

Ergenlerde APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği Türkçe Kısa Formu'nun Geçerlik ve Güvenirliğinin İncelenmesi*

An Examination of the Validity and Reliability of the Turkish Short Form of the APS-R Perfectionism Scale in Adolescents

Büşra Kökçam, Zeliha Traş

Yazar Bilgileri

Büşra Kökçam 

Arş. Gör. Dr., Uşak Üniversitesi,
Eğitim Bilimleri,
busra.kokcam@usak.edu.tr

Zeliha Traş 

Prof. Dr., Necmettin Erbakan
Üniversitesi, Eğitim Bilimleri,
ztras@erbakan.edu.tr

ÖZ

Bu çalışmada, mükemmeliyetçiliğin üst boyutlarını ölçmek için en sık kullanılan araçlardan biri olan APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği'nin kullanılabilirliğini artırmak için daha kısa ve rafine bir formunun oluşturulması amaçlanmıştır. 12 liseden 1391 öğrencinin yanıtları rastgele ikiye bölünmüş, ilk olarak çalışma grubu 1'de madde içerikleri ve faktör yapısı göz önüne alınarak kısa form oluşturulmuş, ardından geçerliliği ve güvenirliliği incelenmiştir. İkinci olarak kısa formun cinsiyete göre ölçme değişmezliği varsayımının test edilmesi sonucu, cinsiyete göre katı ölçme değişmezliği ve yapısal değişmezlik doğrulanmıştır. Üçüncü olarak çalışma grubu 2'de kısa formun çapraz geçerliliğinin yanı sıra benzeşim ve ayrışım geçerliliğine ilişkin kanıtlar elde edilmiştir. Son olarak ilgili alanyazında mükemmeliyetçilik, boyutsal yaklaşımların yanı sıra grup temelli yaklaşımlarla incelendiğinden APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği Kısa Formu'nun boyutsal ve kategorik yapısını eş zamanlı olarak değerlendirebilmek için faktör karma modellemesi kullanılmıştır. Sonuçlar, kısa formda incelenen mükemmeliyetçiliğin karma bir yapıya sahip olduğunu ortaya koyarak dört sınıflı ve iki faktörlü modeli desteklemiştir. Kısa formun geliştirilmesi ve değerlendirilmesinde izlenen titiz prosedür, APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği Kısa Formu'nu hem akademik hem de pratik uygulamalar için önemli ve değerli bir araç hâline getirmiştir.

Makale Bilgileri

Anahtar Kelimeler

Mükemmeliyetçilik
Ölçme değişmezliği
Yapısal değişmezlik
Yapısal geçerlik
Çapraz geçerlik
Faktör karma modelleme

Keywords

Perfectionism
Measurement invariance
Structural invariance
Construct validity
Cross-validation
Factor mixture modeling

Makale Geçmişi

Geliş: 15.01.2025

Kabul: 05.01.2026

*Bu çalışma 21-24 Mayıs 2024 tarihlerinde düzenlenen XI. International Eurasian Educational Research Congress'de sözlü bildiri olarak sunulmuştur.

ABSTRACT

This study aimed to enhance the utility of the Almost Perfect Scale-Revised, one of the most widely used tools for measuring higher-order dimensions of perfectionism, by developing a shorter and more refined Turkish version. Responses from 1391 high school students from 12 schools were randomly split into two groups. Firstly, in Sample 1, a short form was developed based on item content and factor structure, followed by an evaluation of its validity and reliability. Secondly, the assumption of measurement invariance across sex was tested, confirming strict measurement invariance and structural invariance. Thirdly, in Sample 2, evidence was obtained for cross-validation to replicate the factor structure and reliability of the short form, as well as to assess its convergent and discriminant validity. Finally, considering that perfectionism is examined in the literature using both dimensional and group-based approaches, factor mixture modeling was employed to simultaneously assess the dimensional and categorical structure of the APS-R Turkish Short Form. Results supported a mixed structure of perfectionism, endorsing a four-class, two-factor model. Altogether, the development and rigorous assessment of the APS-R Turkish Short Form — including its factor structure, measurement, and structural invariance, replication, construct validity, cross-validation, and factor mixture modeling — offers a valuable tool for both academic and practical applications.

Makale Türü

Araştırma

Önerilen Atıf

Kökçam, B. & Traş, Z. (2026). Ergenlerde APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği Türkçe Kısa Formu'nun geçerlik ve güvenirliğinin incelenmesi. *TEBD*, 24(1), 295-318. <https://doi.org/10.37217/tebd.1620788>

Giriş

Geçen 35 yıl boyunca kuramlar ve bulgular, mükemmeliyetçiliğin ruh sağlığıyla bağlantılı birçok değişkenle ilişkili çok boyutlu bir kişilik yapısı olduğu konusunda uzlaşıya varmışlardır. Kavramsallaştırmalardaki bazı farklılıklara rağmen birçok çalışma, farklı kavramsallaştırmalar kullanılarak geliştirilen çok boyutlu mükemmeliyetçilik ölçme araçlarının çeşitli alt boyutlarının iki üst boyutta toplandığını gösteren kanıtlar sunmuştur (Bieling vd., 2004; Frost vd., 1993; Hill vd., 2004; Stairs vd., 2012). Bu boyutlardan biri, kişisel standartları ve performans beklentilerini içerdiğinden “mükemmeliyetçi çabalar”, diğeri ise aşırı düzeyde öz değerlendirme eğilimini veya kişisel standartlara ulaşmaya veya sürdürmeye yönelik kaygıları içerdiğinden “mükemmeliyetçi kaygılar” olarak adlandırılmıştır (Stoeber ve Otto, 2006). Bu boyutların kendileri veya kombinasyonlarının (mal)adaptiflik düzeyleri boyutsal ve grup temelli çok sayıda çalışmanın konusu olmuştur (örneğin; Hill ve Curran, 2016; Kökçam vd., 2024; Smith vd., 2015; Wang vd., 2020).

Boyutsal temelli araştırmaların sonuçları mükemmeliyetçi kaygıların; tükenmişlik, amotivasyon, intihar düşünceleri ve girişimleri gibi olumsuz sonuçlarla belirgin bir pozitif korelasyon gösterdiğini (Hill, 2014; Hill ve Curran, 2016; Smith vd., 2018) açıkça ortaya koymaktadır; ancak bu durum mükemmeliyetçi çabalar için aynı netlikte değildir. Mükemmeliyetçi çabaların sonuçlarla olan ilişkileri oldukça değişkendir: Çoğunlukla akademik başarı ve okul bağlılığı gibi olumlu çıktılarla pozitif ilişki içindeyken (Kökçam vd., 2024; Madigan, 2019), tükenmişlik gibi olumsuz sonuçlarla negatif ilişkili olduğu da ortaya konmuştur (Hill ve Curran, 2016; Kökçam vd., 2024). Bununla birlikte bazı çalışmalar mükemmeliyetçi çabaların olumlu sonuçlarla ilişkili olmadığını (Quested vd., 2014) veya nadiren de olsa olumsuz sonuçlarla pozitif ilişki gösterdiğini (Stoeber ve Otto, 2006) rapor etmiştir. Bu değişken örüntü, mükemmeliyetçi çabaların adaptif niteliğinin, yaşam koşulları veya mükemmeliyetçi kaygılar gibi bazı değişkenlere bağlı olarak değişebileceğine işaret etmektedir.

Grup temelli yaklaşımda, mükemmeliyetçi çabalar ve mükemmeliyetçi kaygılar her bireyde farklı seviyelerde mevcut olan boyutlar olduğu için, bu boyutların niteliksel olarak farklı konfigürasyonlarının (örneğin, düşük mükemmeliyetçi çaba ve yüksek mükemmeliyetçi kaygı) etkilerini birlikte incelemek mümkündür (bkz. Spurk vd. 2020). Bu kombinasyonları incelemek için alanyazında öne çıkan Üçlü Model ve 2x2 Modeli kullanılmaktadır. Üçlü Model, yüksek mükemmeliyetçi kaygı ve yüksek mükemmeliyetçi çabayı *Maladaptif Mükemmeliyetçi*, yüksek mükemmeliyetçi çaba ve düşük mükemmeliyetçi kaygıyı *Adaptif Mükemmeliyetçi*, her iki boyutta da düşük olanları ise *Mükemmeliyetçi Olmayanlar* olarak sınıflandırır. 2x2 Modeli ise her iki boyutta yüksek olanları *Karma Mükemmeliyetçi*, her iki boyutta düşük olanları *Mükemmeliyetçi Olmayanlar*, yüksek mükemmeliyetçi çaba ve düşük mükemmeliyetçi kaygıyı *Kişisel Standartlara Odaklı Mükemmeliyetçi*, düşük mükemmeliyetçi çaba ve yüksek mükemmeliyetçi kaygıyı ise *Değerlendirme*

Kaygılarına Odaklı Mükemmeliyetçi olarak kategorize etmektedir. Bu iki model benzerlikler taşımakla birlikte, önemli farklılıklara da sahiptir. Örneğin, en maladaptif kombinasyon Üçlü Model'de *Maladaptif Mükemmeliyetçilerde* gözlemlenirken 2x2 Modeli'nde *Değerlendirme Kaygılarına Odaklı Mükemmeliyetçilerde* bulunmaktadır (Gaudreau ve Thompson, 2010; Rice ve Ashby, 2007; Stoerber ve Otto, 2006).

Bu çalışmaların birçoğunda, çok boyutlu mükemmeliyetçiliği ölçmek için en sık kullanılan araçlarından biri Slaney vd.'nin (1996, 2001) geliştirdiği ve revize ettiği APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği olmuştur. APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği, standartlar, uyumsuzluk ve düzen olmak üzere üç alt boyuttan oluşmaktadır. Ölçeğin üç faktörlü yapısının geçerliliği ve güvenilirliği birçok çalışma tarafından doğrulanmıştır (Sapmaz, 2006; Suddarth ve Slaney, 2001; Ulu vd., 2012; Wang vd., 2009). Düzen boyutu iyi bir faktör yapısına ve iç tutarlılığa sahip olsa da, uzun bir zamandır mükemmeliyetçiliğin temel boyutlarından biri olmadığı konusunda görüş birliği bulunmakta, hatta bazı araştırmacılar düzen boyutunun mükemmeliyetçiliğin üst düzey boyutlarından ayrı bir faktör olduğu sonucuna ulaşmışlardır (Kim vd., 2015; Suddarth ve Slaney, 2001). Stoerber ve Otto'nun (2006) Düzen boyutunun göz ardı edilmesinin daha iyi olacağı yönündeki önerisine uyularak bu çalışmaya dâhil edilmemiştir.

APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği, diğer mükemmeliyetçilik ölçme araçlarına göre daha kısa olmakla birlikte benzer şekilde ifade edilmiş birçok madde içermektedir. Örneğin, "Elimden gelenin en iyisi bana asla yeterince iyi gibi gelmez." maddesi "Elimden gelenin en iyisini yapmak hiçbir zaman yeterli gelmez." maddesiyle neredeyse aynıdır. Ayrıca ölçekteki bazı maddelerin belirsiz olmasından kaynaklı sorunlar da vardır. Örnek olarak "İşte veya okuldaki performansım ile ilgili standartlarım yüksektir." (madde 1), "Hedeflerime ulaşamadığım için kendimi çoğu zaman engellenmiş hissedirim." (madde 3) ve "Güçlü bir mükemmele ulaşma ihtiyacım var." (madde 22) maddeleri verilebilir. Rice vd.'ne (2014) göre ilk maddede okulda çok yüksek performans beklentileri olan ancak iş yerinde düşük performans standartları olan ve tam tersi durumda olan iki kişinin birine benzer olarak değerlendirilip değerlendirilmeyeceği (veya maddeye benzer şekilde yanıt verip vermeyeceği) açık değildir. Madde, okula devam eden ancak ücretli bir işte çalışmayanlar veya çalışan ancak okula devam etmeyenler için de belirsiz olabilir. Diğer iki maddenin ise mevcut çalışmada lise öğrencisi ergenler tarafından sıklıkla anlamca belirsiz olduğu rapor edilmiş, araştırmacıdan ek açıklama talep edilmiştir. Uyarlanmış ölçekte yer alan madde 3'te "engellenmiş hissetme", orijinal maddedeki "frustrated" ifadesinin karşılığı olarak kullanılmıştır. Engellenmiş hissetme, tatmin arzusunun hala çok aktif olduğu yüksek bir saldırganlık durumuna ya da bir arzusun yerine getirilmediğinin daha pasif bir şekilde kabul edildiği bir duygu durumuna (örneğin, hayal kırıklığı) işaret edebilir (Sanderson, 2014). Rycroft (1972) psikanaliz sözlüğünde engellenmiş hissetmeyi

(frustration); engellenme, şaşırma ve hayal kırıklığını içeren bir durum olarak tanımlamıştır. Engellenmiş hissetme öfke gibi aktif, hayal kırıklığı gibi pasif duygularla iç içe geçebilir, bu durum ise tanımlamayı güçleştirebilir. Ayrıca bu ifadenin kullanımı, Türkiye bağlamında ne halkın geneli ne de gençler arasında yaygın değildir. Madde 22’de ise dilbilgisi ve anlam açısından sorunlar içeren bir cümle söz konusudur. İlk bakışta “güçlü” sıfatının “ihtiyacı” nitelemek yerine “mükemmelliği” nitelediği sonucuna varılmakta, bu durum ise cümlenin genel anlamını belirsiz hâle getirmektedir.

APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği’yle ilgili bir diğer mesele de cinsiyete göre ölçme değişmezliği varsayımı hakkındadır. Rice ve Ashby (2007), kadınların APS-R Standartlar boyutunda erkeklere göre daha yüksek puan aldıklarını bulmuşlardır. Ancak yazarların bildiği kadarıyla, APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği’nin Türkçe geçerlik çalışmalarında henüz cinsiyete göre ölçme değişmezliği varsayımı test edilmemiştir. Cinsiyet farklılıkları söz konusu olduğunda, bu farkın ölçülen yapılar arasındaki gerçek bir farklılıktan mı yoksa ölçme aracındaki bir yanlılıktan mı kaynaklandığını belirlemek için bu varsayımın test edilmesi gerekmektedir (bkz. Keith, 2019).

Birçok çalışma APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği’nin mükemmeliyetçi çabalar ve mükemmeliyetçi kaygıları ölçmek için etkili bir araç olduğunu gösterse de ölçeğin uzunluğu, aynı yapıyı ölçen benzer maddelere sahip olması ve bazı maddelerdeki anlam belirsizlikleri, kullanışlılığını sınırlandırmaktadır. Bu çalışmanın birbiriyle ilişkili dört hedefi vardır. İlk olarak ölçeğin psikometrik değerini koruyarak, araştırma ve danışmanlıkta daha kullanışlı hâle getirmek için kısa bir form oluşturmak ve bu formun geçerlik ve güvenilirliğini test etmektir. İkinci olarak kısa ölçeğin cinsiyete göre ölçme değişmezliği varsayımı test etmektir. Üçüncü olarak kısa formun çapraz geçerliğinin yanı sıra benzeşim ve ayrışım geçerliliği incelemektir. Dördüncü olarak alanyazında mükemmeliyetçilik boyutsal yaklaşımların yanı sıra grup temelli yaklaşımlarla da incelendiği için boyutsal ve kategorik yapıyı aynı anda test etmeye olanak veren faktör karma modellemesi kullanarak APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği Kısa Formu’nu incelemektir. Ölçeğin kategorik yapısının doğrulanması durumunda boyutları, latent sınıflardan ayırarak grup temelli yaklaşımlar için prototipik mükemmeliyetçilik profilleri sağlanabilir. Bu çalışmanın nihai amacı ise, APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği Kısa Formu aracılığıyla araştırmacılara ve uygulamacılara hem daha kullanışlı hem de yüksek psikometrik güvenilirliğe sahip, bireyselleştirilmiş müdahalelere rehberlik edebilecek etkin bir ölçüm aracı sağlamaktır.

Yöntem

Çalışma Grupları ve Prosedür

Bu çalışmada, boylamsal bir projenin ilk aşamasında uygulanan mükemmeliyetçilik ölçeklerinden elde edilen veriler kullanılmıştır. Türkiye’nin Batı ve İç Anadolu Bölgesi’nde bulunan iki ildeki 12 liseden toplamda 1391 öğrenci (%51 kız) çalışmaya katılmıştır. Öğrencilerin yaşları 14 ila

18 arasında değişmekte olup yaşlarının ortalaması 15,32 (ss=0,88) olarak hesaplanmıştır. Öğrencilerin %23'ü 9. sınıf, %40'ı 10. sınıf, %37'si ise 11. sınıf öğrencisidir. Öğrencilerin %24'ü fen lisesi, %30'u sınavlı Anadolu lisesi, %23'ü sosyal bilimler, %23'ü ise sınavsız öğrenci alan liselerde okumaktadır. Toplam çalışma grubu rastgele bir şekilde ikiye bölünerek %70'i (N=948, %51 kız) Çalışma Grubu 1'e, %30'u (N=443, %51 kız) ise çapraz geçerlik çalışmasında için kullanılmak üzere Çalışma Grubu 2'ye atanmıştır.

Çalışma için Necmettin Erbakan Etik Kurulundan izin (09.06.2023-14247) alındıktan sonra Millî Eğitim Bakanlığı Strateji Geliştirme Başkanlığından ilgili illerindeki bakanlığa bağlı resmi/özel okul ve kurumlarda araştırma yapma izni alınmıştır. Her sınıfta öğrenciler katılımın gönüllülük esasına dayandığı konusunda bilgilendirilmiş, sağladıkları verilerin mahremiyetinin korunacağı garanti edilmiştir. Öğrenciler, ölçekleri bir ders saati içinde, araştırmacının gözetiminde sınıflarında doldurmuştur. Kişisel verilerin toplanması ve işlenmesinde APA Etik Kodları ve Helsinki Bildirgesine uyulmuştur.

Veri Toplama Araçları

APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği

Orijinali Slaney vd. (2001) tarafından geliştirilen 23 maddelik ölçeğin Türkçeye uyarlama çalışmasını Ulu vd. (2012) yapmıştır. Ölçek; standartlar (7 madde), uyumsuzluk (12 madde) ve düzen (4 madde) olmak üzere üç alt ölçek içermektedir. Düzen maddeleri bu çalışmaya dâhil edilmemiştir (Stoeber, 2018; Stoeber ve Otto, 2006). Maddeler, 7'li Likert tipi ölçek (1=Kesinlikle katılmıyorum; 7=Tamamen katılıyorum) kullanılarak yanıtlanmaktadır. Üniversite öğrencilerinde Ulu vd. (2012) tarafından uyarlanmış ölçeğin standartlar alt boyutuna ait Cronbach alfa iç tutarlılık katsayısı .80, uyumsuzluk alt boyutuna ait katsayı ise .87'dir. Doğrulayıcı faktör analizi, ölçeğin faktör yapısını ve alt boyutların bağımsızlığını desteklemiştir (RMSEA=.07, CFI=.89, GFI=.87).

Frost Çok Boyutlu Mükemmeliyetçilik Ölçeği

Orijinali Frost vd. (1990) tarafından geliştirilen 35 maddelik ölçeğin Türkçeye uyarlama çalışmasını Kağan (2011) yapmıştır. Ölçek; hata yapma endişesi, kişisel standartlar, ailesel beklentiler, aileden eleştiri, yaptığından emin olamama ve düzen olmak üzere altı boyuttan oluşmaktadır. Bu çalışmada, mükemmeliyetçi çabaların göstergesi olarak Kişisel Standartlar ve mükemmeliyetçi kaygıların göstergesi olarak ise hata yapma endişesi alt boyutları dâhil edilmiştir (Stoeber, 2018; Stoeber ve Otto, 2006). Üniversite öğrencilerinde Kağan (2011) tarafından uyarlanan ölçeğin hata yapma endişesi alt boyutuna ait Cronbach alfa iç tutarlılık katsayısı .85, kişisel standartlar alt boyutuna ait katsayı ise .79'dur. Doğrulayıcı faktör analizi, ölçeğin faktör yapısını ve alt boyutların bağımsızlığını desteklemiştir (RMSEA=.06, CFI=.96, NFI=.94, SRMR=.07).

