necessary measures in music education. This study aimed to adapt the Learned Helplessness Scale, developed by Quinless and McDermott-Nelson, into Turkish and to the context of musical instrument performance. The scale items were translated into Turkish and modified to address musical instrument performance; the draft was then submitted for review to 10 music education experts, one Turkish language expert, and two English language experts. The content validity index (S-CVI/Ave) for the initial draft form was calculated as .831, and

Şevki Özer Akçay — soakcay@atauni.edu.tr
Geliş tarihi/Received: 11.05.2026 — Kabul tarihi/Accepted: 23.09.2026 — Yayın tarihi/Published: 26.10.2026

Telif hakkı © 2026 Yazar(lar). Açık erişimli bu makale, orijinal çalışmaya uygun şekilde atıfta bulunulması koşuluyla, herhangi bir ortamda veya formatta sınırsız kullanım, dağıtım ve çoğaltmaya izin veren **Creative Commons Attribution License (CC BY)** altında dağıtılmıştır.

Copyright © 2026 The Author(s). This is an open access article distributed under the **Creative Commons Attribution License (CC BY)**, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium or format, provided the original work is properly cited.

the items were revised based on the experts' feedback. Exploratory factor analysis (EFA) was conducted on data from 163 students enrolled in professional music education programs at three universities; confirmatory factor analysis (CFA) was conducted on data from 160 students at 10 universities collected at different times. In EFA, a polychoric correlation matrix, the minimum residual extraction method, oblimin rotation, and FA-based parallel analysis were used. As a result of the analyses, five items were removed, and a two-factor structure consisting of 15 items was obtained, explaining 38.5% of the total variance. The two-factor model, tested using the WLSMV method on an independent sample, showed better fit than the one-factor model: $\chi^2(89) = 227.343$, CFI = .923, TLI = .910, RMSEA = .099, 90% CI [.083, .115], and SRMR = .091. However, the RMSEA and SRMR values indicated that the model's absolute fit did not reach an adequate level. For the Perceived Lack of Control subscale, $\alpha = .846$ and $\omega = .858$ were found; for the Perceived Performance Competence subscale, $\alpha = .756$ and $\omega = .736$ were found. The findings provide preliminary and partial psychometric evidence regarding the use of these two subscales for research purposes. It is recommended that the subscales be scored separately; the interpretability of the total score and the psychometric properties of the scale must be retested in different samples.

Keywords: Music psychology, instrumental music education, learned helplessness, musical instrument performance, scale adaptation

1. GİRİŞ

Müzik eğitimi sürecinin temel boyutlarından biri olan çalgı eğitimi yalnızca teknik becerilerin kazandırılmasıyla sınırlı olmayıp, aynı zamanda bireyin davranış ve düşüncelerinin etkisiyle ortaya çıkan psikolojik bir yapıyı da içermektedir. Bireyin geçmişte öğrenmiş olduğu birtakım davranışları, tutumları, özyeterlik inançları çalgı eğitimi sürecini etkileyen psikolojik boyutu oluşturmaktadır. Diğer öğrenme yaşantılarında olduğu gibi, çalgı eğitimi süreci de bireyin bilişsel, duyuşsal ve devinişsel yönleriyle bir bütün olarak dâhil olduğu eğitim yaşantılarını içermektedir. Çalgı performansında başarıya etki eden çok sayıda faktör bulunmaktadır. Çalgı performansına yönelik başarıyı etkileyen etmenlerin veya başarısızlığın kaynağına inebilmenin bir yolu da bu süreç ile ilgili çeşitli tespitlerde bulunmaktır. Bireyin başarısını etkileyen faktörlerden biri de çalgı performansına yönelik öğrenilmiş çaresizlik inancıdır.

Öğrenilmiş çaresizlik, genellikle bir organizmanın (insan veya hayvan) kontrol edemeyeceği, kaçınılmaz ve caydırıcı uyaranlara tekrar tekrar maruz kalması sonucunda, durumu değiştirme imkânı doğsa dahi herhangi bir tepki vermemeyi ve pasif kalmayı öğrenmesiyle karakterize edilen psikolojik bir durumdur. Öğrenilmiş çaresizlik terimi hem bir deneysel işlemi hem de bu deneysel işlem sonucu ortaya çıkan davranış örüntüsünü tanımlamak amacıyla ilk kez Seligman vd. tarafından kullanılmıştır (Hiroto ve Seligman, 1975; Seligman, 1972; Seligman ve Maier, 1967). Temel sav, kontrol edilemeyen süreçlere maruz kalan hayvanların, sonuçlar üzerinde hiçbir kontrollerinin olmadığına dair bir inanç geliştirdikleri; bu inancın da motivasyonu azalttığı, yeni nedensel ilişkileri öğrenme becerisini zayıflattığı ve duygusal bozulmalara yol açtığıdır. Benzer olgular kısa sürede insanlarda da gözlemlenmiştir (Abramson vd., 1978; Alloy vd., 1984).

İnsanın zaman içerisinde kazandığı, refleks hareketleri dışındaki her davranışı öğrenilmiştir. Ancak insan, yalnızca olumlu davranışları değil, istenmeyen olumsuz davranışları da öğrenmektedir. Öğrenilmiş çaresizlik ise öğrenilen olumsuz davranışlardan biridir. İnsanların zaman içerisinde öğrendikleri, yeni öğrendiklerine etki etmektedir. Daha önce gerçekleşen öğrenmeler kişilerin öğrenmesini ya basitleştirmekte ya da içinden çıkılamaz bir hale getirmektedir. Öğrenilmiş çaresizlik davranışı da kişinin öğrenmesini negatif yönde etkileyen bir etmendir (Düzgün ve Hayalioğlu, 2006).

Öğrenilmiş çaresizlik, harekete geçme ya da güdülenme eksikliğine karşı gösterilen bir tepki olarak tanımlanmaktadır. İnsanlar, davranışlarının olay ya da durumların sonuçlarını hiçbir şekilde etkilemediğine inandıklarında, öğrenilmiş çaresizlik ortaya çıkmaktadır. Öğrenilmiş çaresizlik duygusu, bireyin harekete geçmektense boş vermesine, bir işi öğrenmeyi ertelemesine ve depresyon ya da kaygı gibi duygusal sorunlar yaşamasına yol açmaktadır (Seligman, 1975, Akt., Sutherland vd., 2004).

Kişinin kendi potansiyellerini gerçekleştirmesine engel olan öğrenilmiş çaresizliğin altında, bir durum/olay karşısında yaşanan başarısızlığın, sonraki başarısızlıkların habercisi olacağı yönündeki akılcı olmayan inancın yattığı görülmektedir (Ulusoy-Doğmuş ve Duy, 2013). Firmin vd. (2004) de insanların öğrenilmiş çaresizlik sonucunda karşılaştıkları engellerden kolaylıkla kaçınma ve kabullenme davranışı gösterdiklerini; ayrıca görece kolay olan işlere yönelme eğiliminde olduklarını ve söz konusu durumun genellikle başarısızlığın kontrol edilemeyeceği durumlarda ortaya çıktığını belirtmişlerdir.

Akademik başarı ya da başarısızlık deneyimleri, bireyin sonraki akademik yaşantısını planlamasında belirleyici bir rol oynamaktadır. Akademik olarak başarısız olan öğrenciler, sonraki öğrenmeler için göstermesi gereken

çabayı göstermeyip, ne yaparsa yapsın sonuç üzerinde herhangi bir etkisinin olamayacağını düşünmeye başlayabilir. Öğrenciler, başarısını engellediğini düşündüğü faktörlere yüklemeler yaparlar (Avcı, 2008). Atıf kuramı bağlamında, başarı ya da başarısızlıklarını üç temel boyutta değerlendirebilirler: *nedenselliğin kaynağı (içsel/dışsal), değişkenlik (sabit/değişken)* ve *kontrol edilebilirlik (kontrol edilebilir/kontrol edilemez)* (Weiner, 1985). Öğrencilerin başarısızlıklar sonucunda, öncelikle kaçma davranışı sergiledikleri, zamanla başarısızlıklarının sebebini kendilerine yükledikleri ve yetersizlik duygusunun geliştiği öne sürülmüştür (Tan, 2015). Başarı ya da başarısızlığını içsel ve kontrol edilebilen bir faktör olan çabaya yükleyenlerin, kontrol edilemeyen faktörler olan yetenek, şans ve iş güçlüğüne yükleyenlerden daha başarılı olduğu bilinmektedir. Başarısızlığı kontrol edilemeyen faktörlere yükleme ise öğrenmeye karşı isteksizliğe ve giderek öğrenilmiş çaresizliğe yol açmaktadır (Wittrock, 1986, Akt., Kelecioğlu, 1992). Ancak, bireylerin başarı ya da başarısızlıkları pek çok nedenle ilişkilendirilebilmektedir. Başarı faktörünün algı, motivasyon ve çalışma disiplini gibi bireysel unsurların yanı sıra çevresel etkenler, fiziksel olanaklar, sosyal olanaklar, teknolojik altyapı, toplumsal bakış açısı gibi unsurlarla da ilişkili olduğu göz ardı edilmemelidir (Kurtuldu, 2012).

Öğrenilmiş çaresizliğin birey üzerindeki etkisinin eğitim, psikoloji ve motivasyon gibi konular çerçevesinde çeşitli disiplinlerde ele alındığı araştırmalar bulunmaktadır. Bu araştırmalar, öğrenilmiş çaresizlik ile akademik başarı (Avcı, 2008), motivasyon (Barutçu ve Çöllü, 2020; Çizel ve Çizel, 2014), akademik özyeterlik ve akademik erteleme davranışları (Ekinci ve Gökler, 2017), mobbing (Çelebi, 2018), psikolojik uyum (Valås, 2001), yaşam başarısı (Aydın, 2006), benlik saygısı (Gözaydın, 2017), matematik kaygısı ve tutum düzeyleri (Tan, 2015) arasındaki ilişkilere odaklanmaktadır. Bunun yanında matematik (Taş, 2017), yabancı dil (Tokçalar, 2025) gibi belirli derslere yönelik öğrenilmiş çaresizliğe odaklanan çalışmalar da bulunmaktadır. Ayrıca felsefe ve din bilimleri (Kara, 2009), spor ve performans psikolojisi (Sankaran, 2018) gibi alanlarda da öğrenilmiş çaresizlik konusu ele alınmıştır. Müzik alanında öğrenilmiş çaresizlik konusunda yapılan araştırmalar ise çok az ve sınırlıdır. Wong ve Chik'in (2015) çalışmasında Hong Kong'daki kapsayıcı müzik eğitiminin uygulanması sırasında ilkokul müzik öğretmenlerinin karşılaştıkları sorunları incelenmektedir. Çalışmanın temel iddiası, yeterli mesleki eğitim ve kurumsal destek sağlanmadan yürütülen kapsayıcı eğitimin hem özel eğitim gereksinimli öğrencileri hem de müzik öğretmenlerini öğrenilmiş çaresizliğe sürükleyebildiğidir. Ancak metodolojik açıdan bakıldığında çalışmada çok küçük bir örneklemden nitel görüşme yoluyla toplanan veriler sonucunda ulaşılan bulgular istatistiksel olarak genellenebilir değil, öğretmenlerin deneyimlerini ve algılarını derinlemesine ortaya koyan nitel bulgulardır. Çünkü öğretmenlere öğrenilmiş çaresizlik ölçeği uygulanmamış, öğrencilerin çaresizlik düzeyleri de ölçülmemiştir. Görüşme sorularının ve içerik analizinin doğrudan öğrenilmiş çaresizliğin bilişsel, duygusal veya motivasyonel bileşenlerine göre yapılandırıldığına ilişkin bir bilgi de verilmemektedir. Dolayısıyla araştırmanın sonuçları çok sınırlı bir çerçevede değerlendirilebilir. Ancak yine de söz konusu çalışma, öğrenilmiş çaresizliğin yalnızca genel akademik başarıyla ilgili olmadığını, müzik eğitiminin özel koşulları içinde de ortaya çıkabileceğini göstermesi bakımından önemlidir. Literatüre bakıldığında müzik alanında öğrenilmiş çaresizliği konu alan araştırmaların çok az ve sınırlı olması, bu araştırmanın özgün değerini göstermektedir. Bu çalışmada uyarlanan çalgı performansına yönelik öğrenilmiş çaresizlik ölçeğinin, müzik eğitimi alanındaki öğrenilmiş çaresizlik iddialarının yalnızca gözlem ve görüşmelere değil, geçerliği ve güvenirliği sınanmış bir ölçme aracına dayandırılması bağlamında katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Müzikal performans; ince motor hareketlerin eşgüdümü, dikkat ve hafıza, estetik ve yorumlama gibi çeşitli becerilerin yanında sabır ve çaba gerektiren bir süreçtir (Kenny vd., 2004). "Müzik eğitiminde bireylerin başarı ya da başarısız olmaları, sonraki performanslarını yakından ilgilendiren bir sonuçtur. Bireysel çalışmaların etkin olduğu müzik eğitimi sürecinde bireylerin başarı düzeyleri, performansa ve bu performansı etkileyen motivasyon, yetenek ve pratik yapma gibi unsurlara bağlıdır" (Kurtuldu, 2012, s. 162).