Veri Analizi

Öncelikle veriler (N=1409), uç yanıtlardaki değişkenlik ve rastgele yanıtlama bakımından incelenmiştir. Tüm maddeleri en yüksek/düşük puanla ya da aynı şekilde (örneğin 2) yanıtlayan, maddelerin çoğunu boş bırakan veya 10 dakikalık ortalama sürenin belirgin şekilde altında cevaplayan 18 öğrencinin verileri analiz dışında bırakılmıştır (N=1391). Ardından APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği maddelerine verilen yanıtların dağılımı incelenmiştir. Field vd.'nin (2012) önerisi üzerine, maddelerin çarpıklık değerleri standart hatalarının iki katına bölünmüş, elde edilen değerlerin -1,65 ila 1,65 arasında olup olmadığı kontrol edilmiş ve her bir maddenin yanıt dağılımı Q-Q grafiğiyle incelenmiştir. Standartlar alt boyutundaki yedi maddenin çarpıklık değerleri -2,79 ila -9,20 arasında değiştiği ve sola çarpık bir dağılım gösterdiği bulunmuştur. Uyuşmazlık alt boyutundaki 12 maddenin çarpıklık değerleri -3,32 ila 3,46 arasında değiştiği, birçok maddesinin normal dağılmadığı görülmüştür. Ön analizler, R'da (version 4.4.0) "e1071" (Meyer vd., 2024) ve "ggplot2" (Wickham, 2016) paketleri kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Diğer analizler ise normal dağılmayan veriler için robust tahmin edici (MLR) kullanılarak Mplus 8.11 programında gerçekleştirilmiştir (Muthén ve Muthén, 1998-2017).

Ölçeğin kısa formunun oluşturulması ve doğrulayıcı faktör analizinin gerçekleştirilmesinde orijinal ölçeğin kısaltma çalışmasında kullanılan prosedür takip edilmiştir (Rice vd., 2014). Kısa ölçekte yer alacak maddelerin seçiminde, birbirine benzer ifadeler içeren ve/veya yüksek hata kovaryasyonu gösteren madde grupları arasından en yüksek standardize madde yüküne sahip olanlar kısa forma dâhil edilmiştir. Oluşturulan yeni forma ilişkin Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) gerçekleştirilerek, modelin verilere uyumu bir dizi uyum indeksi (χ^2 , Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (CFI), Yakınsama Hatalarının Kareleri Ortalamalarının Karekökü (RMSEA) ve Standartlaştırılmış Artıkların Kareleri Ortalamasının Karekökü (SRMR)) kullanılarak incelenmiştir. Alanyazında kabul gören kriterlere göre modelin iyi uyum sağladığının göstergesi olarak CFI değerinin .95 ve üzeri, kabul edilebilir uyum için ise .90 ve üzeri olması; RMSEA ve SRMR değerlerinin .06 ve altı olması iyi uyumu, .08 ve altı olması ise kabul edilebilir uyumu işaret etmektedir (Keith, 2019). Yeni formun boyutlarına ilişkin güvenilirliğinin belirlenmesi için Cronbach alfa iç tutarlılık katsayısının (α) yanı sıra Raykov'un (2009) kompozit iç tutarlılık katsayısı (ρ) da rapor edilmiştir. Raykov'un (2009) önerdiği yapısal eşitlik modellemesine (YEM) dayalı iç tutarlılık katsayısı, Cronbach alfanın gerektirdiği kısıtlayıcı eşit yük varsayımına göre daha esnek olan konjenerik model çerçevesinde çalıştığı ve bu nedenle ölçek güvenilirliğinin daha güvenilir bir tahmin edicisi olarak kabul edildiği için rapor edilmiştir.

Keith (2019) ve Dimitrov'un (2010) ölçme ve yapısal değişmezlik modelleme önerileri takip edilerek ölçeğin kısa formunun cinsiyete göre ölçme ve yapısal değişmezliği varsayımı test edilmiştir.

Çok gruplu iç-içe geçmiş modellerin karşılaştırılması Satorra-Bentler ölçekli ki-kare kullanılarak yapılmıştır (bkz. Bryant ve Satorra, 2012; Dimitrov, 2010). Ardından kısa formun çapraz geçerliliğini sınamak amacıyla, ilk çalışma grubunda elde edilen sonuçlar, bağımsız bir örneklem (başka bir çalışma grubu) üzerinde Doğrulayıcı Faktör Analizi'ne (DFA) tabi tutulmuştur. Kısa formun benzeşim ve ayrışım geçerliğini incelemek amacıyla Frost Çok Boyutlu Mükemmeliyetçilik Ölçeği'nin (FÇBMÖ) kişisel standartlar ve hata yapma endişesi alt boyutları kullanılmıştır. Bu tercihin gerekçesi, kısa formdaki standartlar boyutu ile FÇBMÖ'deki kişisel standartlar boyutunun *mükemmeliyetçi çabalar* üst boyutunu; kısa formdaki uyumsuzluk boyutu ile ÇBMÖ'deki hata yapma endişesi boyutunun ise *mükemmeliyetçi kaygılar* üst boyutunu temsil etmesidir (Stoeber, 2018; Stoeber ve Otto, 2006). Bu kuramsal eşleşmenin gereği olarak benzeşim geçerliği, aynı üst boyutu temsil eden alt boyutların birbirleriyle güçlü pozitif korelasyon göstermesini gerektirir. Buna karşın ayrışım geçerliği ise farklı üst boyutları temsil eden alt boyutların birbirleri arasında zayıf ya da anlamsız bir ilişki sergilemesini gerektirmektedir.

Faktör karma modelleme, APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği Kısa Formu'nun boyutsal ve kategorik yapısını değerlendirmek için kullanılmıştır. Clark vd. (2013) tarafından önerilen adımlar takip edilerek analizler gerçekleştirilmiştir. İlk olarak faktör karma modellemede kullanılacak model varyasyonu belirlenmiştir (FMM-1). Bu model varyasyonunda madde eşik değerleri ve faktör yükleri sınıflar arasında birbirine eşit olarak kısıtlanır ve sadece her bir sınıfa özgü faktör ortalamaları tahmin edilir. Faktör kovaryans matrisi sifra sabitlenir, böylelikle sınıf içi heterojenlik olmadığı varsayılır (Clark vd., 2013). FMM-1 kullanarak iki faktörlü tek sınıflı modelden başlanmış, ardından iki faktörlü iki ila beş arasında değişen sınıflara sahip modeller test edilmiştir.

Optimal modele karar verirken model uyumunun göstergeleri olarak görelî model uyum indekslerinden Bayes Bilgi Kriteri (BIC) ve örneklem büyüklüğüne göre düzeltilmiş BIC (aBIC) değerleri kullanılmıştır. Daha düşük BIC ve aBIC değerleri, modelin veriye daha iyi uyduğuna işaret eder. Sınıflandırma belirsizliğini ölçmek için ise görelî entropi kullanılmıştır. Daha yüksek entropi değerleri, sınıfların birbirinden daha iyi bir şekilde ayrıştığını gösterir. Ayrıca k sınıflı modelleri k-1 sınıflı modellerle istatistiksel olarak karşılaştırmak için Lo-Mendell-Rubin olabilirlik oran testi (LMR) ve parametrik bootstrap (BLRT) kullanılmıştır. İstatistiksel olarak anlamlı bir etki, k sınıflı modelin k-1 sınıflı modele göre veriye daha iyi uyum sağladığı ve istatistiksel olarak üstün olduğu anlamına gelir. Son olarak optimal modele karar verme sürecinde, metodolojik alanyazındaki genel uzlaşıya paralel bir şekilde, yalnızca uyum indeksleri (örneğin, BIC), entropi ya da olabilirlik temelli testler (örneğin, LMR) gibi istatistiksel göstergeler değil; aynı zamanda modellerin kuramsal anlamlılığı ve tutumluluğu/sadeliği gibi kriterler de dikkate alınmıştır (Bauer, 2022; Masyn, 2013; Nylund-Gibson ve Choi, 2018; Nylund et al., 2007).

Bulgular

Kısa Formun Oluşturulması, Geçerlik ve Güvenirliğinin Test Edilmesi

Doğrulamalı faktör analizi (DFA), APS-R'nin iki faktörlü (standartlar, uyumsuzluk) yapısını test etmek ve bireysel madde kalitesi hakkında ek bilgi sağlamak için kullanılmıştır. DFA sonucunda, iki faktörlü 19 maddelik modelin uyum indeksleri, kötü uyuma işaret etmiştir ($\chi^2(151)= 1603,92$, $p<.001$; CFI=.71; RMSEA=0,101 [0,096–0,105]; SRMR=0,114). Benzer bir durumla APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği'nin Türkçeye uyarlama çalışmasında da karşılaşmıştır (Ulu, 2007). Modifikasyon indekslerinin incelenmesi üzerine Ulu'nun (2007) uyarlama çalışmasıyla aynı şekilde uyumsuzluk faktöründeki 6 ile 11 numaralı maddelerle 9, 16 ve 19 numaralı maddeler arasındaki hata kovaryasyonları modifikasyon değerinin yüksek olduğu görülmüştür. Bunun üzerine belirtilen maddeler arasındaki hata kovaryasyonları tahmin için serbest bırakılmıştır. Analiz sonucunda Ulu vd. (2012) ve Rice vd. (2014) çalışmalarına benzer şekilde modelin yeterli uyum gösterdiği bulunmuştur ($\chi^2(147)= 772,34$, $p<.001$; CFI=.88; RMSEA=0,067 [0,062–0,072]; SRMR=0,097). Ancak model daha da iyileştirilebilir.

Her bir faktördeki maddeler, standardize yük (β) ve içerik bakımından incelenmiştir (bkz. Tablo 1). Standartlar alt boyutunda yedi maddeden beşi 0,50 ve üzeri madde yüküne sahiptir. Madde 22'nin şaşırtıcı olmayan bir şekilde en düşük madde yüküne sahip olduğu görülmüştür. Madde 5 ise bazı geçerlik çalışmalarındakine benzer şekilde düşük yüke sahiptir (Rice vd., 2014; Sapmaz, 2006). Madde 1'in madde yükü 0,50'nin üzerinde olmasına karşın içeriğinde belirsizlikler söz konusudur. Bu durumlar dikkate alınarak Madde 22'nin yanı sıra Rice vd.'nin (2014) orijinal ölçeği kısaltma çalışmasındaki önerileri doğrultusunda Madde 5 ve Madde 1 de ölçekten çıkarılmıştır. Böylelikle ölçeğin kısa formunda 8, 12, 14 ve 18 numaralı maddelere yer verilmiştir.

Ölçeğin uyumsuzluk faktöründeki 12 maddenin yedisi 0,50 üzeri madde yüküne sahiptir. Madde 3, şaşırtıcı olmayan bir şekilde en düşük madde yüküne sahiptir. Ancak 9, 15, 16 ve 19 numaralı maddelerin de orijinal ölçekteki yüksek madde yüklerinin (>.70) aksine uyarlanmış ölçekte düşük yüklere sahip olduğu görülmüştür. Uyumsuzluk maddelerinin içerik bakımından detaylı bir şekilde inceleyen Flett vd. (2016) 6, 9, 11, 16 ve 19 numaralı maddelerin kişinin standartlarını karşılamaya ne ölçüde yakın olduğunu ölçtüğünü belirtmiş ve bu maddelerin diğer maddelere göre daha objektif bir uyumsuzluk değerlendirmesini içerdiğini öne sürmüştür. Bu maddelerden 6 ve 11 numaralı maddelerin ifadeleri birbirine benzerken 9, 16 ve 19 numaralı maddeler de benzer şekilde formüle edilmiştir. 3, 15 ve 23 numaralı maddeler kişinin standartlarının gerisinde kaldığında hissettiği negatif duygulara (engellenme, endişe ve hayal kırıklığı) odaklanırken 13, 17, 20 ve 21 numaralı maddeler kişinin standartlarının gerisinde kalmasının ardından duyduğu tatminsizliğini ölçmeye odaklanmıştır (Flett vd., 2016). Benzer şekilde ifade edilmiş maddeler arasında seçim

yapılırken madde yükleri ve Rice vd.'nin (2014) önerileri göz önünde bulundurulmuştur. 6 ile 11 numaralı maddeler arasında en yüksek madde yüküne sahip 11 numaralı madde; 9, 16 ve 19 numaralı maddeler arasından ise 19 numaralı madde daha yüksek madde yüküne sahip olduğundan tercih edilmiştir. Negatif duygulara odaklanan üçlü madde grubundan 23 numaralı madde, orijinal ölçeği kısaltma çalışmasında tercih edildiği için kısa forma dâhil edilmiştir (bkz. Rice vd., 2014). Tatminsizliğe odaklanan 13, 17, 20 ve 21 numaralı maddeler arasında daha yüksek madde yüküne sahip olduğundan 20 numaralı madde diğerlerine tercih edilmiştir.

Tablo 1. APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği Doğrulayıcı Faktör Analizlerinden Elde Edilen Faktör Yükleri

<i>Maddeler</i>		<i>APS-R (19 madde)</i>			<i>Kısa APS-R (8 madde)</i>		
		<i>B</i>	<i>SH</i>	β	<i>B</i>	<i>SH</i>	β
<i>Standartlar</i>							
APS1	İşte veya okuldaki performansıyla ilgili standartlarım yüksektir.	1,00	0,00	0,67			
APS5	Eğer kendinden çok fazla şey beklemezsen asla başarılı olamazsın.	0,85	0,08	0,39			
APS8	Kendimle ilgili yüksek beklentilerim var.	1,22	0,07	0,73	1,00	0,00	0,72
APS12	Kendime çok yüksek standartlar koyarım.	1,16	0,07	0,63	0,87	0,06	0,57
APS14	Kendimden en iyisini beklerim.	1,29	0,07	0,73	1,15	0,07	0,79
APS18	Yaptığım her şeyde elimden gelenin en iyisini yapmaya çalışırım.	0,84	0,07	0,50	0,72	0,06	0,51
APS22	Güçlü bir mükemmele ulaşma ihtiyacım var.	0,74	0,08	0,37			
<i>Uyuşmazlık</i>							
APS3	Hedeflerime ulaşamadığım için kendimi çoğu zaman engellenmiş hissederim.	1,00	0,00	0,34			
APS6	Elimden gelenin en iyisi bana asla yeterince iyi gibi gelmez.	2,02	0,21	0,64			
APS9	Yüksek standartlarıma nadiren ulaşıyorum.	0,85	0,12	0,35			
APS11	Elimden gelenin en iyisini yapmak hiçbir zaman yeterli gelmez.	2,00	0,21	0,66	1,00	0,00	0,61
APS13	Başarılarım beni asla tatmin etmez.	1,97	0,21	0,65			
APS15	Beklentilerimi karşılayamayacağıma ilişkin sık sık endişe yaşarım.	1,29	0,16	0,42			
APS16	Performansım standartlarımı nadiren karşılar.	1,02	0,13	0,41			
APS17	Elimden gelenin en iyisini yapmış olduğumu bildiğim zaman bile bundan doyum sağlamam.	2,44	0,25	0,78			
APS19	Sahip olduğum yüksek performans hedeflerine nadiren ulaşabilirim.	1,08	0,13	0,43	0,48	0,06	0,35
APS20	Performansımdan oldukça zor doyum sağlarım.	2,26	0,23	0,80	1,19	0,10	0,78
APS21	Yapmış olduğum şeyin yeterince iyi olduğunu oldukça zor hissederim.	2,19	0,22	0,75			
APS23	Bir işi bitirdikten sonra sıkça hayal kırıklığı yaşarım çünkü daha iyisini yapabileceğimi bilirim.	1,52	0,17	0,51	0,83	0,07	0,52

Not. B=Standardize olmayan yükler; SH= Standart hata; β =Standardize yükler.

Kısa APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği, standartlar faktöründen dört madde ve uyumsuzluk faktöründen dört madde olmak üzere toplam sekiz maddeden oluşturulmuştur. Kısa ölçeğin iki faktörlü sekiz maddeli yapısını test etmek üzere doğrulayıcı faktör analizi yapılmıştır. Elde edilen sonuçlar, modelin yeterli düzeyde bir uyum gösterdiğine işaret etmektedir ($\chi^2(19)=130,19$, $p<.001$;

CFI=.93; RMSEA=0,079 [0,066-0,092]; SRMR=0,068). Tablo 2'de görüldüğü üzere kısa APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği faktör yükleri istatistiksel olarak anlamlıdır ($p<.001$). Cronbach alfa güvenirlik katsayısı standartlar için .74, uyumsuzluk için .72'dir. Raykov (2009) tarafından tanımlanan yapısal eşitlik modelleme prosedürlerine dayanan iç tutarlılık katsayısı (ρ) standartlar için .74, uyumsuzluk için .71'dir (bkz. Tablo 2). Kısa formdaki standartlar ile uyumsuzluk faktörleri arasındaki korelasyon katsayısı .14 ($p<.01$) olup ölçeğin uzun formuyla aynıdır ($r=.14$, $p<.001$). Kısa APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği'ndeki faktörlere ilişkin diğer betimleyici istatistikler Tablo 2'de yer almaktadır. Ölçeğin kısa ve uzun versiyonlarının faktör ortalamalarının yakın olması birbirlerine benzer olduklarını göstermektedir. Katılımcılar ölçeğin kısa ve uzun versiyonlarını ayrı uygulamalarda tamamlamadıkları için puanlar arasındaki korelasyon katsayısı hesaplanmamıştır.

Tablo 2. Betimleyici İstatistikler ve Güvenirlik Katsayıları

	\bar{x}	ss	α	ρ
Çalışma Grubu 1				
APS-R				
Standartlar	5,09	1,13	.76	.77
Uyumsuzluk	3,40	1,10	.86	.86
Kısa APS-R				
Standartlar	5,17	1,29	.74	.74
Uyumsuzluk	3,60	1,42	.72	.71
Çalışma Grubu 2				
APS-R				
Standartlar	5,07	1,18	.78	.78
Uyumsuzluk	3,77	1,19	.85	.86
Kısa APS-R				
Standartlar	5,25	1,32	.77	.77
Uyumsuzluk	3,62	1,42	.72	.70
Frost ÇBMÖ				
Kişisel standartlar	3,32	0,79	.71	.72
Hata yapma endişesi	2,79	0,91	.82	.83
Çalışma Grubu 1 için N=948, Çalışma Grubu 2 için N=443'tür. ÇBMÖ=Çok Boyutlu Mükemmeliyetçilik Ölçeği; ρ ve α =iç tutarlılık katsayıları.				

Cinsiyete Göre Ölçme ve Yapısal Değişmezliğin Test Edilmesi

Ölçme değişmezliği testine biçimsel model veya kısıtlanmamış ölçme modeliyle başlamış, ardından faktör yüklerinin gruplar arasında eşit olarak kısıtlandığı metrik model ile devam edilmiştir. Skalar model için madde eşik değerleri, her iki grup için de eşit olarak kısıtlanmış, ardından katı değişmezlik modeli için maddelerin hata varyansları eşit olarak kısıtlanmıştır. Son olarak faktör varyans ve kovaryansların gruplar arasında eşit olarak kısıtlandığı yapısal değişmezlik modeli test edilmiştir.

Tablo 3. Değişmezlik Testleri için Model Karşılaştırmaları

<i>Model</i>	χ^2	<i>sd</i>	$\Delta\chi^2$	Δsd	<i>p</i>	<i>CFI</i>	<i>RMSEA [%90 GA]</i>
<i>Cinsiyete göre ölçme değişmezliği (ÇG-1)</i>							
A.Biçimsel değişmezlik	147,48	38	—	—	—	0,905	0,078 [0,065-0,091]
B.Metrik değişmezlik	156,29	44	7,00	6	0,32	0,903	0,073 [0,061-0,086]
C.Skalar değişmezlik	169,19	50	13,77	6	0,03	0,897	0,071 [0,059-0,083]
D.Katı değişmezlik	182,50	58	12,13	8	0,15	0,898	0,075 [0,064-0,086]
Yapısal Değişmezlik ^a	187,56	61	5,69	3	0,13	0,897	0,073 [0,063-0,084]
<i>Çalışma grubuna göre ölçme değişmezliği (ÇG-1 ve ÇG-2)</i>							
A.Biçimsel değişmezlik	239,92	38	—	—	—	0,883	0,087 [0,077-0,098]
B.Metrik değişmezlik	241,46	44	0,05	6	0,99	0,886	0,080 [0,071-0,090]
C.Skalar değişmezlik	250,93	50	11,78	6	0,07	0,884	0,076 [0,067-0,085]
D.Katı değişmezlik	256,17	58	0,21	8	0,99	0,885	0,070 [0,061-0,079]

^aFaktör varyans ve kovaryansları gruplar arasında eşit olacak şekilde kısıtlanmıştır. Sd=serbestlik derecesi; $\Delta\chi^2$ = Satorra-Bentler ölçekli ki-kare farkı; CFI=Karşılaştırmalı uyum indeksi; RMSEA=Yakınsama hatalarının kareleri ortalamalarının karekökü, GA=Güven Aralığı, ÇG=Çalışma Grubu.