Çalgı performansına yönelik sorunların tespiti, başarıyı etkileyen faktörlerin belirlenmesi ile sürecin daha sistematik ve etkin olması sağlanabilir. Mesleki müzik eğitiminde bireysel çalgı performansı; öğrencinin öz yeterlik inançları, çalışma alışkanlıkları ve psikolojik durumları arasındaki karmaşık etkileşimden doğrudan etkilenir. Düşük öz yeterlik algısı, öğrenilmiş çaresizlik kavramıyla ilişkilendirilebilir. Bireyin kendi yeteneklerine duyduğu güvenin azalması, başarısızlığı değiştirilebilir bir etken olan "çaba" yerine, sabit bir özellik olan "yetenek eksikliğine" yüklemesine neden olabilir (Akçay vd., 2021; Çağlayan, 2024). Bu bağlamda "çalıştım ama çalamıyorum" düşüncesi, düzenli ve bilinçli yapılmayan çalışmaların teknik gelişimi engellemesi ve sonucunda sahne stresini artırarak öz yeterliği düşürmesiyle bu süreci tetikleyebilir (Bostancı, 2024). Özellikle performans kaygısı, öz yeterlik ile anlamlı bir negatif ilişki içindedir (Bostancı, 2024; Çağlayan, 2024; Yorulmaz-Birdal, 2021; Yöndem vd., 2019). Yüksek kaygı ve düşük akademik güdülenme, öğrencinin performans üzerindeki kontrolünü yitirdiğini hissetmesine ve çabalarının sonuç vermeyeceğine inanmasına yol açarak çaresizlik duygusunu pekiştirebilir (Yöndem vd., 2019). Bu durum, başarısızlık senaryolarının hayal edilmesine ve zorluklar karşısında mücadelenin bırakılmasına zemin hazırlayabilir.

Quinless ve McDermott-Nelson'un (1988) ölçeği ilk olarak farklı sağlık sorunları yaşayan bireylerden elde edilen veriler üzerinde geliştirilmiş olmakla birlikte, maddeleri belirli bir hastalığa veya sağlık davranışına değil; bireyin sonuçlar üzerindeki kontrol algısına, başarısızlık karşısındaki beklentilerine ve davranışlarıyla sonuçlar arasında kurduğu ilişkiye odaklanmaktadır. Çalgı performansı da yoğun çabaya rağmen tekrarlanan başarısızlık deneyimlerinin, kontrol kaybı algısının, yetenek ve çabaya yönelik nedensel yüklemelerin belirleyici olabildiği bir performans alanıdır. Bu ortak kuramsal bileşenler, ölçeğin çalgı performansı bağlamına uyarlanmasının temelini oluşturmuştur. Bununla birlikte maddelerin genel görev bağlamından çalgı performansına dönüştürülmesi yalnızca dilsel değil, aynı zamanda bağlamsal bir uyarlamayı gerektirmiştir.

1.1. Araştırmanın Amacı

Çalgı performansına yönelik öğrenilmiş çaresizliğin belirlenebilmesi, bu yapıyı geçerli ve güvenilir biçimde ölçebilecek bağlama özgü bir ölçme aracını gerektirmektedir. Bu çalışmada Quinless ve McDermott-Nelson (1988) tarafından geliştirilen Öğrenilmiş Çaresizlik Ölçeği'nin Türkçeye çevrilmesi ve çalgı performansı bağlamına uyarlanması amaçlanmıştır.

2. YÖNTEM

2.1. Araştırmanın Modeli

Bu araştırma Quinless ve McDermott-Nelson (1988) tarafından geliştirilen "Learned Helplessness Scale" adlı öğrenilmiş çaresizlik ölçeğinin hem Türkçeye hem de çalgı performansına uyarlanması amacıyla, nicel, kesitsel ve metodolojik bir ölçek uyarlama araştırması olarak tasarlanmıştır. Araştırmanın veri toplama prosedürü, Atatürk Üniversitesi Sosyal ve Beşerî Bilimler Etik Kurulu'na bağlı Güzel Sanatlar Birim Etik Kurulu'nun 26/02/2025 tarih ve 3 sayılı kararı ile bilimsel araştırma ve yayın etiği ilkeleri açısından uygun bulunmuştur. Araştırmada uyarlanan orijinal ölçeğin geliştiricilerinden 23/01/2025 tarihinde e-posta yoluyla izin alınmıştır.

2.2. Katılımcılar

Araştırmanın açımlayıcı faktör analizi (AFA) ve doğrulayıcı faktör analizi (DFA) aşamaları, aynı hedef evrenden ulaşılan fakat farklı katılımcılardan oluşturulan iki bağımsız örneklem üzerinde gerçekleştirilmiştir. Her iki örneklemde de katılımcıların Türkiye'de lisans düzeyinde mesleki müzik eğitimi veren bir programda öğrenim görmeleri, bireysel çalgı eğitimi almaları ve çalgılarında en az bir akademik yıllık eğitim deneyimine sahip olmaları ölçüt olarak belirlenmiştir. Öğrencilerin çalgı performansına ilişkin yeterli deneyime sahip olmalarını sağlamak amacıyla birinci sınıf öğrencileri araştırma kapsamına alınmamıştır.

AFA örneklemi, araştırma ekibinin erişebildiği üç üniversitede (Atatürk, Kafkas, Trabzon) öğrenim gören öğrencilerden uygun örnekleme yoluyla oluşturulmuştur. AFA ve DFA için veri toplama sürecine katılan öğrencilerin demografik özelliklerinin dağılımları Tablo 1'de verilmiştir. Araştırma bağlantısı, araştırma ekibinin görev yaptığı üniversitede araştırmacılar ve ilgili öğretim elemanları; diğer iki üniversitede ise sınıf danışmanları aracılığıyla öğrencilere ulaştırılmıştır. Araştırmaya gönüllü olarak katılan ikinci, üçüncü ve dördüncü sınıf öğrencilerinden toplam 163 yanıt alınmıştır. Ölçek maddelerinin tamamı çevrimiçi formda zorunlu yanıt olarak tanımlandığından eksik veri oluşmamış ve 163 katılımcının tamamı AFA'ya dâhil edilmiştir. DFA örneklemi, AFA sonucunda elde edilen yapının bağımsız bir örneklemde sınanması amacıyla yaklaşık bir yıl sonra oluşturulmuştur. Mesleki müzik eğitimi veren farklı üniversitelerde görev yapan öğretim elemanlarıyla iletişime geçilmiş ve araştırmaya katılım davetinin öğrencilere ulaştırılması istenmiştir. Bağlantıya gönüllü olarak yanıt veren dokuz üniversiteden (Atatürk, Çanakkale Onsekiz Mart, Çankırı Karatekin, Tokat Gaziosmanpaşa, Kafkas, Ondokuz Mayıs, Osmaniye Korkut Ata, Trabzon, Trakya) 160 ikinci, üçüncü ve dördüncü sınıf öğrencisi DFA örneklemini oluşturmuştur. Ölçek maddelerinin tamamı zorunlu yanıt olarak tanımlandığından eksik veri bulunmamış ve 160 katılımcının tamamı analize alınmıştır. AFA ve DFA örneklemleri farklı zamanlarda (AFA Haziran 2025, DFA Temmuz 2026) ve farklı üniversite ağları üzerinden oluşturulmuş olmakla birlikte, katılımcıların iki uygulamaya birden katılmasını bireysel düzeyde denetleyen bir kimlik eşleştirmesi yapılmamıştır. Veri toplama formunun girişinde katılımcılara araştırmanın amacı, tahmini yanıt süresi, katılımın gönüllülüğü, yanıtların gizliliği ve verilerin yalnızca bilimsel amaçlarla kullanılacağı hakkında bilgi verilmiştir. Katılımcılardan ad ve soyadı istenmemiş; bilgilendirme metnini okuyarak formu doldurmaya devam etmeleri gönüllü katılım beyanı olarak değerlendirilmiştir.

Tablo 1

Öğrenci Katılımcıların Demografik Özellikleri

	Açımlayıcı Faktör Analizi			Doğrulayıcı Faktör Analizi		
Değişken	**Alt Değişken**	**f**	**%**	**Alt Değişken**	**f**	**%**
Cinsiyet	Kadın	92	56,44	Kadın	102	63,75
	Erkek	71	43,56	Erkek	58	36,25
Fakülte	Eğitim	15	9,20	Eğitim	80	50,00
	GSF*	64	39,27	GSF	29	18,12
	Konservatuvar	84	51,53	Konservatuvar	51	31,88
Sınıf	2	65	39,88	2	38	23,75
	3	54	33,12	3	27	16,87
	4	44	27,00	4	95	59,38

** Türkiye'de yükseköğretim sisteminde güzel sanatlar alanında fakülte isimleri değişiklik gösterdiğinden, farklı adlar ayrıca belirtilmemiş, tümü "Güzel Sanatlar Fakültesi" olarak kabul edilmiştir.*

AFA örneklemindeki öğrencilerin çalgı eğitimi süreleri 1–30 yıl arasında değişmekte olup ortalama 4,5 yıldır; DFA örnekleminde ise 1–30 yıl arasında değişmekte ve ortalama 5,9 yıldır.

Görüş alınan uzmanların akademik deneyimleri en az 11, en fazla 31 yıl olup ortalama deneyim süresi 22,8 yıl olarak belirlenmiştir. Bu da uzmanların akademik deneyimlerinin yüksek olduğunu göstermektedir.

2.3. Verilerin Toplanması

Orijinal Öğrenilmiş Çaresizlik Ölçeği

Quinless ve McDermott-Nelson (1988) tarafından geliştirilen "Learned Helplessness Scale" adlı öğrenilmiş çaresizlik ölçeği, 3 faktör ve 20 sorudan oluşan, 4'lü Likert tipi bir ölçektir. Maddelerin yarısı pozitif yarısı negatif ifadelerden oluşmaktadır. Ölçekten alınan puanlar 20–80 arasında değişmektedir ve puan ne kadar yüksekse, öğrenilmiş çaresizlik düzeyi de o kadar yüksek olarak yorumlanmaktadır. Ölçeğin faktör analizi sonucunda birinci faktör dışsal-içsel (external-internal), ikinci faktör genellik-özgülük (globality-specificity) ve üçüncü faktör de kararlılık-kararsızlık (stability-instability) olarak tanımlanmıştır. Ölçeğin geçerlik ve güvenirlik analizleri için onkoloji hastaları, hemodiyaliz hastaları ve omurilik yaralanması hastalarından oluşan üç farklı gruptan veri toplanmış ve Alpha güvenirlik katsayısı her örneklem için .83 ve üzeri olarak bulunmuştur.

Türkçeye ve Çalgı Performansına Yönelik Uyarlama Süreci

Orijinal ölçeğin Türkçeye ve çalgı performansı bağlamına uyarlanması için ölçek geliştiricilerinden e-posta yoluyla izin alınmıştır. Ardından araştırma ekibindeki iki yazar, özgün İngilizce maddeleri birlikte Türkçeye çevirmiş ve her maddeyi çalgı performansı bağlamına uyarlamıştır. Bu aşamada yalnızca sözcük düzeyinde çeviri yapılmamış; özgün maddelerin ölçmeyi amaçladığı anlam korunarak görev, başarı, kontrol ve sonuç gibi genel ifadeler çalgı performansına özgü hâle getirilmiştir. Hazırlanan 20 maddelik Türkçe taslak form, kapsam ve ifade uygunluğunun değerlendirilmesi amacıyla 10 müzik eğitimi, bir Türkçe ve iki İngilizce uzmanı olmak üzere toplam 13 uzmanın görüşüne sunulmuştur. Görüş alınan uzmanların demografik özellikleri Tablo 2'de verilmiştir. Uzmanlardan her maddeyi 1 = "uygun değil", 2 = "biraz uygun", 3 = "uygun" ve 4 = "tam uygun" seçenekleri üzerinden değerlendirmeleri ve gerekli gördükleri maddeler için yazılı düzeltme önerileri sunmaları istenmiştir. Müzik eğitimi uzmanları maddeleri çalgı eğitimi ve performansı bağlamına uygunluk, Türkçe uzmanı anlatım ve anlaşılırlık, İngilizce uzmanları ise özgün ve uyarlanmış ifadeler arasındaki dilsel ve anlamsal eşdeğerlik bakımından değerlendirmiştir.