Tablo 3, Kısa APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği'nin kızlar ve erkekler arasında ölçme değişmezliği gösterdiğini ortaya koyan test sonuçlarını özetlemektedir. Dört testin üçünde Satorra-Bentler ölçekli ki-kare farkı anlamlı değildir ($p>.05$). Bu kısıtlamalara karşın modelin uyumunda anlamlı düzeyde bir kötüleşme olmadığı anlamına gelir. Ancak skalar modelin metrik modelle karşılaştırıldığı testte ki-kare farkı anlamlıdır. Ki-kare örneklem büyüklüğüne karşı duyarlı olduğu için yanlı sonuçlar üretebilir. Bu nedenle iç-içe geçmiş modellerde ki-kare farkına ek olarak uyum indeksleri farkı (örneğin, $\Delta CFI<.01$, $\Delta RMSEA<.01$) değerlendirmede kullanılabilir (bkz. Keith, 2019; Sass ve Schmitt, 2013). Metrik model ile skalar model arasındaki CFI ve RMSEA farkları .01'den küçük olduğundan değişmezlik kabul edilmiştir. Cinsiyet grupları arasında katı ölçme değişmezliğinin sağlanması "faktör ortalamaları ve varyanslarındaki grup farklılıklarının alt boyut puanlarındaki tüm grup farklılıklarını tam olarak açıkladığı" anlamına gelir (Keith, 2019). Ölçme değişmezliği doğrulandıktan sonra yapısal değişmezlik test edilmiş, cinsiyet gruplarının faktör varyansları ve kovaryansı bakımından benzer oldukları sonucuna varılmıştır.

Çapraz Geçerliliğin Test Edilmesi

İlk çalışma grubunda elde edilen sonuçların çapraz geçerliliğini test etmek amacıyla, iki faktörlü sekiz maddelik APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği Kısa Formu, Çalışma Grubu 2 üzerinde doğrulayıcı faktör analizine tabi tutulmuştur. Sonuçlar, Çalışma Grubu 1 üzerinde elde edilen sonuçlarla tutarlı olup modelin yeterli düzeyde bir uyum gösterdiğine işaret etmektedir ($\chi^2(19)=109,50$, $p<.001$; CFI=.90; RMSEA=0,078 [0,065–0,091]; SRMR=0,069). Standardize yükler standartlar faktörü için .55 ila .83 arasında değişirken uyumsuzluk faktörü için .30 ila .73 arasında değişmektedir. Faktörler arasındaki korelasyon katsayısı .21'dir. Güvenirlilik katsayıları, ölçeğin güvenilir olduğunu göstermektedir (bkz. Tablo 2). Cinsiyete göre ölçme değişmezliğini belirlemek için

kullanılan prosedürlerin aynısı Çalışma Grubu 2’de Kısa APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği’ne ait faktör yapısını çapraz doğrulamak için uygulanmıştır. Bu testlerin sonuçları Tablo 3’te özetlenmiştir, sonuçlar iki çalışma grubu arasındaki ölçme değişmezliğini desteklemektedir.

Benzeşim ve Ayrışım Geçerliliğinin Test Edilmesi

APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği uzun ve kısa formları ile Frost Çok Boyutlu Mükemmeliyetçilik Ölçeği’nin kişisel standartlar ve hata yapma endişesi alt boyutları arasındaki korelasyon katsayıları incelenmiştir (bkz. Tablo 4). Kısa formda yer alan standartlar faktörü, kişisel standartlar faktörü ile orta güçlü pozitif korelasyon gösterirken hata yapma endişesi ile ilişkisi anlamlı değildir. Kısa formda yer alan uyumsuzluk faktörü, hata yapma endişesi ile orta güçlü pozitif korelasyon gösterirken kişisel standartlar ile düşük düzeyde pozitif ilişki göstermektedir. Bu sonuçlar, kısa formun benzeşim ve ayrışım geçerliliğini desteklemektedir. Ayrıca kısa formun Frost ÇBMÖ alt boyutlarıyla uzun forma benzer korelasyon katsayılarına sahip olması, psikometrik değerini koruduğunu göstermektedir.

Tablo 4. Çalışma Değişkenleri Arasındaki Korelasyon Katsayıları

	1	2	3	4	5	6
1.Standartlar (K)	—					
2.Standartlar (U)	.92***	—				
3.Uyuşmazlık (K)	.10	.21***	—			
4.Uyuşmazlık (U)	.08	.21***	.91***	—		
5. Kişisel standartlar	.66***	.67***	.25***	.28***	—	
6.Hata yapma endişesi	.06	.15**	.54***	.57***	.20***	—
q	.77	.76	.74	.86	.75	.84
α	.77	.76	.72	.86	.74	.83

N=443; K=Kısa form; U=Uzun form; q ve α=iç tutarlılık katsayıları. *p<.05, **p<.01, ***p<.001.

Faktör Karma Modellemenin Test Edilmesi

Sonuçlar, mükemmeliyetçiliği yalnızca boyutsal bir modelle ele almanın, hem boyutsal hem de kategorik/latent sınıf temsillerini içeren modeller kadar veriyi doğru yansıtmadığını göstermiştir. Uyum istatistikleri ve faktör ortalamalarının yorumlanabilirliği dikkate alındığında, dört sınıflı çözümün verilere en uygun model olduğuna karar verilmiştir. Tablo 5’te uyum istatistikleri, sınıf büyüklükleri ve faktör ortalamalarına yer verilmiştir.

Uyum istatistikleri incelendiğinde sınıf ekledikçe BIC ve aBIC değerlerinin azalması 5-sınıflı modelin lehine destek sağlamaktadır. Ayrıca sınıf eklendikçe LMR ve BLRT sonuçlarının anlamlılığı değişmemiş, k-1 sınıflı çözüme göre k sınıflı çözümü desteklemiştir. Uyum istatistiklerinin sınıf eklendikçe anlamlı sonuç vermesi nedeniyle nihai modele karar verirken sınıfların kuramsal anlamlılığı ve tutumluluk/sadelik ilkeleri göz önünde bulundurulmuştur.

Tablo 5. 1-5 Sınıflı Modeller için Uyum İstatistikleri, Sınıf Büyüklükleri ve Faktör Ortalamaları

Model	Sınıf	Oran	n	BIC	aBIC	Entropi	LMR p	BLRT p	Faktör ortalamaları	
									Standartlar	Uyuşmazlık
1-sınıflı				42921,69	42842,27	—	—	—	—	—
2-sınıflı	1	.24	226	42647,33	42558,39	.85	<.001	<.001	-2,45***	-0,49**
	2	.76	722						0	0
3-sınıflı	1	.45	427	42428,90	42330,43	.76	<.001	<.001	2,45***	-0,86***
	2	.34	322						2,69**	1,65*
	3	.21	199						0	0
4-sınıflı	1	.11	105	42291,87	42183,87	.81	<.05	<.001	-2,54***	-0,13
	2	.33	312						0,35***	2,16***
	3	.12	114						-1,98***	1,90***
	4	.44	417						0	0
5-sınıflı	1	.12	114	41833,29	41715,75	.80	<.01	<.001	-1,70***	0,58*
	2	.26	247						1,19**	2,52***
	3	.13	123						-0,29*	2,26***
	4	.31	293						1,14**	0,09
	5	.18	171						0	0

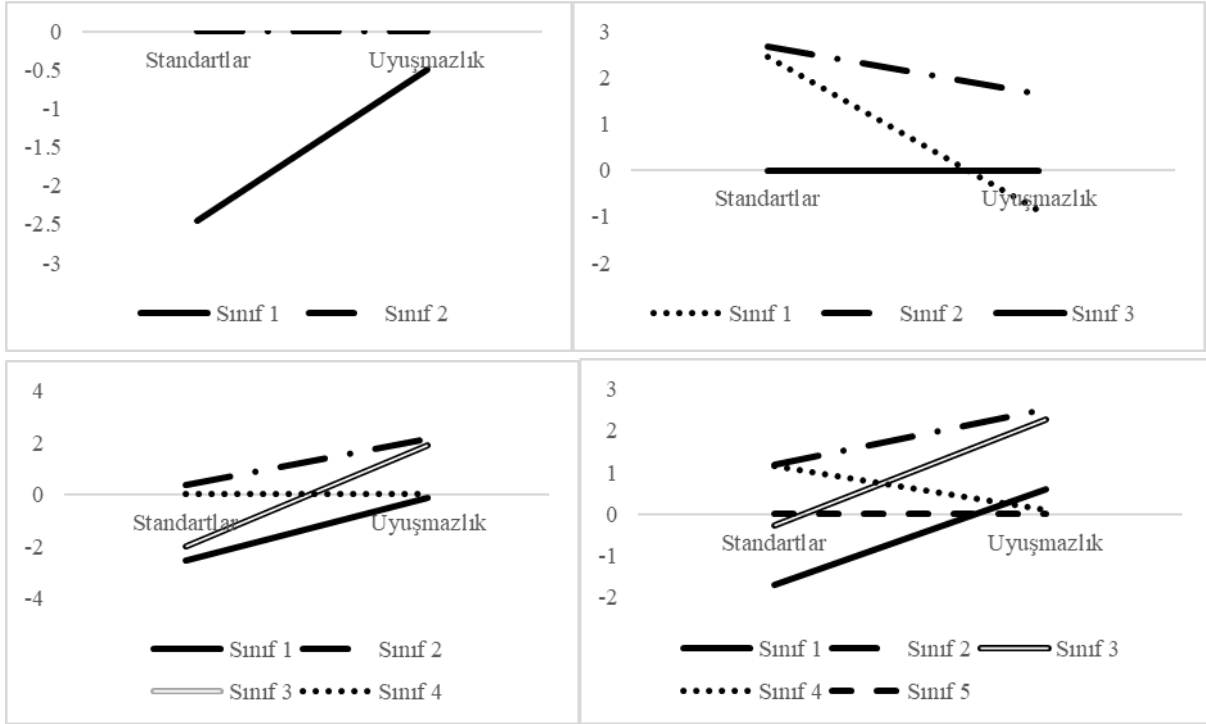
N=948. *p<.05, **p<.01, ***p<.001; BIC=Bayes Bilgi Kriteri, aBIC:Örneklem Büyüklüğüne Göre Düzeltilmiş BIC, LMR:Lo-Mendell-Rubin Olabilirlik Oran Testi, BLRT:Bootstrap Olabilirlik Oran Testi.