Tablo 2

Görüş Alınan Uzmanların Demografik Özellikleri

Değişken	Alt Değişken	f	%
Cinsiyet	Kadın	7	53,84
	Erkek	6	46,16
Fakülte	Eğitim	7	53,84
	GSF	2	15,38
	Konservatuvar	1	7,69
	Edebiyat	3	23,07
Ünvan	Prof. Dr.	6	46,16
	Doç. Dr.	5	38,46
	Dr. Öğr. Üyesi	2	15,38

Uzman puanları kullanılarak madde düzeyinde kapsam geçerlik indeksi (I-CVI) ve ölçek düzeyinde ortalama kapsam geçerlik indeksi (S-CVI/Ave) hesaplanmıştır. Hesaplamada 3 ve 4 puanları kapsam bakımından uygun kabul edilmiştir. Uzmanların yazılı görüşleri ise madde bazında karşılaştırılarak anlam belirsizliği, çalgı performansı bağlamına uygunluk, birden fazla yapının aynı maddede ölçülmesi ve Türkçe ifade özellikleri bakımından değerlendirilmiştir. İlk taslak formun S-CVI/Ave değeri .831 olarak bulunmuştur. Özellikle düşük kapsam geçerliği gösteren veya uzmanların önemli değişiklik önerdiği maddeler yeniden düzenlenmiştir. İlk revizyonun ardından bazı uzmanların talebi üzerine özgün İngilizce maddeleri, ilk Türkçe uyarlamaları ve revize ifadeleri birlikte gösteren karşılaştırmalı bir form hazırlanmış ve bu uzmanlara ikinci kez gönderilmiştir. Özgün İngilizce maddeler ile Türkçe uyarlamalar arasındaki dilsel ve anlamsal eşdeğerlik iki İngilizce uzmanının değerlendirmeleriyle incelenmiş olmakla birlikte, iki dilli bir örneklem üzerinde uygulama ve korelasyon temelli ampirik dil eşdeğerliği analizi yapılmamıştır. Bu nedenle çalışmada dil eşdeğerliğine ilişkin kanıtlar uzman değerlendirmeleriyle sınırlıdır. İkinci tur görüşler doğrultusunda gerekli düzenlemeler yapılarak 20 maddelik "Çalgı Performansına Yönelik Öğrenilmiş Çaresizlik Ölçeği" formu taslağı, Google Forms yoluyla 163 kişilik örnekleme, çevrimiçi olarak uygulanarak veriler toplanmıştır. Açımlayıcı faktör analizi sonrasında ölçekten 5 madde çıkartılmış ve maddeler yeniden sıralanarak 15 maddelik yeni ölçek formu yine Google Forms yoluyla 160 kişilik farklı bir örnekleme tekrar uygulanarak nihai veriler elde edilmiştir. Araştırmada ayrı bir pilot uygulama yapılmamış; uzman değerlendirmeleri sonucunda oluşturulan 20 maddelik formun 163 katılımcıya uygulanması AFA'nın gerçekleştirildiği esas uygulamayı oluşturmuştur.

2.4. Verilerin Analizi

Ölçek verilerinin geçerlik ve güvenirlik analizlerinde ilgili istatistik testleri kullanılmıştır. Faktör analizi için verinin uygunluğu Kaiser-Meyer-Olkin Katsayısı (KMO) testi (örneklem yeterliliği) ve Bartlett Küresellik Testi ile analiz edilmiştir. Ölçeğin faktör yapısının belirlenmesi için açımlayıcı faktör analizi ve doğrulayıcı faktör analizi, güvenirlik katsayısının belirlenmesi için de Cronbach'ın alfa ve McDonald'ın omega testleri uygulanmıştır. Ölçek yapısının keşfedilmesi ve madde havuzunun iyileştirilmesi amacıyla ilk örneklemden (N = 163) elde edilen veriler üzerinde açımlayıcı faktör analizi (AFA) gerçekleştirilmiştir. AFA, maddelerin ordinal yapısı dikkate alınarak polikorik korelasyon matrisi üzerinden, minimum residual çıkarma yöntemi ve oblimin eğik döndürme kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Korunacak faktör sayısının belirlenmesinde FA-temelli paralel analiz, özdeğerler, yamaç-birikinti grafiği, faktörlerin yorumlanabilirliği ve madde yükleri birlikte değerlendirilmiştir. Problemli maddelerin çıkarılmasının ardından AFA aynı keşfedici örneklemde 15 maddelik form üzerinde tekrarlanmıştır. Elde edilen 15 maddelik iki faktörlü yapı, farklı zamanda ve farklı katılımcılardan elde edilen bağımsız ikinci örneklemde (N = 160) doğrulayıcı faktör analizi (DFA) ile sınanmıştır. DFA, dört kategorili Likert

tipi maddelerin ordinal ölçme düzeyi dikkate alınarak, ordinal göstergeler için önerilen ortalama ve varyansa göre düzeltilmiş ağırlıklandırılmış en küçük kareler (WLSMV) kestirim yöntemiyle gerçekleştirilmiştir (Park, 2023). Analizlerde dayanıklı standart hatalar (robust standard errors) ve %95 güven aralıkları hesaplanmış; maddeler kategorik değişkenler olarak tanımlanmıştır. Ölçeğin puan yönünün öğrenilmiş çaresizlik bakımından tutarlı hâle getirilmesi amacıyla olumlu ifadeli 2, 3, 4, 8, 11, 12, 14 ve 15. maddelerin ters kodlanmış değişkenleri DFA'da kullanılmıştır. Model parametrelerinin yorumlanmasında tamamen standartlaştırılmış çözüm esas alınmıştır. Model uyumu ki-kare testi, karşılaştırmalı uyum indeksi (CFI), Tucker–Lewis indeksi (TLI), yaklaşık hataların ortalama karekökü (RMSEA)'nın %90 güven aralığı ve standartlaştırılmış hata kareleri ortalamasının karekökü (SRMR) değerleriyle değerlendirilmiştir. DFA örnekleminde analiz değişkenleri bakımından eksik veri bulunmadığından 160 katılımcının tamamı analize dâhil edilmiştir. Önerilen iki faktörlü yapının alternatif yapılara göre uygunluğunu değerlendirmek amacıyla bütün maddelerin tek bir genel faktöre yüklendiği tek faktörlü model de sınanmıştır. Ayrıca iki faktörlü yapının olumlu–olumsuz madde yönünden etkilenme olasılığını incelemek amacıyla, bütün maddelerin genel öğrenilmiş çaresizlik faktörüne, olumlu ifadeli maddelerin ise ayrıca genel faktörle ilişkisiz özel/yöntem faktörüne yüklendiği alternatif bir model kurulmuştur. İki ilişkili faktörlü model ile genel + özel faktör modeli arasındaki karşılaştırmada WLSMV kestirimine uygun Satorra–Bentler ölçeklendirilmiş ki-kare fark testi (Satorra ve Bentler, 2010) kullanılmıştır.

Uzman değerlendirmelerinin nicel analizinde madde düzeyinde kapsam geçerlik indeksi (I-CVI) ve ölçek düzeyinde ortalama kapsam geçerlik indeksi (S-CVI/Ave) hesaplanmıştır. Dört dereceli değerlendirmede 3 ve 4 puanları kapsam bakımından uygun kabul edilmiş; I-CVI, maddeyi uygun bulan uzmanların toplam uzman sayısına oranlanmasıyla, S-CVI/Ave ise maddelere ait I-CVI değerlerinin ortalaması alınarak hesaplanmıştır (Yusoff, 2019).

Temel AFA, DFA ve güvenirlik analizleri JASP sürüm 0.96.0 ile (JASP Team, 2026); genel + özel faktör modeli ve ölçeklendirilmiş ki-kare fark testi ise R sürüm 4.5.1 ortamında (R Core Team, 2025) lavaan sürüm 0.7.2 kullanılarak (Rosseel, 2012) gerçekleştirilmiştir.

3. BULGULAR

İlk taslak formun madde düzeyindeki kapsam geçerlik indeksleri .615 ile 1.000 arasında değişmiş, S-CVI/Ave değeri .831 olarak hesaplanmıştır. On üç maddenin I-CVI değeri .78'in üzerinde bulunurken, beş madde .769 ile ölçütün hemen altında, 9 ve 17. maddeler ise .615 ile belirgin biçimde düşük bulunmuştur. Uzmanların nicel değerlendirmeleri ve yazılı önerileri birlikte incelenerek özellikle anlam belirsizliği, çalgı performansı bağlamına uygunluk ve birden fazla yapıyı içerme bakımından sorunlu görülen maddeler revize edilmiştir. Revize edilen ifadelerden bazıları özgün İngilizce maddeler ve ilk Türkçe uyarlamalarıyla birlikte uzmanlara yeniden sunulmuş ve alınan son görüşlerle 20 maddelik uygulama formu oluşturulmuştur.

3.1. Geçerlik Testleri

Faktör analizi öncesinde veri yapısının faktörlenebilirliğini değerlendirmek amacıyla KMO (Tablo 3) ve Bartlett (Tablo 4) küresellik testleri uygulanmıştır. Yirmi maddelik taslak formun genel KMO değeri .714 olarak bulunmuştur. Maddelerin çoğunda MSA değerleri .60'ın üzerinde (Tortumlu ve Uzunbacak, 2022) olmakla birlikte, Madde 4 (.446) ve Madde 15'in (.536) değerleri düşük kalmıştır. Bartlett küresellik testinin anlamlı olması, maddeler arasındaki korelasyonların faktör analizi için yeterli olduğunu göstermiştir. Ölçeğin orijinal yapısının uyarlama çalışmasında mümkün olduğunca korunması amacıyla düşük MSA değerine sahip maddeler ölçekten çıkartılmadan açımlayıcı faktör analizi uygulanmasına karar verilmiştir.

Tablo 3

20 Maddelik Taslak Ölçeğin KMO Testi Sonuçları

	MSA
Genel MSA	0.714
M1	0.813
M3	0.731
M4	0.446
M7	0.762
M8	0.698
M9	0.777
M11	0.630
M13	0.731
M17	0.746
M18	0.778
M2	0.747
M5	0.686
M6	0.766
M10	0.656
M12	0.665
M14	0.783
M15	0.536
M16	0.705
M19	0.653
M20	0.749

Tablo 4

20 Maddelik Taslak Ölçeğin Bartlett Küresellik Testi Sonuçları

X^2	df	p
1219.442	190.000	< .001

Açımlayıcı Faktör Analizi (AFA)

Ölçeğin faktör yapısını belirlemek amacıyla yapılan AFA sonucunda ilk iki gerçek veri özdeğeri simüle veri özdeğerlerini açık biçimde aşarken, üçüncü faktördeki farkın sınırlı olduğu görülmüştür. Bu nedenle iki ve üç faktörlü çözümlerin faktörlerin yorumlanabilirliği, basit yapı, faktör başına madde sayısı, uyum indeksleri ve model sadeliği bakımından karşılaştırılmıştır.

İlk yirmi maddelik iki faktörlü çözümün uyum indeksleri yeterli düzeye ulaşmamıştır: RMSEA = .102, %90 GA [.091, .115], SRMR = .069, TLI = .681 ve CFI = .749. Örüntü matrisi incelendiğinde Madde 3'ün her iki faktöre birbirine yakın düzeyde yüklenerek belirgin çapraz yük gösterdiği (λ_1 = −.428, λ_2 = −.484) belirlenmiştir. Madde 4, Madde 15 ve Madde 17'nin en yüksek faktör yükleri .40'ın altında kalmıştır. Madde 12'nin birincil faktör yükü .399 olmakla birlikte diğer faktörde de −.288 yük vermesi ve ortak varyansının düşük olması nedeniyle faktörel açıdan belirsiz olduğu değerlendirilmiştir. Faktör yükleri, çapraz yükler, ortak varyanslar ve madde içerikleri birlikte değerlendirilerek 3, 4, 12, 15 ve 17. maddeler ölçekten çıkarılmış, kalan maddeler 1'den 15'e kadar yeniden numaralandırılmıştır. Ardından AFA, yeniden numaralandırılan on beş maddelik form üzerinde tekrarlanmıştır. Nihai formun genel KMO katsayısı .758, madde bazındaki MSA değerleri .658–.834 aralığında bulunmuştur. Bartlett küresellik testi anlamlıdır, $\chi^2(105) = 842.152$, $p < .001$. Bu sonuçlar korelasyon matrisinin faktör analizine uygun olduğunu göstermiştir.

Nihai 15 maddelik forma uygulanan AFA sonucunda elde edilen örüntü matrisi Tablo 5'te verilmiştir. Birinci faktördeki madde yükleri .482 ile .839, ikinci faktördeki madde yükleri ise .367 ile .783 arasında değişmiştir. M2'nin faktör yükünün .40'ın altında (.367) ve benzersizlik değerinin yüksek (.852) olduğu görülmüştür. Ayrıca M3'ün faktör yükü kabul edilebilir düzeyde (.455) olmakla birlikte benzersizlik değerinin yüksek (.799) olduğu belirlenmiştir. Bu bulgular, M2 ve M3'ün faktörler tarafından açıklanan ortak varyanslarının görece düşük olduğuna işaret etmektedir. Maddeler kuramsal kapsamları ve uzman değerlendirmeleri dikkate alınarak ölçekte tutulmuş, bağımsız DFA örneklemindeki performansları ayrıca değerlendirilmiştir. Maddelerin mutlak değeri .20 ve üzerinde çapraz yük göstermemesi, nihai formun belirgin bir basit yapı sergilediğini göstermiştir. Döndürülmüş çözümde birinci faktör toplam varyansın %21,5'ini, ikinci faktör ise %17,0'sini açıklamıştır. İki faktörün açıkladığı toplam varyans %38,5 olarak bulunmuş, faktörler arasındaki korelasyon .171 olarak hesaplanmıştır. On beş maddelik iki faktörlü çözümde faktör yükleri ve basit yapı, ilk 20 maddelik çözüme göre iyileşmiş olmakla birlikte genel uyum indeksleri kabul edilebilir düzeye ulaşmamıştır: RMSEA = .098, %90 GA [.082, .116], SRMR = .063, TLI = .773 ve CFI = .837.