3-sınıflı modelin faktör ortalamaları incelendiğinde üçlü model (Rice ve Ashby, 2007; Stoeber ve Otto, 2006) ile tam olarak tutarlı olmadığı görülmüştür. Sınıf 1'in yüksek mükemmeliyetçi çabalar (standartlar) ile yüksek mükemmeliyetçi kaygıların (uyuşmazlık) kombinasyonu olarak *Maladaptif Mükemmeliyetçileri*, sınıf 2'nin yüksek mükemmeliyetçi çabalar ve düşük mükemmeliyetçi kaygıların kombinasyonu olarak *Adaptif Mükemmeliyetçileri* içerdiği görülmektedir. Ancak sınıf 3'ün adaptif mükemmeliyetçilere kıyasla anlamlı derecede daha yüksek mükemmeliyetçi kaygılar sergilediği göz önüne alındığında bu profilin *Mükemmeliyetçi Olmayanlar* olarak adlandırılması doğru değildir.

4-sınıflı modelin faktör ortalamaları incelendiğinde 2x2 modeliyle (Gaudreau ve Thompson, 2010) tutarlı olduğu görülmüştür. Sınıf 1, düşük mükemmeliyetçi çabalar ve düşük mükemmeliyetçi kaygıların kombinasyonu olarak *Mükemmeliyetçi Olmayanları* içerirken sınıf 2, yüksek mükemmeliyetçi çabalar ve yüksek mükemmeliyetçi kaygıların kombinasyonu olarak *Karma Mükemmeliyetçileri* içermektedir. Sınıf 3, düşük mükemmeliyetçi çabalar ve yüksek mükemmeliyetçi kaygıların kombinasyonu olarak *Değerlendirme Kaygılarına Odaklı Mükemmeliyetçileri* temsil ederken sınıf 4, yüksek mükemmeliyetçi çabalar ve düşük mükemmeliyetçi kaygıların kombinasyonu olarak *Kişisel Standartlara Odaklı Mükemmeliyetçileri* temsil etmektedir. Farklı sınıf sayılarına sahip modeller birbirleriyle Şekil 1'de karşılaştırılmıştır.

5-sınıflı modelin, 4-sınıflı modelin genişletilmiş bir versiyonu olup olmadığı incelenmiştir. Şekil 1'deki grafikte, Sınıf 1'deki öğrencilerin, diğer sınıflara kıyasla oldukça düşük mükemmeliyetçi çaba düzeyine sahip olmalarına rağmen mükemmeliyetçi kaygı düzeylerinin kişisel standartlara odaklı mükemmeliyetçilerin (Sınıf 4) üzerinde olduğu görülmektedir (p<.05). Yeni eklenen Sınıf 5 ise orta düzeyde mükemmeliyetçi çabalar ile düşük mükemmeliyetçi kaygıların bir kombinasyonu

olduğundan ara bir sınıf niteliği taşımaktadır. Ancak Sınıf 5'in işlevleri ve istikrar durumu net olmadığı gibi, mükemmeliyetçi olmayanlar gibi temel bir karşılaştırma grubunun eksikliği nedeniyle 5-sınıflı model elenmiştir.



Şekil 1. 2-5 sınıflı modellerin faktör ortalamalarına göre grafikleri

Tartışma ve Sonuç

Bu çalışmada APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği'nin madde içeriklerini ve faktör yapısını göz önünde bulundurarak iki faktörlü sekiz maddeden oluşan geçerli ve güvenilir kısa formu elde edilmiştir. Dört madde standartlar faktöründe, dört madde de uyumsuzluk faktöründe yer almıştır. Faktörler arasında gözlenen düşük düzeyde pozitif ilişki, bireylerin yüksek mükemmeliyetçi çabayı düşük mükemmeliyetçi kaygı ile ya da tersini (yüksek mükemmeliyetçi kaygı ve düşük mükemmeliyetçi çaba) bir arada gösterebileceği yönündeki kanıtlarla tutarlıdır (bkz. Stoeber ve Gaudreau, 2017). Kısa formdaki standartlar boyutu uzun formdakine benzer şekilde, Frost Çok Boyutlu Mükemmeliyetçilik Ölçeği'ndeki (FÇBMÖ) kişisel standartlar alt boyutu ile orta güçlü pozitif bir ilişki göstererek benzeşim geçerliliğini korumuştur. Öte yandan uzun formdaki standartlar boyutunun gösterdiği düşük pozitif ilişkinin aksine kısa form standartlar boyutunun FÇBMÖ hata yapma endişesi alt boyutu ile anlamsız bir ilişki göstermesi, boyutun ayrışım geçerliliğinin arttığını işaret etmektedir. Kısa formdaki uyumsuzluk boyutu uzun formdakine benzer şekilde FÇBMÖ hata yapma endişesi alt boyutu ile orta güçlü pozitif bir ilişki göstererek benzeşim geçerliliğini korumuştur. Ayrıca kısa formdaki uyumsuzluk boyutu uzun formdakine benzer şekilde, FÇBMÖ kişisel standartlar alt boyutu ile düşük pozitif bir ilişki göstererek ayrışım geçerliliğini korumuştur.

Kısa formun cinsiyete göre katı ölçme değişmezliği ve yapısal değişmezliğinin doğrulanması, onu cinsiyetler arası farkların test edilmesinde güvenilir bir araç hâline getirmektedir. Ayrıca kısa formun çapraz geçerliği de desteklenmiştir. Faktör analizlerinin bir uzantısı olarak mükemmeliyetçiliği ölçmek için kullanılan yapının salt boyutsal mı yoksa karma bir yapı (boyutsal + kategorik) mı olduğunu belirlemek amacıyla faktör karma modellemesi kullanılmıştır. Sonuçlar, dört sınıflı iki faktörlü bir modeli destekleyerek mükemmeliyetçiliğin karma bir yapıya sahip olduğunu göstermiştir.

APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği Kısa Formu için seçilen sekiz maddenin iyi psikometrik özellikler gösterdiğini ancak bu maddelerin uzun formdaki madde sırasıyla ölçüldüğünü bir başka deyişle bağımsız bir uygulamayla çapraz geçerliğinin test edilmediğini belirtmek önemlidir. Smith vd. (2000), uzun madde setlerinden türetilen daha kısa ölçeklerin geçerlik ve güvenilirliğini belirleme sürecinde, araştırmacıların uzun formun geçerliğine fazla güvenerek ve psikometrik ilkelere yeterince uymayarak iki genel "günaha" düştüklerine dikkat çekmişlerdir. Bu çalışmada, APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği Uzun Formu'nun önceki çalışmalarda elde edilen güvenilirlik ve geçerlilik kanıtlarının otomatik olarak kısa formu için de geçerli olduğu ve bu nedenle de kısa form için daha fazla geçerlilik çalışmasına ihtiyaç duyulmadığı varsayılmamıştır. Kısa formun geçerlilik ve güvenilirlik çalışması titiz bir şekilde gerçekleştirilmiş, Smith vd. (2000) tarafından tanımlanan iki genel "günaha" düşülmemiştir. Bununla birlikte APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği'nin kısa ve uzun formları, aynı katılımcılara aynı veya farklı zamanlarda uygulanmamıştır. Bu uygulama, ölçeğin kısa ve uzun formları arasındaki puanların geçerli bir şekilde ilişkilendirilebilmesi için gereklidir. Gelecekte yapılacak araştırmalarda sadece kısa form kullanılarak ya da kısa ve uzun formlar birlikte uygulanarak kısa formun psikometrik özellikleri hakkında daha fazla kanıt elde edilebilir.

Faktör karma modellemeyle elde edilen dört sınıflı çözüm, ergenlerin mükemmeliyetçilik profilleri üzerine yapılan birçok araştırmanın sonuçlarıyla tutarlıdır (Rice vd., 2011; Seong ve Chang, 2021; Sironic ve Reeve, 2012; Ståhlberg vd., 2021). Bu çalışmalar ayrıca *Kişisel Standartlara Odaklı Mükemmeliyetçilerin* diğer üç mükemmeliyetçilik grubuna göre daha olumlu psikolojik sonuçlar gösterdiklerini, *Değerlendirme Kaygılarına Odaklı Mükemmeliyetçilerin* ise daha olumsuz psikolojik sonuçlar gösterdiklerini/ilişkili olduklarını ortaya koymaktadır. *Karma Mükemmeliyetçiler*, tutarsız sonuçlarla ilişkili (örneğin, yüksek kariyer uyum yetenekleri ve yüksek kariyer karar verme güçlükleri; Wang vd., 2020) iken *Mükemmeliyetçi Olmayanların* çağdaş sosyal ekolojiye hâkim olan birçok zorlu, meritokratik ve rekabetçi ortamda gerekli başarı güdüsünden yoksun oldukları görülmüştür (Gaudreau, 2019). Bu sonuçlar, mükemmeliyetçi çabalar (örneğin, standartlar, kişisel standartlar) boyutunun adaptif bir etkisinin olduğunu ve mükemmeliyetçi kaygıların (örneğin,

uyuşmazlık, hata yapma endişesi) maladaptif etkisini kısmen telafi edebileceğini göstermektedir (bkz. Smith vd., 2015).