Tablo 5

Nihai 15 Maddelik Ölçeğin AFA Örüntü Matrisi

	Faktör 1	**Faktör 2**	**Benzersizlik**
M5	0.839		0.286
M13	0.749		0.436
M1	0.691		0.497
M7	0.684		0.545
M10	0.613		0.633
M9	0.560		0.664
M6	0.482		0.768
M8		0.783	0.384
M11		0.598	0.643
M12		0.595	0.597
M14		0.564	0.691
M4		0.543	0.659
M15		0.489	0.765
M3		0.455	0.799
M2		0.367	0.852

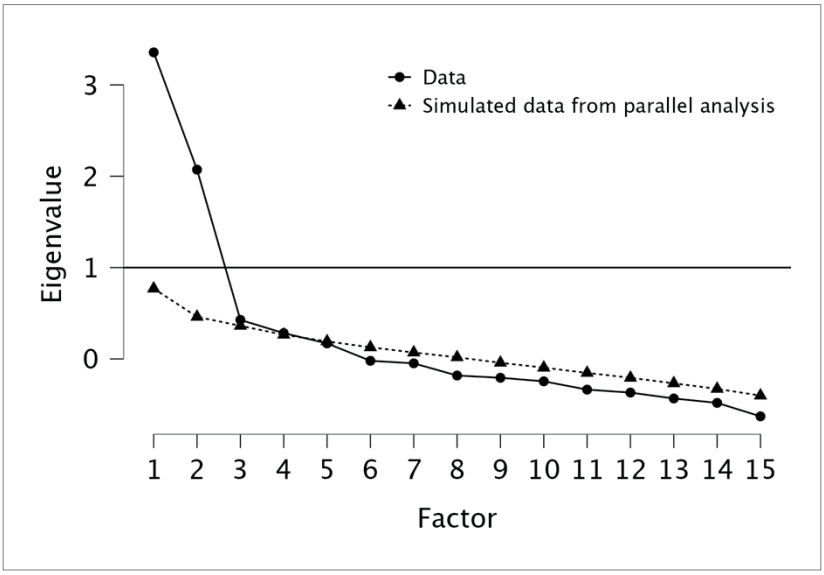
** Minimum residual çıkarma yöntemi ve oblimin eğik döndürme kullanılmıştır. Analiz polikorik korelasyon matrisi üzerinden gerçekleştirilmiştir. Mutlak değeri .20'nin altında olan faktör yükleri gösterilmemiştir.*

Üç faktörlü alternatif çözümde uyum indeksleri kısmen iyileşmekle birlikte üçüncü faktör yalnızca üç maddeyle tanımlanmış, bu maddelerin ikisi çapraz yük göstermiş ve Faktör 1 ile Faktör 3 arasındaki korelasyon sıfıra yakın bulunmuştur. Ayrıca BIC değerinin iki faktörlü çözümde daha düşük olması iki faktörlü yapıyı desteklemiştir. Bu bulgular kuramsal yorumlanabilirlik, basit yapı ve model sadeliğiyle birlikte değerlendirilerek on beş maddelik iki faktörlü çözüm korunmuştur.

Paralel analizde ilk iki gerçek veri özdeğerinin simüle veri özdeğerlerini açık biçimde aştığı, üçüncü faktördeki aşımın ise sınırlı olduğu görülmüştür. Bu nedenle faktör sayısı yalnızca paralel analiz grafiğine (Şekil 1) göre belirlenmemiş; iki ve üç faktörlü çözümler basit yapı, faktör başına madde sayısı, kuramsal yorumlanabilirlik, uyum indeksleri ve BIC bakımından karşılaştırılmıştır. Üçüncü faktörün yeterince kararlı ve yorumlanabilir bir yapı göstermemesi nedeniyle iki faktörlü çözüm korunmuştur.

Şekil 1

On Beş Maddelik Formun FA Temelli Paralel Analiz Grafiği



Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA)

Doğrulayıcı faktör analizinde ikinci faktördeki maddelerin ters kodlanmış değişkenleri kullanılmıştır. WLSMV kestirim yöntemiyle gerçekleştirilen doğrulayıcı faktör analizinde model ki-kare testi anlamlı bulunmuştur, $\chi^2(89) = 227.343$, $p < .001$. Karşılaştırmalı uyum indeksleri CFI (.923) ve TLI (.910) değerlerinin kabul edilebilir düzeyde olduğunu göstermiştir. Buna karşılık RMSEA (.099, %90 GA [.083, .115]) ve SRMR (.091) değerleri önerilen sınırların üzerinde kalmıştır. Önerilen iki faktörlü yapının tek faktörlü bir yapıdan daha uygun olup olmadığını değerlendirmek amacıyla, bütün maddelerin tek bir genel öğrenilmiş çaresizlik faktörüne yüklendiği alternatif bir model de test edilmiştir. Tek faktörlü modelin uyum indeksleri yetersiz bulunmuştur, $\chi^2(90) = 416.423$, $p < .001$, CFI = .819, TLI = .789, RMSEA = .151, %90 GA [.137, .166], SRMR = .135. Uyum indeksleri birlikte değerlendirildiğinde, iki faktörlü modelin tek faktörlü modele göre belirgin biçimde daha iyi uyum gösterdiği belirlenmiştir. Bununla birlikte iki faktörlü modelin RMSEA ve SRMR değerlerinin önerilen sınırların üzerinde olması nedeniyle modelin mutlak uyumunun yeterli düzeye ulaşmadığı görülmüştür.

İki faktörlü yapının madde ifade yönünden kaynaklanan bir yöntem etkisi içerip içermediğini değerlendirmek amacıyla, bütün maddelerin genel öğrenilmiş çaresizlik faktörüne, olumlu ifadeli maddelerin ise ayrıca bu maddelere özgü ortogonal bir faktöre yüklendiği alternatif bir model sınanmıştır. Genel + özel faktör modelinin uyum indeksleri $\chi^2(82) = 189.384$, $p < .001$, CFI = .940, TLI = .924, RMSEA = .091, %90 GA [.074, .108] ve SRMR = .070 olarak bulunmuştur. Bu model, iki ilişkili faktörlü modele göre istatistiksel olarak anlamlı düzeyde daha iyi uyum göstermiştir, $\Delta\chi^2(7) = 30.839$, $p < .001$. Olumlu ifadeli maddelere özgü faktör yüklerinin tamamı anlamlı olmakla birlikte, bazı maddelerin genel faktör yüklerinin düşük veya anlamsız olduğu belirlenmiştir. Bu sonuçlar olumlu ifadeli maddelerde genel faktörün ötesinde ortak varyans bulunduğunu göstermektedir. Ancak olumlu madde yönü ile Faktör 2'nin içeriği bütünüyle çakıştığı için, söz konusu ortak varyansın yöntem etkisinden mi yoksa faktörün özgül kuramsal içeriğinden mi kaynaklandığı kesin olarak ayrıştırılamamaktadır. Ayrıca genel + özel faktör modeli yakınsamış ve kabul edilebilir parametreler üretmiş olmakla birlikte, parametre kovaryans matrisinin sıfıra yakın bir özdeğere sahip olduğuna ilişkin uyarı vermiştir. Bu nedenle alternatif modele ilişkin bulgular ihtiyatla yorumlanmıştır.

İki faktör arasındaki standartlaştırılmış korelasyon pozitif yönde, orta düzeyde ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur, r = .535, SH = .059, z = 9.07, $p < .001$, %95 GA [.420, .651]. Korelasyonun .85'in altında kalması ve her iki faktöre ait AVE kareköklerinin faktörler arası korelasyondan yüksek olması, faktörlerin ilişkili olmakla birlikte birbirinden ayırt edilebilir yapılara işaret ettiğini göstermektedir. Bununla birlikte ikinci faktörün AVE değerinin .50'nin altında olması, bu faktörün yakınsak geçerliğinin yeterli düzeye ulaşmadığını göstermektedir (Cheung vd., 2024).

Standartlaştırılmış faktör yükleri (Tablo 6) incelendiğinde bütün maddelerin tanımlandıkları faktörlere anlamlı düzeyde yüklendiği görülmüştür ($p < .001$). Birinci faktördeki yükler .555 ile .837 arasında değişmektedir. Bu faktörün en güçlü göstergeleri Madde 13 ($\lambda = .837$), Madde 10 ($\lambda = .810$) ve Madde 5'tir ($\lambda = .793$). Madde 6 ($\lambda = .555$) ve Madde 9 ($\lambda = .594$) diğer maddelere göre daha düşük yüklenmekle birlikte kabul edilebilir düzeydedir. İkinci faktördeki yükler ise .345 ile .842 arasında değişmektedir. Bu faktörün en güçlü göstergeleri Madde 12 ($\lambda = .842$) ve Madde 11'dir ($\lambda = .794$). Madde 4 ($\lambda = .676$) ve Madde 8 ($\lambda = .611$) orta-yüksek; Madde 14 ($\lambda = .501$) ve Madde 15 ($\lambda = .535$) ise görece düşük fakat sınırda kabul edilebilir yükler göstermiştir. Buna karşılık Madde 2 ($\lambda = .366$) ve Madde 3'ün ($\lambda = .345$) standartlaştırılmış faktör yükleri .40'ın altında kalmıştır. Bu iki madde istatistiksel olarak anlamlı yükler vermekle birlikte, ikinci faktörü açıklama güçlerinin düşük olduğu görülmektedir. 15 maddelik nihai çalgı performansına yönelik öğrenilmiş çaresizlik ölçeğinin DFA yol diyagramı Şekil 2'de verilmiştir.

Tablo 6

Çalgı Performansına Yönelik Öğrenilmiş Çaresizlik Ölçeğinin Standartlaştırılmış DFA Faktör Yükleri

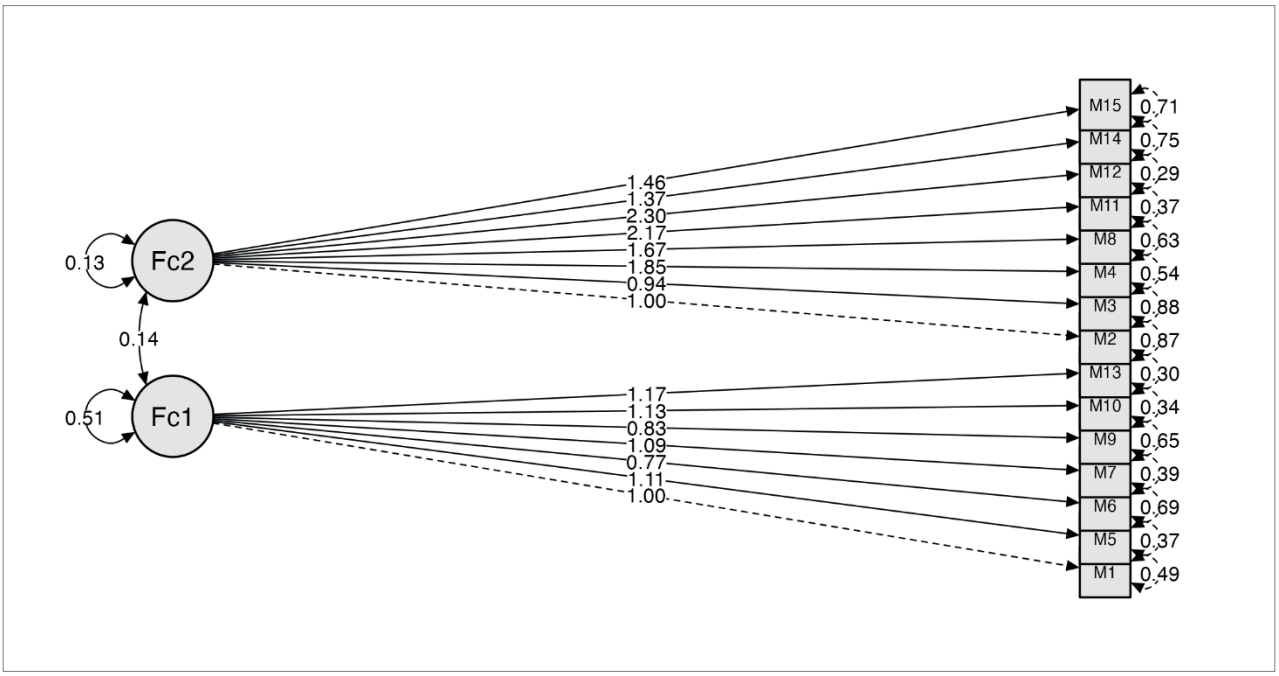
						95% Güven Aralığı	
Faktör	**Gösterge (Madde)**	**Std. tahmin (λ)**	**Std. Hata**	**z**	**p**	**Alt sınır**	**Üst sınır**
Faktör 1	M1	0.717	0.049	14.62	< .001	0.621	0.813
	M5	0.793	0.041	19.15	< .001	0.711	0.874
	M6	0.555	0.055	10.17	< .001	0.448	0.662
	M7	0.778	0.035	21.99	< .001	0.709	0.848
	M9	0.594	0.056	10.56	< .001	0.484	0.705
	M10	0.810	0.031	25.95	< .001	0.749	0.871
	M13	0.837	0.030	27.89	< .001	0.779	0.896
Faktör 2	M2	0.366	0.063	5.761	< .001	0.241	0.490
	M3	0.345	0.062	5.522	< .001	0.222	0.467
	M4	0.676	0.048	14.19	< .001	0.582	0.769
	M8	0.611	0.056	10.96	< .001	0.502	0.720
	M11	0.794	0.042	19.04	< .001	0.713	0.876
	M12	0.842	0.041	20.70	< .001	0.763	0.922
	M14	0.501	0.057	8.735	< .001	0.388	0.613
	M15	0.535	0.053	10.01	< .001	0.430	0.640

** λ = Tamamen standartlaştırılmış faktör yükü. Tahminler WLSMV kestirim yöntemiyle elde edilmiştir.*

AFA ve DFA sonuçlarına göre ölçek maddelerinin toplaştığı faktörlerin adlandırılmasında, nedensel yükleme kuramı, kontrol odağı ve öz yeterlik kavramları çerçevesinde değerlendirme yapılarak faktörler adlandırılmıştır. Neden yükleme teorisine göre, bireylerin yaşadıkları olaylar karşısındaki açıklama tarzı, "içsel-dışsal" ve "kontrol edilebilir-kontrol edilemez" şeklinde kategorize edilmektedir. Öğrenilmiş çaresizlik bağlamında ele alındığında; dışsal kontrol odağı öğrenilmiş çaresizlikle ilişkilendirilirken, içsel kontrol odağı öz yeterlikle ilişkilendirilmektedir (Kümbül, 2002). Buradan hareketle, çalgı performansına yönelik öğrenilmiş çaresizlik ölçeğinin faktörleri şu şekilde belirlenmiştir: Kontrolsüzlük Algısı (dışsal-öğrenilmiş çaresizlik yüklemesi), Performans Yetkinliği Algısı (içsel-öz yeterlik yüklemesi). Kontrolsüzlük Algısı, performans sonuçlarının bireyin çabasıyla değiştirilemeyeceğine ilişkin inançları; Performans Yetkinliği Algısı ise performans sorunlarıyla başa çıkabilme, kontrol ve yeterlik inançlarını temsil etmektedir. Çalgı performansına yönelik öğrenilmiş çaresizlik ölçeğinin maddelerinin faktörlere dağılımı Tablo 7'de verilmiştir.

Şekil 2

15 Maddelik Nihai Çalgı Performansına Yönelik Öğrenilmiş Çaresizlik Ölçeğinin DFA Yol Diyagramı



Tablo 7

DFA Sonrası Çalgı Performansına Yönelik Öğrenilmiş Çaresizlik Ölçeğinin Maddelerinin Faktörlere Dağılımı

Madde	İçerik	Faktör
1	Ne kadar çaba gösterirsem göstereyim, çalgı performansımın sonucunu etkileyemeyeceğimi düşünürüm.	Kontrolsüzlük Algısı
5	Bir performansta başarısız olduysam, benzer bir parçayı çalmaya çalışmam çünkü yine başarısız olacağımı düşünürüm.	
6	Performansım planladığım gibi gitmezse, bunun başlangıçta yeterli çalgı becerisine sahip olmamamdan kaynaklandığını düşünürüm.	
7	Diğer insanların çalgı performanslarını benden daha iyi kontrol ettiğini düşünürüm.	
9	Çalgı performansım yetersizse, bunun nedeni daha iyi çalabilecek yeteneğimin olmamasıdır.	
10	Çalgı çalışmalarımın sonuçları üzerindeki kontrolümün çok az olduğunu hissederim.	
13	Ne kadar uğraşırsam uğraşayım, çalgı performansım hiçbir zaman istediğim gibi olmuyor.	
2	Çalgı performansımdaki başarı, karşılaştığım sorunlara çözüm bulma becerimle ilgilidir.	Performans Yetkinliği Algısı
3	Bir parçayı başarılı şekilde çaldıysam, bu çoğunlukla çalgıdaki becerim sayesinde olmuştur.	
4	Çalgı kariyerim boyunca karşılaşacağım sorunların çoğunu çözebilecek beceriye sahibim.	
8	Daha önce benzerlerinde başarısız olmuş olsam da, yeni performansları denerim.	
11	Çalgı performanslarımın çoğunda başarılı olurum.	
12	Çalgı kariyerimdeki hedeflerime ulaşabilirim.	
14	Çalgı performansımdaki başarı, becerimin bir göstergesidir, rastlantısal değildir.	
15	Çalgıma yönelik tutumumun, grubun performans başarısını etkileyebileceğini düşünürüm.	

3.2. Güvenirlik

Ölçeğin güvenirliğini değerlendirmek amacıyla Cronbach'ın alfa (α) ve McDonald'ın omega (ω) katsayıları hesaplanmıştır. Analiz sonuçlarına göre birinci faktör için alfa katsayısı .846, omega katsayısı ise .858 olarak bulunmuştur. İkinci faktör için alfa katsayısı .756, omega katsayısı .736 olarak hesaplanmıştır. Ölçeğin toplam puanı için alfa katsayısı .830, omega katsayısı ise .901 olarak belirlenmiştir. Bununla birlikte ölçeğin çok boyutlu yapısı ve olumlu ifadeli maddelerde gözlenen özel ortak varyans nedeniyle, toplam omega katsayısı tek bir genel faktörün güvenirliği olarak yorumlanmamıştır. Elde edilen bulgular, birinci faktörün yüksek düzeyde iç tutarlılığa sahip olduğunu göstermektedir. Birinci faktörde yer alan maddelerin aynı yapıyı tutarlı biçimde ölçtüğü söylenebilir. Özellikle omega katsayısının .80'in üzerinde olması, faktörün güvenilir ölçümler sunduğunu desteklemektedir. İkinci faktörün güvenirlik katsayıları ise kabul edilebilir sınıra oldukça yakın bulunmuştur (α = .756; ω = .736). Bu durum ikinci faktörün iç tutarlılığının görece düşük olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte ikinci faktörün ters kodlanan maddelerden oluşması ve faktörler arası ilişkinin orta düzeyde olması, bu boyutta gözlenen görece düşük güvenirlik değerlerinin yöntem etkisinden kaynaklanabileceğini düşündürmektedir. Bu sonuçlar Kontrolsüzlük Algısı alt boyutunun iyi, Performans Yetkinliği Algısı alt boyutunun ise kabul edilebilir düzeyde iç tutarlılığa sahip olduğunu göstermektedir. Performans Yetkinliği Algısı alt boyutunun omega katsayısının görece düşük olması ve bu faktörün AVE değerinin .50'nin altında kalması, söz konusu boyutun psikometrik özelliklerinin yeni örneklemlerde yeniden incelenmesi gerektiğine işaret etmektedir.

4. SONUÇ, TARTIŞMA VE ÖNERİLER

Bu çalışmada Quinless ve McDermott-Nelson (1988) tarafından geliştirilen Öğrenilmiş Çaresizlik Ölçeği Türkçeye çevrilmiş ve çalgı performansı bağlamına uyarlanmıştır. Maddelerin genel görev ve sonuç bağlamından çalgı performansına özgü biçimde yeniden düzenlenmesi nedeniyle çalışma, klasik bir dilsel veya kültürlerarası uyarlamanın ötesinde bağlamsal bir uyarlama niteliğindedir. Elde edilen bulgular, özgün ölçeğin üç faktörlü yapısının hedef bağlamda aynı biçimde korunmadığını ve iki faktörlü yeni yapının yalnızca kısmi psikometrik destek aldığını göstermiştir. Öğrenilmiş çaresizliğin birey üzerindeki etkisinin eğitim, psikoloji, spor, felsefe, nörobilim ve din bilimleri gibi çeşitli disiplinlerde ele alındığı araştırmalar (Avcı, 2008; Aydın, 2006; Barutçu ve Çöllü, 2020; Biçer-Baikoğlu, 2013; Çelebi, 2018; Çizel ve Çizel, 2014; Gözaydın, 2017; Kara, 2009; Maier ve Seligman, 2016; Sankaran, 2018; Valås, 2001; Tan, 2015; Taş, 2017; Tokçalar, 2025) bulunmaktadır.

Uyarlanan ölçeğin faktör analizi öncesinde verinin uygunluğunu test etmek amacıyla yapılan KMO ve Bartlett testi sonuçları, korelasyon matrisinin faktör analizi için genel olarak uygun olduğunu göstermiştir. Geçerlik çalışması kapsamında ilk olarak ölçeğin nasıl bir yapı ortaya koyduğunu görmek, faktör yapısını keşfetmek, uygun faktör sayısını, maddelerin faktör yüklerini ve ortak varyanslarını belirlemek amacıyla Açımlayıcı Faktör Analizi (AFA) yapılmıştır. Faktör sayısının belirlenmesinde paralel analiz kullanılmış olup, iki ve üç faktörlü çözümler faktörlerin yorumlanabilirliği, basit yapı, faktör başına madde sayısı, uyum indeksleri ve model sadeliği bakımından karşılaştırılmış ve on beş maddelik iki faktörlü yapı üzerinden analizlere devam edilmiştir. Özellikle uyarlama çalışmalarında, orijinal yapıya mümkün olduğunca sadık kalmakla birlikte, hedef kültürde anlamlılık ve psikometrik geçerlilik ön planda tutulmalıdır (Beaton vd., 2000). Bu nedenle, orijinal ölçeğin 20 maddelik üç faktörlü yapısına karşın dört maddede faktör yükü belirlenen eşiğin altında kaldığı ve bir madde de çapraz yüklendiği için bu beş maddenin ölçekten çıkarılmasına karar verilmiştir. Ardından, iki faktörlü ve 15 maddeden oluşan yapı farklı bir örneklemden elde edilen verilerle Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) ile test edilmiştir. DFA sonuçlarına göre iki faktörlü yapı kısmen desteklenmiş olmakla birlikte, model mevcut haliyle güçlü biçimde doğrulanamamıştır. İki faktörlü yapının madde ifade yönünden kaynaklanan bir yöntem etkisi içerip içermediğini değerlendirmek amacıyla, bütün maddelerin genel öğrenilmiş çaresizlik faktörüne, olumlu ifadeli maddelerin ise ayrıca bu maddelere özgü ortogonal bir faktöre yüklendiği alternatif bir model sınanmıştır. Bu sınamaya ilişkin sonuçlar olumlu ifadeli maddelerde genel faktörün ötesinde ortak varyans bulunduğunu göstermiştir. Ancak, söz konusu ortak varyansın yöntem etkisinden mi yoksa faktörün özgül kuramsal içeriğinden mi kaynaklandığı kesin olarak ayrıştırılamamıştır. Bu nedenle alternatif modele ilişkin bulgular ihtiyatla yorumlanmıştır. Beş maddenin çıkarılması yalnızca ölçek uzunluğunu azaltmamış, özgün ölçekte ayrı faktörler altında temsil edilen bazı nedensel yükleme boyutlarının hedef bağlamda bağımsız faktörler olarak korunamamasına da yol açmıştır. Bu nedenle elde edilen 15 maddelik yapı, özgün üç faktörlü formun yalnızca kısaltılmış bir eşdeğeri olarak değerlendirilmemelidir. Yeni yapı, çalgı performansı bağlamında kontrolsüzlük ve performans yetkinliği eksenlerinde yeniden örgütlenmiş bir formdur. Özellikle düşük veya çapraz yükler nedeniyle çıkarılan maddeler, özgün ölçekteki genellik–özgüllük ve kararlılık–kararsızlık

ayrımlarının çalgı performansı bağlamında yeterince belirginleşmemiş olabileceğine işaret etmektedir. Bununla birlikte bu değişimin kültürel özelliklerden, bağlamsal yeniden ifadeden veya madde yönünden kaynaklanan yöntem etkisinden hangisine bağlı olduğu mevcut verilerle kesin olarak belirlenememektedir. Pham ve Do'nun (2025) öğrenilmiş çaresizliğin öncüllerini araştırdıkları çalışmasında Quinless ve McDermott-Nelson'un (1988) ölçeğini kullanarak veri topladıkları ve faktör analizi sonucunda 5 maddeyi ölçekten çıkardıklarında uyum indekslerinin iyileştiği görülmektedir. Söz konusu çalışmada düşük faktör yüklenmesi görüldüğü için çıkartılan maddeler bu çalışmadakilerden büyük ölçüde farklıdır. Yalnızca Madde 12 her iki çalışmada da düşük yüklenme nedeniyle dışarı bırakılmıştır. Quinless ve McDermott-Nelson'un ölçeğinin bir başka uyarlamasına ait geçerlik ve güvenirlik analizi sonuçlarına göre uyarlanan kültürdeki yeni ölçek 4 faktör altında toplanan 14 maddeden oluşmaktadır (Lan vd., 2024). Endonezya'da bir üniversitenin öğrencileri üzerinde yapılan bir araştırma da veri toplama aracı olarak uyarlanarak kullanılan ölçeğin geçerlik ve güvenirlik analizleri sonucunda 11 maddenin güvenilir olduğu tespit edilmiştir (Putri vd., 2023). Bu durum öğrenilmiş çaresizlik konusunun farklı kültürler için geçerli olduğunu ancak kültürel farklılıktan (Pham ve Do'nun çalışması Vietnam, Lan vd.'nin çalışması Çin, Putri vd.'nin çalışması Endonezya kültüründe olduğu için) kaynaklanan yapısal çeşitliliğin söz konusu olabileceği şeklinde yorumlanabilir. Ayrıca Quinless ve McDermott-Nelson'ın orijinal ölçeği Boysan (2006) tarafından Türkçe'ye uyarlanmış ve daha sonra Yavaş (2012) tarafından Türkçe ölçek için yeniden geçerlik ve güvenirlik analizi yapılmıştır. Boysan'ın uyarlamasında orijinal yapı korunmuş olmakla birlikte Yavaş'ın yeniden yaptığı geçerlik ve güvenirlik analizi sonucunda ölçeğin iki faktör altında toplanan 15 maddeden oluşan bir yapı sergilediği tespit edilmiştir. Bu sonuç bizim çalışmamızla büyük benzerlik taşımaktadır. Yavaş'ın çalışmasında faktör adlandırması da benzer şekilde birinci faktör için dışsal kontrol edilemezlik, ikinci faktör için içsel kontrol edilebilirlik olarak tanımlanmıştır. Bu sonuçlar orijinal ölçeğin Türk kültüründeki bazı uygulamalarda iki faktörlü bir yapının ortaya çıkabildiğine işaret etmektedir. Bu yapının Yavaş'ın da adlandırdığı gibi içsel kontrol edilebilirlik (bizim çalışmamızda Performans Yetkinliği Algısı) ve dışsal kontrol edilemezlik (bizim çalışmamızda Kontrolsüzlük Algısı) boyutlarını ölçtüğü söylenebilir.