Sonuç olarak çok boyutlu bir psikolojik yapı olarak mükemmeliyetçiliğin farklı boyutlarının etkilerinin zıt etkilere sahip olması ve farklı profil kombinasyonlarına sahip bireylerin psikolojik sonuçlarla ilişkilerinin birbirinden önemli ölçüde farklılaşması, mükemmeliyetçiliğe ilişkin ölçümleri geçerli, güvenilir ve aynı zamanda verimli bir şekilde gerçekleştirecek ölçüm araçlarına duyulan ihtiyacı beraberinde getirmektedir. Bu bağlamda APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği Kısa Formu, psikometrik sağlamlığı ve sunduğu zaman verimliliği sayesinde mükemmeliyetçiliğin boyut ve sınıf/profillerini inceleyen araştırmacılar ile bireyselleştirilmiş müdahaleler yürüten ruh sağlığı profesyonelleri için önemli ve etkin bir değerlendirme aracı olarak önerilmektedir.

Kaynaklar

- Bauer, J. (2022). A primer to latent profile and latent class analysis. M. Goller, E. Kyndt, S. Paloniemi, & C. Damşa (Ed.), *Methods for researching professional learning and development: Challenges, applications and empirical illustrations* içinde (s. 243-268). Springer.
- Bieling, P. J., Israeli, A. L., & Antony, M. M. (2004). Is perfectionism good, bad, or both? Examining models of the perfectionism construct. *Personality and Individual Differences*, 36(6), 1373–1385. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(03\)00235-6](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(03)00235-6)
- Bryant, F. B. & Satorra, A. (2012). Principles and practice of scaled difference chi-square testing. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 19(3), 372-398. <https://doi.org/10.1080/10705511.2012.687671>
- Clark, S. L., Muthén, B., Kaprio, J., D'Onofrio, B. M., Viken, R., & Rose, R. J. (2013). Models and strategies for factor mixture analysis: An example concerning the structure underlying psychological disorders. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 20(4), 681-703. <https://doi.org/10.1080/10705511.2013.824786>
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149. <https://doi.org/10.1177/0748175610373459>
- Field, A., Miles, J., & Field, Z. (2012). *Discovering statistics using R*. SAGE.
- Flett, G. L., Mara, C. A., Hewitt, P. L., Sirois, F., & Molnar, D. S. (2016). How should Discrepancy be assessed in perfectionism research? A psychometric analysis and proposed refinement of the Almost Perfect Scale–Revised. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 34(7), 718-732. <https://doi.org/10.1177/0734282916651382>

- Frost, R. O., Marten, P., Lahart, C., & Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research*, 14, 449–468. <https://doi.org/10.1007/BF01172967>
- Frost, R. O., Heimberg, R. G., Holt, C. S., Mattia, J. I., & Neubauer, A. L. (1993). A comparison of two measures of perfectionism. *Personality and Individual Differences*, 14(1), 119–126. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(93\)90181-2](https://doi.org/10.1016/0191-8869(93)90181-2)
- Gaudreau, P. (2019). On the distinction between personal standards perfectionism and excellencism: A theory elaboration and research agenda. *Perspectives on Psychological Science*, 14(2), 197-215. <https://doi.org/10.1177/1745691618797940>
- Gaudreau, P. & Thompson, A. (2010). Testing a 2x2 model of dispositional perfectionism. *Personality and Individual Differences*, 48(5), 532-537. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2009.11.031>
- Hill, A. P. (2014). Perfectionistic strivings and the perils of partialling. *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 12, 302–315.
- Hill, A. P. & Curran, T. (2016). Multidimensional perfectionism and burnout: A meta-analysis. *Personality and Social Psychology Review*, 20(3), 269-288. <https://doi.org/10.1177/1088868315596286>
- Hill, R. W., Huelsman, T. J., Furr, R. M., Kibler, J., Vicente, B. B., & Kennedy, C. (2004). A new measure of perfectionism: The Perfectionism Inventory. *Journal of Personality Assessment*, 82(1), 80–91. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa8201_13
- Kağan, M. (2011). Frost Çok Boyutlu Mükemmeliyetçilik Ölçeğinin Türkçe formunun psikometrik özellikleri. *Anadolu Psikiyatri Dergisi*, 12(3), 192-197.
- Keith, T. Z. (2019). *Multiple regression and beyond: An introduction to multiple regression and structural equation modeling*. Routledge.
- Kim, L. E., Chen, L., MacCann, C., Karlov, L., & Kleitman, S. (2015). Evidence for three factors of perfectionism: Perfectionistic strivings, order, and perfectionistic concerns. *Personality and Individual Differences*, 84, 16-22. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.01.033>
- Kökçam, B., Doğan, M., Karadeniz, S., & Kıyak, S. (2024). Üniversite öğrencilerinde mükemmeliyetçilik ve tükenmişlik arasındaki ilişkide okul bağlılığının aracı rolünün incelenmesi. A. Ersoy & Ş. Çinkır (Ed.), *International Education Congress 2024 Conference Proceedings Book* içinde (s. 1527-1536). Edu.
- Madigan, D. J. (2019). A meta-analysis of perfectionism and academic achievement. *Educational Psychology Review*, 31, 967-989. <https://doi.org/10.1007/s10648-019-09484-2>

- Masyn, K. E. (2013). Latent class analysis and finite mixture modeling. T. D. Little (Ed.), *The Oxford handbook of quantitative methods* içinde (c. 2: Statistical analysis, s. 551-611). Oxford University. <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199934898.013.0025>
- Meyer, D., Dimitriadou, E., Hornik, K., Weingessel, A., Leisch, F., Chang, C. C., & Lin, C. C. (2024). *e1071: misc functions of the department of statistics, probability theory group* (formerly: E1071), TU Wien. R package version 1.7-16. <https://cran.r-project.org/web/packages/e1071/e1071.pdf> sayfasından erişilmiştir.
- Muthén, L. K. & Muthén, B. O. (1998-2017). *Mplus User's Guide* (8. b.). Muthén & Muthén.
- Nylund, K. L., Asparouhov, T., & Muthén, B. O. (2007). Deciding on the number of classes in latent class analysis and growth mixture modeling: A Monte Carlo simulation study. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(4), 535–569. <https://doi.org/10.1080/10705510701575396>
- Nylund-Gibson, K. & Choi, A. Y. (2018). Ten frequently asked questions about latent class analysis. *Translational Issues in Psychological Science*, 4(4), 440–461. <https://doi.org/10.1037/tps0000176>
- Quested, E., Cumming, J., & Duda, J. L. (2014). Profiles of perfectionism, motivation, and self-evaluations among dancers: An extended analysis of Cumming and Duda (2012). *International Journal of Sport Psychology*, 45(4), 349–368. <https://doi.org/10.7352/IJSP.2014.45.349>
- Raykov, T. (2009). Evaluation of scale reliability for unidimensional measures using latent variable modeling. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 42, 223–232. <https://doi.org/10.1177/0748175609344096>
- Rice, K. G. & Ashby, J. S. (2007). An efficient method for classifying perfectionists. *Journal of Counseling Psychology*, 54(1), 72-85. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.54.1.72>
- Rice, K. G., Ashby, J. S., & Gilman, R. (2011). Classifying adolescent perfectionists. *Psychological Assessment*, 23(3), 563–577. <https://doi.org/10.1037/a0022482>
- Rice, K. G., Richardson, C. M. E., & Tueller, S. (2014). The Short Form of the Revised Almost Perfect Scale. *Journal of Personality Assessment*, 96(3), 368-379. <https://doi.org/10.1080/00223891.2013.838172>
- Rycroft, C. (1972). *A critical dictionary of psychoanalysis*. Penguin.
- Sanderson, N. (2014). Frustration and disappointment. *Journal of Child Psychotherapy*, 40(1), 36-57. <https://doi.org/10.1080/0075417X.2014.883136>
- Sapmaz, F. (2006). *Üniversite öğrencilerinin uyumlu ve uyumsuz mükemmeliyetçilik özelliklerinin psikolojik belirti düzeyleri açısından incelenmesi*. (Yüksek Lisans Tezi). <https://tez.yok.gov.tr/> sayfasından erişilmiştir.

- Sass, D. A. & Schmitt, T. A. (2013). Testing measurement and structural invariance: Implications for practice. T. Teo (Ed.), *Handbook of quantitative methods for educational research* içinde (s. 315-345). Brill.
- Seong, H. & Chang, E. (2021). Profiles of perfectionism, achievement emotions, and academic burnout in South Korean adolescents: Testing the 2x2 model of perfectionism. *Learning and Individual Differences, 90*, 102045. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2021.102045>
- Sironic, A. & Reeve, R. A. (2012). More evidence for four perfectionism subgroups. *Personality and Individual Differences, 53*(4), 437-442. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.04.003>
- Spurk, D., Hirschi, A., Wang, M., Valero, D., & Kauffeld, S. (2020). Latent profile analysis: A review and “how to” guide of its application within vocational behavior research. *Journal of Vocational Behavior, 120*, 103445. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2020.103445>
- Slaney, R. B., Mobley, M., Trippi, J., Ashby, J., & Johnson, D. G. (1996). *The Almost Perfect Scale-Revised*. University Park.
- Slaney, R. B., Rice, K. G., Mobley, M., Trippi, J., & Ashby, J. S. (2001). The Revised Almost Perfect Scale. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 34*(3), 130-145. <https://doi.org/10.1080/07481756.2002.12069030>
- Smith, G. T., McCarthy, D. M., & Anderson, K. G. (2000). On the sins of short-form development. *Psychological Assessment, 12*(1), 102-111. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.12.1.102>
- Smith, M. M., Saklofske, D. H., Yan, G., & Sherry, S. B. (2015). A person-centered perspective on multidimensional perfectionism in Canadian and Chinese university students: A multigroup latent profile analysis. *Journal of Multicultural Counseling and Development, 44*(2), 135-151. <https://doi.org/10.1002/jmcd.12042>
- Smith, M. M., Sherry, S. B., Chen, S., Saklofske, D. H., Mushquash, C., Flett, G. L., & Hewitt, P. L. (2018). The perniciousness of perfectionism: A meta-analytic review of the perfectionism-suicide relationship. *Journal of Personality, 86*(3), 522-542. <https://doi.org/10.1111/jopy.12333>
- Stairs, A. M., Smith, G. T., Zapsolski, T. C. B., Combs, J. L., & Settles, R. E. (2012). Clarifying the construct of perfectionism. *Assessment, 19*, 146-166. <https://doi.org/10.1177/1073191111411663>
- Ståhlberg, J., Tuominen, H., Pulkka, A. T., & Niemivirta, M. (2021). Students' perfectionistic profiles: Stability, change, and associations with achievement goal orientations. *Psychology in the Schools, 58*(1), 162-184. <https://doi.org/10.1002/pits.22444>
- Stoeber, J. (2018). The psychology of perfectionism: An Introduction. J. Stoeber (Ed.), *The psychology of perfectionism: Theory, research, applications* içinde (s. 3-16). Routledge.