Faktör yükleri incelendiğinde, birinci faktörde yer alan maddelerin faktör yüklerinin yüksek düzeyde olduğu, ters hesaplanan maddelerin ise ikinci faktör altında anlamlı yüklenmeler gösterdiği ve iki faktör arasındaki ilişkinin pozitif yönde ve orta düzeyde olduğu belirlenmiştir. Bu durumun, yöntem etkisi ile ilişkili olabileceği düşünülebilir. Bazı araştırmalarda özellikle negatif ifadeli maddelerin ölçeklerde yapay çok boyutluluk oluşturabildiği, faktör yapısını bozabildiği ve iç tutarlılığı düşürebildiği ifade edilmektedir (Brown, 2015; Rodrigo vd., 2019; Zhang vd., 2016). Faktörler arasındaki korelasyonun AFA örnekleminde düşük, DFA örnekleminde ise orta düzeyde bulunması, faktörler arası ilişkinin örneklemler arasında tam olarak kararlı olmadığını göstermektedir. Bu farklılığın örneklem özelliklerinden mi yoksa madde ifade yönünden mi kaynaklandığının daha geniş örneklemlerde incelenmesi gerekmektedir. Ancak bu çalışmanın sadece bir başka dile uyarlama değil aynı zamanda başka bir bağlama (müzik performansı/çalgı performansı gibi spesifik bir işe özgü) uyarlanması nedeniyle de bazı maddelerin farklı anlaşılmış olabileceği, bu nedenle de orijinal yapıdan farklı bir yapının ortaya çıktığı düşünülebilir. Özetle iki faktörlü yapının sebebi ters kodlanan maddelerden kaynaklanan bir yöntem etkisi olabileceği gibi ölçeğin bağlamsal uyarlaması nedeniyle de ortaya çıkmış bir farklılık olabileceği de söylenebilir. Müzik eğitimi, öğrenilmiş çaresizliğin kendine özgü biçimde ortaya çıkabileceği ayrı bir performans bağlamı olarak değerlendirildiğinde, yapısal farklılığa yol açabilecek dinamikleri barındırıyor olabilir. Birinci faktör (öğrenilmiş çaresizliği gösteren Kontrolsüzlük Algısı), bireylerin çalgı performansları üzerinde kontrollerinin olmadığını, yetersizlik ve başarısızlık durumlarını ifade eden 7 maddeden oluşmaktadır. İkinci faktör (öz yeterliği gösteren Performans Yetkinliği Algısı), bireylerin karşılaştıkları zorluklara çözüm bulabilme ve öz-kontrol becerilerini, performansları hakkındaki öz yeterlik inançlarını ifade eden 8 maddeden oluşmaktadır. Faktörlerin adlandırılmasında atıf kuramının nedensellik odağı ve kontrol edilebilirlik boyutları (Kümbül, 2002) ile öz-yeterlik yaklaşımı birlikte dikkate alınmıştır. Kontrolsüzlük Algısı, performans sonuçlarının bireyin çabasıyla değiştirilemeyeceğine ilişkin inançları; Performans Yetkinliği Algısı ise performans sorunlarıyla başa çıkabilme, kontrol ve yeterlik inançlarını temsil etmektedir. Bu sonuç, orijinal ölçeğin (Quinless ve McDermott-Nelson, 1988) üç faktörden oluşan yapısına karşın, Türkçeye ve çalgı performansına uyarlanan ölçeğin hedef kültürde iki faktörlü bir yapı sergilediğini ve sınırlı da olsa geçerli olabileceğini göstermektedir.

Ölçeğin güvenirlik analizi sonuçlarına göre Kontrolsüzlük Algısı alt boyutu için alfa ve omega katsayıları yüksek; Performans Yetkinliği Algısı alt boyutu için ise kabul edilebilir ancak görece sınırlı düzeyde bulunmuştur. Ölçek uyarlamalarında her alt boyutun iç tutarlılığının ayrı değerlendirilmesi gerektiğinden, elde edilen bulgular iki alt boyut temelinde yorumlanmıştır (DeVellis, 2017; Hayes ve Coutts, 2020; Tavakol ve Dennick, 2011). Toplam puan için $\alpha = .830$ ve $\omega = .901$ değerleri elde edilmekle birlikte, ölçeğin çok boyutlu yapısı ve olumlu ifadeli maddelerde gözlenen özel ortak varyans nedeniyle bu katsayılar tek bir genel faktörün güvenirliği olarak yorumlanmamıştır. Sonuçlar, Kontrolsüzlük Algısı alt boyutunun iyi, Performans Yetkinliği Algısı alt boyutunun

ise kabul edilebilir ancak görece sınırlı iç tutarlılığa sahip olduğunu göstermektedir. Bu nedenle iki alt boyutun ayrı puanlanması ve yorumlanması önerilmektedir. Performans Yetkinliği Algısı boyutunun psikometrik özellikleri ile toplam puanın yorumlanabilirliği, genel faktörün gücünü doğrudan inceleyen yeni örneklemler üzerinde yeniden değerlendirilmelidir.

Sonuçlar, Türkçeye ve çalgı performansına uyarlanan ölçeğin iki alt boyutunun araştırma amaçlı kullanımına ilişkin başlangıç düzeyinde psikometrik kanıtlar sağlamaktadır. Bununla birlikte modelin mutlak uyum indeksleri, Performans Yetkinliği Algısı boyutunun düşük AVE değeri ve madde yönü ile faktör içeriğinin çakışması nedeniyle sonuçlar ihtiyatla değerlendirilmelidir. Ölçeğin bireysel tanı veya karar verme amacıyla kullanılmasından önce farklı örneklemlerde yeniden doğrulanması, ölçüt bağıntılı geçerliğinin ve zamana karşı kararlılığının sınanması gerekmektedir. Geçerlik ve güvenirlik analizlerinden sonra Türkçe Çalgı Performansına Yönelik Öğrenilmiş Çaresizlik Ölçeği (Ek 1), iki alt boyutta toplanan 15 maddeden oluşmaktadır. Ölçek kullanılırken alt boyutların ayrı ayrı puanlanması önerilmektedir. Performans Yetkinliği Algısı maddeleri yalnızca öğrenilmiş çaresizlik yönünde birleşik değerlendirme yapılması amaçlandığında ters kodlanabilir; mevcut psikometrik bulgular nedeniyle tek bir toplam puanın temel ölçüm sonucu olarak kullanılması önerilmemektedir. Literatüre bakıldığında müzik alanında öğrenilmiş çaresizlik konusuna odaklanan sınırlı çalışmalardan Wong ve Chik'in (2015) araştırması, müzik eğitimi ortamında öğrenilmiş çaresizlikten söz etmekte ancak bu yapıyı ölçmemektedir. Bizim çalışmamız ise tam olarak bu noktada önemli bir katkı sunmaya çalışmaktadır. Bu çalışmada uyarlanan ölçek, çalgı performansı bağlamındaki öğrenilmiş çaresizlik eğilimlerinin ölçülmesine yönelik başlangıç düzeyinde ve kısmi psikometrik kanıt sunmaktadır.

AFA ve DFA için veri toplanan her iki örneklemin olasılıklı olmayan uygun örnekleme ve gönüllü katılım yoluyla oluşturulması, bulguların Türkiye'deki bütün mesleki müzik eğitimi öğrencilerine genellenebilirliğini sınırlandırmaktadır. Ayrıca DFA verilerinin yaz döneminde toplanması, araştırmaya ulaşabilen ve yanıt vermeye istekli öğrencilerin örneklemde daha fazla temsil edilmesine yol açmış olabilir. Katılımcıların iki uygulamada örtüşmesini doğrudan kimlik bilgileri üzerinden denetleyen bir mekanizma kullanılmamıştır. Gelecek araştırmalarda tabakalı veya çok aşamalı örnekleme yoluyla kurum, program, sınıf ve çalgı grupları bakımından daha dengeli örneklemler oluşturulması önerilmektedir.

Öğrenilmiş çaresizlik konusunda gelecekteki araştırmaların, müzik performansı anksiyetesi, akademik başarı, çalışma alışkanlıkları, tutum, motivasyon, öz-yeterlik gibi kavramlarla öğrenilmiş çaresizlik arasındaki ilişkiye daha derinlemesine odaklanması literatürdeki önemli bir boşluğu dolduracaktır. Ölçek, mevcut haliyle bireysel tanı veya klinik karar amacıyla değil, araştırma gruplarında öğrenilmiş çaresizlik eğilimlerinin incelenmesi amacıyla kullanılabilir. Gelecek araştırmalarda ölçeğin farklı öğrenci gruplarında yeniden sınanmasının yanı sıra, araştırma amaçlı ölçek sonuçlarıyla ilişkili eğitimsel değişkenlerin ve destekleyici uygulamaların öğrenci performansı üzerindeki etkileri incelenebilir. Ancak bireysel tanı veya müdahale kararlarında kullanılmadan önce ölçeğin psikometrik özelliklerinin yeni örneklemlerde güçlendirilmesi gerekmektedir.

Etik kurul onayı

Çalışma, Atatürk Üniversitesi Sosyal ve Beşerî Bilimler Etik Kuruluna bağlı Güzel Sanatlar Birimi Etik Kurulu tarafından onaylanmıştır (tarih: 26.02.2025, sayı: 3).

Yazarlık katkısı

Çalışmanın tasarımı ve konsepti: YŞ, ŞÖA, ÜSŞ; verilerin toplanması: YŞ, ŞÖA, ÜSŞ; sonuçların analizi ve yorumlanması: ŞÖA; çalışmanın yazımı: YŞ, ŞÖA, ÜSŞ. Tüm yazarlar sonuçları gözden geçirmiş ve makalenin son halini onaylamıştır.

Finansman kaynağı

Yazarlar, çalışmanın herhangi bir finansman almadığını beyan etmektedir.

Çıkar çatışması

Yazarlar, herhangi bir çıkar çatışması olmadığını beyan etmektedir.

Ethical approval

The study was approved by Atatürk University Fine Arts Unit Ethics Committee, affiliated with the Social and Human Sciences Ethics Committee (date: 26.02.2025, number: 3).

Author contribution

Study conception and design: YŞ, ŞÖA, ÜSŞ; data collection: YŞ, ŞÖA, ÜSŞ; analysis and interpretation of results: ŞÖA; draft manuscript preparation: YŞ, ŞÖA, ÜSŞ. All authors reviewed the results and approved the final version of the article.

Source of funding

The authors declare the study received no funding.

Conflict of interest

The authors declare that there is no conflict of interest.

KAYNAKLAR

Abramson, L. Y., Seligman, M. E., & Teasdale, J. D. (1978). Learned helplessness in humans: Critique and reformulation. *Journal of Abnormal Psychology*, *87*(1), 49-74. https://doi.org/10.1037/0021-843x.87.1.49

Akçay, Ş. Ö., Şen, Ü. S., & Şen, Y. (2021). Self-efficacy beliefs of vocational music education students on instrument performance. *International Journal of Education Technology and Scientific Researches*, *6*(15), 1571-1609. https://doi.org/10.35826/ijetsar.368

Alloy, L. B., Peterson, C., Abramson, L. Y., & Seligman, M. E. (1984). Attributional style and the generality of learned helplessness. *Journal of Personality and Social Psychology*, *46*(3), 681-687. https://doi.org/10.1037/0022-3514.46.3.681

Avcı, E. (2008). *İlköğretim ikinci kademe öğrencilerinin akademik başarıları ile öğrenilmiş çaresizlik düzeyleri arasındaki ilişki* (Tez No. 220322) [Yüksek lisans tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Ulusal Tez Merkezi.

Aydın, B. (2006). *Öğrenilmiş çaresizliğin yordanması ve yaşam başarısı ile ilişkisi* (Tez No. 188820) [Yüksek lisans tezi, Mersin Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Ulusal Tez Merkezi.

Barutçu, E., & Çöllü, B. (2020). Öğrenilmiş çaresizlik ile motivasyon arasındaki ilişki: Pamukkale Üniversitesi öğrencileri üzerinde bir araştırma. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, *25*(1), 1-13. https://izlik.org/JA83NN53RK

Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, *25*(24), 3186-3191. https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014

Biçer-Baikoğlu, S. (2013). *Takım sporlarında öğrenilmiş çaresizliğe yönelik ölçek geliştirme çalışması* (Tez No. 345246) [Yüksek lisans tezi, Mersin Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Ulusal Tez Merkezi.

Bostancı, B. (2024). *Müzik eğitimi ana bilim dallarında öğrenim gören keman öğrencilerinin bireysel çalgı çalışma alışkanlıklarının çalgı performansı öz yeterlik inançlarına etkisi* (Tez No. 871529) [Yüksek lisans tezi, Gazi Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Ulusal Tez Merkezi.

Boysan, M. (2006). Çok örneklemli yapısal eşitlik modelleri (Tez No. 183536) [Yüksek lisans tezi, Yüzüncü Yıl Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Ulusal Tez Merkezi.

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

Cheung, G. W., Cooper-Thomas, H. D., Lau, R. S., & Wang, L. C. (2024). Reporting reliability, convergent and discriminant validity with structural equation modeling: A review and best-practice recommendations. *Asia Pacific Journal of Management*, *41*(2), 745-783. https://doi.org/10.1007/s10490-023-09871-y

Çağlayan, Y. (2024). *Lisans düzeyi müzik öğrencilerinin çalgı performansı öz-yeterlikleri ile müzik performans kaygıları arasındaki ilişkinin incelenmesi* (Tez No. 883764) [Yüksek lisans tezi, Trabzon Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Ulusal Tez Merkezi.

Çelebi, I. (2018). *Mobbing ve örgütsel sessizlik arasındaki ilişkide öğrenilmiş çaresizliğin rolü: Kamu ve özel sektör çalışanlarına yönelik bir alan araştırması* (Tez No. 525662) [Yüksek lisans tezi, Hacettepe Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Ulusal Tez Merkezi.

Çizel, B., & Çizel, R. (2014). Engellilerin turizm kısıtları ve turist olma niyeti ilişkisinde aracı değişkenler: Motivasyon gücü ve öğrenilmiş çaresizlik. *Anatolia: Turizm Araştırmaları Dergisi*, *25*(2), 176-189. https://doi.org/10.17123/atad.vol25iss280747

DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications* (4th ed.). SAGE Publications

Düzgün, Ş., & Hayalioğlu, H. (2006). Öğrencilerde öğrenilmiş çaresizlik düzeyinin bazı değişkenler açısından incelenmesi. *Atatürk Üniversitesi Kazım Karabekir Eğitim Fakültesi Dergisi*, (13), 404-413. https://dergipark.org.tr/tr/pub/ataunikkefd/article/37177

Ekinci, E., & Gökler, R. (2017). Ortaöğretim öğrencilerinin akademik özyeterliklerinin ve akademik erteleme davranışlarının öğrenilmiş çaresizlikleri üzerine etkisi. *Journal of International Social Research*, *10*(50), 378-385. https://doi.org/10.17719/jisr.2017.1670

Firmin, M., Hwang, C., Copella, M., & Clark, S. (2004). Learned helplessness: The effect of failure on test-taking. *Education*, *124*(4), 688-693.

Gözaydın, Z. (2017). *Lise çağı ergenlerde benlik saygısı ile öğrenilmiş çaresizlik arasındaki ilişkinin incelenmesi* (Tez No. 460425) [Yüksek lisans tezi, Haliç Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Ulusal Tez Merkezi.

Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use omega rather than Cronbach's alpha for estimating reliability. But.... *Communication Methods and Measures*, *14*(1), 1-24. https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629

Hiroto, D. S., & Seligman, M. E. P. (1975). Generality of learned helplessness in man. *Journal of Personality and Social Psychology*, *31*(2), 311-327. https://doi.org/10.1037/h0076270

JASP Team. (2026). *JASP* (Version 0.96.0) [Computer software]. https://jasp-stats.org/

Kara, E. (2009). Öğrenilmiş çaresizlik davranışının genellenme derecesi ile kader inancı arasındaki ilişkinin incelenmesi (Tez No. 253752) [Doktora tezi, Ondokuz Mayıs Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Ulusal Tez Merkezi.

Kelecioğlu, H. (1992). Güdülenme. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, *7*(7), 175-181. https://izlik.org/JA69TY99FE

Kenny, D. T., Davis, P., & Oates, J. (2004). Music performance anxiety and occupational stress amongst opera chorus artists and their relationship with state and trait anxiety and perfectionism. *Journal of Anxiety Disorders*, *18*(6), 757-777. https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2003.09.004

Kurtuldu, M. K. (2012). Piyano eğitiminde başarısızlık nedenleri anketi geçerlik ve güvenirlik çalışması. *Mehmet Akif Ersoy University Journal of Education Faculty*, *1*(22), 159-173. https://izlik.org/JA73NP33AX

Kümbül, B. (2002). Çalışma hayatında öğrenilmiş çaresizlik olgusu (Tez No. 112887) [Yüksek lisans tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Ulusal Tez Merkezi.

Lan, C., Zhou, T., Bao, Y., Wang, R., Weng, X., Su, J., Li, Y., Qiao, P., & Guo, D. (2024). Adaptation and validation of Learned Helplessness Scale in Chinese law school students. *Psychology Research and Behavior Management*, (17), 1831-1840. https://doi.org/10.2147/PRBM.S461985

Maier, S. F., & Seligman, M. E. P. (2016). Learned helplessness at fifty: Insights from neuroscience. *Psychological Review*, *123*(4), 349-367. https://doi.org/10.1037/rev0000033

Park, C. G. (2023). Implementing alternative estimation methods to test the construct validity of Likert-scale instruments. *Korean Journal of Women Health Nursing*, *29*(2), 85-90. https://doi.org/10.4069/kjwhn.2023.06.14.2

Pham, H. T., & Do, M. N. (2025). "This is not my forte": Examining the impact of cultural dimensions, teacher support, and self-efficacy on university student learned helplessness. *Journal of Applied Research in Higher Education*, *17*(5), 1821-1837. https://doi.org/10.1108/jarhe-01-2024-0050

Putri, R. D., Farida, I. A., Masfufah, U., Widyatno, A., & Rahmawati, Y. M. (2023). The role of resilience in minimizing conditions of learned helplessness in undergraduate students at Universitas Negeri Malang. *Jurnal Sains Psikologi*, *12*(2), 284-293. https://doi.org/10.17977/um023v12i22023p284-293

Quinless, F. W., & McDermott-Nelson, M. A. (1988). Development of a measure of learned helplessness. *Nursing Research*, *37*(1), 11-15. https://doi.org/10.1097/00006199-198801000-00003

R Core Team. (2025). *R: A language and environment for statistical computing* (Version 4.5.1) [Computer software]. R Foundation for Statistical Computing. https://www.R-project.org/

Rodrigo, M. F., Molina, J. G., Losilla, J.-M., Vives, J., & Tomás, J. M. (2019). Method effects associated with negatively and positively worded items on the 12-item General Health Questionnaire (GHQ-12): Results from a cross-sectional survey with a representative sample of Catalonian workers. *BMJ Open*, *9*(11), e031859. https://doi.org/10.1136/bmjopen-2019-031859

Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, *48*(2), 1-36. https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02

Sankaran, S. (2018). Learned helplessness in sports: The role of repetitive failure experience, performance anxiety and perfectionism. *Polish Psychological Bulletin*, *49*(3), 311-321. https://doi.org/10.24425/119498

Satorra, A., & Bentler, P. M. (2010). Ensuring positiveness of the scaled difference chi-square test statistic. *Psychometrika*, *75*(2), 243-248. https://doi.org/10.1007/s11336-009-9135-y

Seligman, M. E., & Maier, S. F. (1967). Failure to escape traumatic shock. *Journal of Experimental Psychology*, *74*(1), 1-9. https://doi.org/10.1037/h0024514

Seligman, M. E. P. (1972). Learned helplessness. *Annual Review of Medicine*, *23*(1), 407-412. https://doi.org/10.1146/annurev.me.23.020172.002203

Sutherland, K. S., Singh, N. N., Sutherland, K. S., Conroy, M., & Stichter, J. P. (2004). Learned helplessness and students with emotional or behavioral disorders: Deprivation in the classroom. *Behavioral Disorders*, *29*(2), 169-181. https://doi.org/10.1177/019874290402900208

Tan, M. N. (2015). *Ortaokul öğrencilerinin matematik kaygısı öğrenilmiş çaresizlik ve matematiğe yönelik tutum düzeyleri arasındaki ilişkilerin incelenmesi* (Tez No. 407580) [Yüksek lisans tezi, Necmettin Erbakan Üniversitesi] Yükseköğretim Kurulu Ulusal Tez Merkezi.

Taş, S. (2017). *Ortaokul 8. sınıf öğrencilerinin matematiğe yönelik öğrenilmiş çaresizliklerinin yordanması: Problem çözme becerisi ve bilişsel esneklik* (Tez No. 483095) [Yüksek lisans tezi, Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Ulusal Tez Merkezi.

Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education*, (2), 53-55. https://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8dfd

Tokçalar, F. (2025). *Yabancı dil benliğinin yordayıcıları olarak, başarı, öğrenilmiş çaresizlik ve kaygı* (Tez No. 927964) [Doktora tezi, Hacettepe Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Ulusal Tez Merkezi.

Tortumlu, M., & Uzunbacak, H. H. (2022). Çalışma arkadaşları etkileşimi: Bir ölçek uyarlama çalışması. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, *27*(2), 143-157.

Ulusoy-Doğmuş, Y., & Duy, B. (2013). Öğrenilmiş iyimserlik psiko-eğitim uygulamasının öğrenilmiş çaresizlik ve akılcı olmayan inançlar üzerindeki etkisi. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Bilimleri Dergisi, 13*(3), 1431-1446.

Valås, H. (2001). Learned helplessness and psychological adjustment: Effects of age, gender and academic achievement. *Scandinavian Journal of Educational Research*, *45*(1), 71-90. https://doi.org/10.1080/00313830020042689

Weiner, B. (1985). An attributional theory of achievement motivation and emotion. *Psychological Review*, *92*(4), 548-573. https://doi.org/10.1037/0033-295x.92.4.548

Wong, M. W., & Chik, M. P. (2015). Learned helplessness in inclusive music classrooms: Voices of Hong Kong primary schools music teachers. *International Journal of Inclusive Education*, *19*(9), 965-977. https://doi.org/10.1080/13603116.2015.1019374

Yavaş, T. (2012). *Ortaöğretim okul yöneticileri ve öğretmenlerinin öğrenilmiş çaresizlik, tükenmişlik ve öz-yeterlilik algılarının örgütsel öğrenme düzeylerine etkileri* (Tez No. 323380) [Doktora tezi, Fırat Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Ulusal Tez Merkezi.

Yorulmaz-Birdal, Ö. (2021). *Müzik bölümü öğrencilerinin çalgı performans yönetimi öz yeterlik algıları performans kaygı düzeyleri ve aralarındaki ilişkinin incelenmesi* (Tez No. 678021) [Yüksek lisans tezi, Kocaeli Üniversitesi]. Yükseköğretim Kurulu Ulusal Tez Merkezi.

Yöndem, S., Yöndem, Z. D., Eden Ünlü, S., & Nartgün, Z. (2019). Müzik eğitimi öğrencilerinde bireysel çalgı performansı başarısının psikolojik ve kişisel özelliklere göre incelenmesi. *Kastamonu Eğitim Dergisi*, *27*(1), 299-307. https://doi.org/10.24106/kefdergi.2541

Yusoff, M. S. B. (2019). ABC of content validation and content validity index calculation. *Education in Medicine Journal*, *11*(2), 49-54. https://doi.org/10.21315/eimj2019.11.2.6

Zhang, X., Noor, R., & Savalei, V. (2016). Examining the effect of reverse worded items on the factor structure of the Need for Cognition Scale. *PLOS ONE, 11*(6), e0157795. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0157795

EXTENDED ABSTRACT

1. Introduction

Instrumental training, one of the fundamental aspects of the music education process, is not limited to the acquisition of technical skills but also encompasses a psychological structure shaped by the individual's behavior and thoughts. There are numerous factors that influence success in instrumental performance. One way to identify the factors influencing success—or the root causes of failure—in instrumental performance is to make various observations regarding this process. One of the factors affecting an individual's success is the belief in learned helplessness regarding instrumental performance. Learned helplessness is a psychological state characterized by an organism (human or animal) repeatedly being exposed to uncontrollable, inevitable, and aversive stimuli, resulting in the organism learning to remain passive and refrain from responding—even when the opportunity to change the situation arises. Every behavior a person acquires over time, aside from reflexive movements, is learned. However, humans do not merely learn positive behaviors; they also learn

unwanted negative behaviors. Learned helplessness is one such learned negative behavior. Experiences of academic success or failure play a decisive role in how an individual plans their future academic life. Students who experience academic failure may stop exerting the effort required for future learning and begin to believe that no matter what they do, it will have no effect on the outcome. Identifying the presence of learned helplessness, which negatively affects musical instrument performance, is crucial for taking the necessary measures in music education. Therefore, it is important to measure the state of learned helplessness regarding instrumental performance using a psychometrically evaluated measurement tool. A review of the literature reveals that research on learned helplessness in the field of music is scarce and limited, which underscores the originality of this study. It is believed that the learned helplessness scale adapted for instrumental performance in this study will contribute to the field of music education by grounding claims regarding learned helplessness not only in observations and interviews but also in a measurement tool whose initial psychometric properties have been examined. In this study, to address the need for such a measurement tool, the "Learned Helplessness Scale" developed by Quinless and McDermott-Nelson (1988) was adapted into Turkish and tailored to musical instrument performance, with the aim of creating a "Learned Helplessness Scale for Musical Instrument Performance."

2. Method

This study was designed as a quantitative, cross-sectional, and methodological scale adaptation study aimed at adapting the Learned Helplessness Scale, developed by Quinless and McDermott-Nelson (1988), into Turkish and to the context of musical instrument performance. Permission was obtained from the scale developers to translate the original scale into Turkish and adapt it to musical instrument performance. Two authors on the research team jointly translated the original English items into Turkish and adapted them to the context of musical instrument performance. At this stage, a word-for-word translation was not performed; instead, while preserving the intended meaning of the original items, general terms such as "task," "success," "control," and "outcome" were tailored to the specific context of musical instrument performance.

The prepared 20-item Turkish draft form was submitted for evaluation to a total of 13 experts, including 10 music education specialists, one Turkish language specialist, and two English language specialists. The experts were asked to evaluate each item on a four-point scale ranging from 1 = "inappropriate" to 4 = "fully appropriate" and to provide written recommendations for any items they deemed necessary. Using the experts' scores, the item-level content validity index (I-CVI) and the scale-level average content validity index (S-CVI/Ave) were calculated; scores of 3 and 4 were considered appropriate in terms of content validity. The written comments were examined in terms of linguistic clarity, semantic equivalence with the original item, appropriateness within the context of musical instrument performance, and the likelihood that an item might represent more than one construct. Items with low or borderline I-CVI values, or those for which experts recommended significant changes, were revised. Following the initial revision, comparative forms showing the original English items, their first Turkish adaptations, and the revised wording were resubmitted to some experts; a 20-item application form was created based on the final feedback received.

Exploratory factor analysis (EFA) and confirmatory factor analysis (CFA) were conducted on two independent samples drawn from the same target population but consisting of different participants. For both samples, the criteria for participants were that they were enrolled in a program offering undergraduate-level professional music education in Turkey, were receiving individual instrument instruction, and had at least one academic year of training experience on their respective instruments. First-year students were excluded from the study to ensure that participants had sufficient experience in instrumental performance.

The EFA sample consisted of 163 second-, third-, and fourth-year students recruited from three universities using convenience sampling methods. The CFA sample, formed approximately one year later, consisted of 160 students recruited from 10 universities. In both phases, participation was voluntary, and since all scale items in the online form were designated as mandatory responses, there were no missing data. Although the samples were formed at different times and through different university networks, no identity matching was performed to determine whether the same individual participated in both studies.

Since the items had four-point response categories, EFA was conducted using a polychoric correlation matrix. The minimum residual method was used for factor extraction, and oblimin oblique rotation was used for rotation. In determining the number of factors to retain, FA-based parallel analysis, the scree plot, eigenvalues, the theoretical interpretability of the factors, structural simplicity, the number of items per factor,

and model parsimony were evaluated together. After removing problematic items, the EFA was repeated on a 15-item form using the same exploratory sample.

The two-factor structure identified through EFA was tested in an independent CFA sample. Items were defined as ordinal categorical variables, and the weighted least squares mean and variance adjusted (WLSMV) estimator was used for estimation. Positively worded items were reverse-coded in the CFA to ensure that all indicators were assessed in terms of learned helplessness. The fully standardized solution was used as the basis for interpreting the parameters; model fit was assessed using the chi-square test, the comparative fit index (CFI), the Tucker–Lewis index (TLI), the root mean square error of approximation (RMSEA), and the standardized root mean square residual (SRMR).

In addition to the proposed two-factor model, a one-factor model in which all items loaded onto a single general learned helplessness factor was also tested. Furthermore, to examine the possibility of the structure being influenced by item wording, a general + specific factor model was tested, in which all items loaded onto the general learned helplessness factor, while positively worded items additionally loaded onto a specific factor unrelated to the general factor. The two-factor model and the general + specific factor model were compared using the Satorra–Bentler scaled chi-square difference test. Internal consistency was examined using Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficients. The main EFA, CFA, and reliability analyses were conducted using JASP 0.96.0; the general-plus-specific factor model and the scaled chi-square difference test were performed in R 4.5.1 (R Core Team, 2025) using lavaan 0.7.2 (Rosseel, 2012).

3. Findings and Results

The I-CVI values for the initial 20-item draft form ranged from .615 to 1.000, and the S-CVI/Ave value was calculated as .831. While this value indicates expert agreement on a significant portion of the items, it fell below the recommended .90 threshold at the scale level. The I-CVI value for 13 items was above .78, the value for five items was .769, and the values for items 9 and 17 were .615. Therefore, after reviewing both quantitative assessments and written feedback, items deemed problematic in terms of ambiguity, appropriateness for musical performance, and inclusion of multiple constructs were revised.

The overall KMO value for the 20-item draft form was found to be .714, and Bartlett's sphericity test was significant, $\chi^2(190) = 1219.442$, $p < .001$. In the parallel analysis, it was observed that the first two eigenvalues of the real data clearly exceeded those of the simulated data, while the difference in the third factor was limited. Therefore, the two- and three-factor solutions were compared in terms of structural simplicity, interpretability, number of items per factor, fit indices, and model parsimony.

The fit indices for the initial 20-item two-factor solution did not reach an adequate level: RMSEA = .102, 90% CI [.091, .115], SRMR = .069, TLI = .681, and CFI = .749. While Item 3 exhibited a distinct cross-load, the primary factor loadings for Items 4, 15, and 17 remained below .40. Although Item 12 had a primary loading of .399, it was assessed as factorially ambiguous due to its loading of −.288 on another factor and its low common variance. Taking into account the factor loadings, cross-loadings, common variances, item contents, and theoretical evaluations, items 3, 4, 12, 15, and 17 were removed. The remaining items were renumbered from 1 to 15, and the EFA was repeated.

The final 15-item form had an overall KMO value of .758, with item-level MSA values ranging from .658 to .834. Bartlett's sphericity test was significant, $\chi^2(105) = 842.152$, $p < .001$. In the rotated pattern matrix, factor loadings for the first factor ranged from .482 to .839, and those for the second factor ranged from .367 to .783. No item exhibited a cross-load with an absolute value of .20 or higher. However, it was observed that Item 2 had a factor loading below .40 (.367) and a high uniqueness value (.852). Although Item 3 had an acceptable factor loading (.455), its uniqueness value was also high (.799). These results indicate that the common variance explained by the factors for these two items is relatively low.

The first factor explained 21.5% of the total variance, and the second factor explained 17.0%; the combined contribution of the two factors to the total variance was found to be 38.5%. The correlation between the factors is .171. Although the factor loadings and simple structure improved compared to the 20-item solution, the general fit indices of the 15-item two-factor solution did not reach an acceptable level: RMSEA = .098, 90% CI [.082, .116], SRMR = .063, TLI = .773, and CFI = .837. In the three-factor alternative solution, fit improved somewhat; however, the third factor was defined by only three items, two of which showed cross-loadings, and the correlation between the first and third factors was found to be close to zero. Considering

that the BIC value was lower in the two-factor solution, the two-factor solution was retained in line with theoretical interpretability, simple structure, and model parsimony.

For the two-factor CFA model tested on the independent sample, the following values were obtained: $\chi^2(89) = 227.343$, $p < .001$, CFI = .923, TLI = .910, RMSEA = .099, 90% CI [.083, .115], and SRMR = .091. While the CFI and TLI values indicate that the comparative fit is at an acceptable level, the RMSEA and SRMR values remained above the recommended thresholds. Therefore, the two-factor structure was supported in terms of comparative fit, but the model's absolute fit did not reach a sufficient level.

The fit of the one-factor model, in which all items loaded on a single general learned helplessness factor, was found to be even poorer: $\chi^2(90) = 416.423$, $p < .001$, CFI = .819, TLI = .789, RMSEA = .151, 90% CI [.137, .166] and SRMR = .135. These results indicate that the two-factor model is more appropriate than the one-factor model. In the correlated two-factor model, the fully standardized factor loadings ranged from .555 to .837 for the first factor and from .345 to .842 for the second factor. While all factor loadings were significant, the loadings for Item 2 (.366) and Item 3 (.345) in the second factor remained below .40.

The standardized correlation between the factors was found to be positive and moderate, $r = .535$, 95% CI [.420, .651], $p < .001$. Although the square roots of the AVE for both factors were higher than the correlation between the factors, the average variance extracted was calculated as .54 for the first factor and .37 for the second factor. The fact that the AVE value for the second factor was below .50 indicated that this factor's convergent validity was limited.

The fit indices for the general + specific factor model were found to be $\chi^2(82) = 189.384$, $p < .001$, CFI = .940, TLI = .924, RMSEA = .091, 90% CI [.074, .108], and SRMR = .070. This model demonstrated significantly better fit than the correlated two-factor model, with $\Delta\chi^2(7) = 30.839$, $p < .001$. While all factor loadings specific to positively worded items were significant, the general factor loadings for some items remained low or insignificant. These findings indicate that the positively worded items share common variance beyond the general learned helplessness factor. However, since the theoretical content of the second factor fully aligns with the positive item direction, it could not be definitively determined whether this variance stemmed from a method effect or from the specific content of Perceived Performance Competence. Furthermore, although the model converged, it issued a warning that the parameter covariance matrix had an eigenvalue close to zero. For this reason, the results regarding the general + specific factor model were interpreted with caution.

Taking into account the item contents, causal attribution, perceived control, and self-efficacy concepts, the first factor was named "Perceived Lack of Control," and the second factor was named "Perceived Performance Competence." The "Perceived Lack of Control," consisting of seven items, encompasses beliefs that an individual cannot change the outcomes of their musical instrument performance through personal effort, as well as beliefs related to inadequacy and failure. The "Perceived Performance Competence," consisting of eight positively worded items, represents beliefs regarding the ability to cope with problems in musical instrument performance, as well as beliefs related to control and competence.

For the Perceived Lack of Control subscale, $\alpha = .846$ and $\omega = .858$ were found; for the Perceived Performance Competence subscale, $\alpha = .756$ and $\omega = .736$ were found. Accordingly, the internal consistency of the first subscale is high, while that of the second subscale is acceptable but relatively limited. Although $\alpha = .830$ and $\omega = .901$ were obtained for the total score, these coefficients were not interpreted as indicating the reliability of a single general factor due to the scale's multidimensional structure and the specific common variance observed in the positively worded items.

In conclusion, the findings provide preliminary and partial psychometric evidence regarding the use of the two subscales for research purposes. Although the two-factor structure was found to be more appropriate than the one-factor model, the absolute fit indices did not reach an adequate level; the convergent validity of the Perceived Performance Competence dimension remained limited; and the potential method effect stemming from item wording could not be definitively distinguished from the factor's theoretical content. Therefore, it is recommended that the subscales be scored and interpreted separately. Until the strength and reliability of the general factor are established in future studies, the total score should not be used as the primary measurement outcome. At this stage, the scale should be used not for individual diagnosis or clinical and educational decision-making, but rather to examine tendencies toward learned helplessness in research groups. Future research should re-examine the scale's structure across different samples and investigate its test-retest reliability, criterion-related validity, and consistency across different student and institutional groups.

Ek 1

Çalgı Performansına Yönelik Öğrenilmiş Çaresizlik Ölçeği

		Kesinlikle Katılıyorum	Katılıyorum	Katılmıyorum	Kesinlikle Katılmıyorum
1	Ne kadar çaba gösterirsem göstereyim, çalgı performansımın sonucunu etkileyemeyeceğimi düşünürüm.	①	②	③	④
2	Çalgı performansımdaki başarı, karşılaştığım sorunlara çözüm bulma becerimle ilgilidir.	①	②	③	④
3	Bir parçayı başarılı şekilde çaldıysam, bu çoğunlukla çalgıdaki becerim sayesinde olmuştur.	①	②	③	④
4	Çalgı kariyerim boyunca karşılaşacağım sorunların çoğunu çözebilecek beceriye sahibim.	①	②	③	④
5	Bir performansta başarısız olduysam, benzer bir parçayı çalmaya çalışmam çünkü yine başarısız olacağımı düşünürüm.	①	②	③	④
6	Performansım planladığım gibi gitmezse, bunun başlangıçta yeterli çalgı becerisine sahip olmamamdan kaynaklandığını düşünürüm.	①	②	③	④
7	Diğer insanların çalgı performanslarını benden daha iyi kontrol ettiğini düşünürüm.	①	②	③	④
8	Daha önce benzerlerinde başarısız olmuş olsam da, yeni performansları denerim.	①	②	③	④
9	Çalgı performansım yetersizse, bunun nedeni daha iyi çalabilecek yeteneğimin olmamasıdır.	①	②	③	④
10	Çalgı çalışmalarımın sonuçları üzerindeki kontrolümün çok az olduğunu hissederim.	①	②	③	④
11	Çalgı performanslarımın çoğunda başarılı olurum.	①	②	③	④
12	Çalgı kariyerimdeki hedeflerime ulaşabilirim.	①	②	③	④
13	Ne kadar uğraşırsam uğraşayım, çalgı performansım hiçbir zaman istediğim gibi olmuyor.	①	②	③	④
14	Çalgı performansımdaki başarı, becerimin bir göstergesidir, rastlantısal değildir.	①	②	③	④
15	Çalgıma yönelik tutumumun, grubun performans başarısını etkileyebileceğini düşünürüm.	①	②	③	④

Kontrolsüzlük Algısı: 1, 5, 6, 7, 9, 10 ve 13. maddeler. Yüksek puan, yüksek kontrolsüzlük algısını gösterir.

Performans Yetkinliği Algısı: 2, 3, 4, 8, 11, 12, 14 ve 15. maddeler. Yüksek puan, yüksek performans yetkinliği algısını gösterir.

Alt boyutların ayrı ayrı puanlanması önerilmektedir. Performans Yetkinliği Algısı maddeleri yalnızca öğrenilmiş çaresizlik yönünde birleşik değerlendirme yapılması amaçlandığında ters kodlanabilir; mevcut psikometrik bulgular nedeniyle tek bir toplam puanın temel ölçüm sonucu olarak kullanılması önerilmemektedir.