- Stoeber, J. & Gaudreau, P. (2017). The advantages of partialling perfectionistic strivings and perfectionistic concerns: Critical issues and recommendations. *Personality and Individual Differences, 104*, 379-386. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.08.039>
- Stoeber, J. & Otto, K. (2006). Positive conceptions of perfectionism: Approaches, evidence, challenges. *Personality and Social Psychology Review, 10*, 295–319. https://doi.org/10.1207/s15327957pspr1004_2
- Suddarth, B. B. & Slaney, R. B. (2001). An investigation of the dimensions of perfectionism in college students. *Measurement ve Evaluation in Counseling ve Development, 34*, 157–165.
- Ulu, İ. P. (2007). *An investigation of adaptive and maladaptive dimensions of perfectionism in relation to adult attachment and Big Five personality traits*. (Doktora Tezi). <https://tez.yok.gov.tr/> sayfasından erişilmiştir.
- Ulu, I. P., Tezer, E., & Slaney, R. B. (2012). Investigation of adaptive and maladaptive perfectionism with Turkish Almost Perfect Scale—Revised. *Psychological Reports, 110*(3), 1007-1020. <https://doi.org/10.2466/09.02.20.PR0.110.3.1007-1020>
- Wang, D., Hou, Z. J., Ni, J., Tian, L., Zhang, X., Chi, H. Y., & Zhao, A. (2020). The effect of perfectionism on career adaptability and career decision-making difficulties. *Journal of Career Development, 47*(4), 469-483. <https://doi.org/10.1177/0894845318803192>
- Wang, K., Yuen, M., & Slaney, R. (2009). Perfectionism, depression, loneliness, and life satisfaction: A study of high school students in Hong Kong. *The Counseling Psychologist, 37*, 249–274. <https://doi.org/10.1177/0011000008315975>
- Wickham, H. (2016). *Ggplot2: Elegant graphics for data analysis* (2. b.) Springer International.

Extended Summary

The Almost Perfect Scale–Revised (APS-R), developed by Slaney et al. (2001), is a prominent tool for assessing multidimensional perfectionism and consists of three subscales: Standards, discrepancy, and order. However, the order dimension is often excluded due to its weak alignment with higher-order dimensions. While shorter than other measures, the APS-R contains redundant and ambiguous items, which limit its practical application. Examples include unclear phrasing in items like “I have high standards for my performance at work or school,” which may not apply equally across contexts. Furthermore, the term “frustration” used in Item 3 is not commonly understood in Turkish and creates interpretative challenges. In the Turkish version of Item 22, there is a sentence with issues related to grammar and meaning. At first glance, it appears that the adjective “strong” modifies “excellence” rather than “need”, which makes the overall meaning of the sentence ambiguous. Another issue is measurement invariance across gender. Previous studies suggest women

score higher on the standards subscale, but this assumption has not been tested in Turkish adaptations. Testing invariance is critical to determine whether observed differences reflect true psychological constructs or potential sex biases in the scale.

This study had four main objectives. Firstly, it aimed to develop a short form of the APS-R to enhance its practicality while maintaining its psychometric properties and to assess its validity and reliability. Secondly, it sought to evaluate measurement and structural invariance across sex for the short form. Thirdly, it examined the convergent, discriminant, and cross-validity of the short form. Finally, the study used factor mixture modeling to explore both the dimensional and categorical structures of perfectionism, with the potential to identify prototypical perfectionism profiles.

In this study, data obtained from the APS-R (Slaney et al., 2001; Ulu et al., 2012) and the Frost Multidimensional Perfectionism Scale (FMPS; Frost et al., 1990; Kağan, 2011), administered during the first phase of a longitudinal project, were used. A total of 1,391 students (51% female) from 12 high schools located in two provinces in the western and central Anatolian regions of Türkiye participated in the study. The students' ages ranged from 14 to 18 years, with an average age of 15.32 (SD=0.88). Of the students, 23% were in 9th grade, 40% in 10th grade, and 37% in 11th grade. Most students (77%) attended high schools requiring a nationwide entrance exam (e.g., science, social sciences, vocational-technical, and Imam-Hatip high schools), while 23% attended schools based on talent or GPA. The total study sample was randomly divided into two groups: 70% (N=948, 51% female) were assigned to Sample 1, while 30% (N=443, 51% female) were assigned to Sample 2 for cross-validation purposes.

Preliminary analyses were conducted in R (version 4.4.0) using the "e1071" (Meyer et al., 2024) and "ggplot2" (Wickham, 2016) packages. Upon examining the distribution of responses to the APS-R items, it was found that most items exhibited non-normal distributions. Therefore, subsequent analyses were carried out using robust estimators (MLR) for non-normally distributed data in the Mplus 8.11 program (Muthén and Muthén, 1998–2017).

Confirmatory factor analysis revealed poor fit indices for the two-factor, 19-item model ($\chi^2(151)=1603.92$, $p<.001$; CFI=.71; RMSEA=0.101; SRMR=0.114), consistent with issues noted in the Turkish adaptation of the APS-R (Ulu, 2007). Modification indices indicated high error covariances between items 6 and 11 and items 9, 16, and 19 within the discrepancy factor, which were freed for estimation. After adjustments, the model showed acceptable fit ($\chi^2(147)=772.34$, $p<.001$; CFI=.88; RMSEA=0.067; SRMR=0.097), aligning with findings from Ulu et al. (2012) and Rice et al. (2014). However, further improvements are possible.

The items in each factor were examined in terms of standardized loadings (β) and content (see Table 1). In the standards subscale, five out of seven items had loadings of 0.50 or higher. Item 22 had the lowest loading, as expected, while Item 5 also showed a low loading, consistent with some prior

validity studies (Rice et al., 2014; Sapmaz, 2006). Although Item 1 had a loading above 0.50, its content was ambiguous. Based on these considerations, as well as the recommendations from Rice et al. (2014) for shortening the original scale, Items 22, 5, and 1 were removed. The short form of the scale thus included Items 8, 12, 14, and 18.

In the discrepancy factor, seven out of twelve items had loadings above 0.50. Unsurprisingly, Item 3 has the lowest item loading. However, Items 9, 15, 16, and 19, which originally had high item loadings ($>.70$), were found to have lower loadings. Flett et al. (2016), who conducted a detailed content analysis of the discrepancy items, stated that Items 6, 9, 11, 16, and 19 measure how relatively close individuals are to attaining their standards and suggested that these items provide a more objective assessment of discrepancy compared to others. Among these, Items 6 and 11 share similar phrasing, as do Items 9, 16, and 19. Items 3, 15, and 23 focus on the negative emotions (frustration, anxiety, and disappointment) experienced when falling short of one's standards, whereas Items 13, 17, 20, and 21 are designed to assess dissatisfaction experienced after falling short of personal expectations and standards (Flett et al., 2016).

When selecting among similarly worded items, item loadings and the recommendations by Rice et al. (2014) were taken into account. Among Items 6 and 11, Item 11 was selected due to its higher item loading. Similarly, among Items 9, 16, and 19, Item 19 was chosen for its higher item loading. From the group of items focusing on negative emotions, Item 23 was included in the short form, as it was preferred in the original scale-shortening study (see Rice et al., 2014). Among the items assessing dissatisfaction, Item 20 was selected over others due to its higher item loading.

The Turkish Short Form of APS-R consists of eight items, four from the standards factor and four from the discrepancy factor. Confirmatory factor analysis showed the model had adequate fit ($\chi^2(19)=130.19$, $p<.001$; CFI=.93; RMSEA=0.079; SRMR=0.068), with statistically significant factor loadings ($p<.001$). Reliability was acceptable, with Cronbach's alpha of .74 for standards and .72 for discrepancy, and internal consistency coefficients (ρ) of .74 and .71, respectively. The correlation between the standards and discrepancy factors was .14 ($p<.01$), consistent with the long form ($r=.14$, $p<.001$). Similar factor means indicate comparability between the short and long versions. However, correlations between scores were not calculated due to the lack of separate administrations.

Second, the assumption of measurement invariance across gender was evaluated, and both strict measurement invariance and structural invariance were confirmed. Third, using Sample 2 ($N=443$), the factor structure and reliability of the short form were successfully replicated through cross-validation, and its convergent and discriminant validity were supported by using two subscales of FMPS (i.e., personal standards and concern over mistakes).

Finally, the results supported a mixed structure of perfectionism, favoring a four-class, two-factor model. An examination of the factor means in the four-class model revealed consistency with the 2x2 model proposed by Gaudreau and Thompson (2010). Furthermore, the four-class solution was found to align with the findings of several studies on adolescents' perfectionism profiles (Rice et al., 2011; Seong and Chang, 2021; Sironic and Reeve, 2012; Ståhlberg et al., 2021). The results support that the Turkish Short Form of the APS-R can be easily utilized as a brief and effective measurement tool by mental health researchers in studies and intervention programs examining the higher-order dimensions and classes/profiles of perfectionism.

Ekler

APS-R Mükemmeliyetçilik Ölçeği Kısa Formu

	Aşağıdaki ifadeler kişilerin kendilerine, kendi performanslarına ve diğer insanlara yönelik tutumlarını ölçmeyi amaçlamaktadır. Lütfen ifadeleri aklınıza ilk gelen şekilde puanlayınız, üzerinde çok fazla düşünmeyiniz. Her bir ifadenin size ne kadar uyduğunu aşağıdaki ölçek üzerinde belirtiniz.	1 (Kesinlikle katılmıyorum)	2 (Katılmıyorum)	3 (Kısmen katılmıyorum)	4 (Kararsızım)	5 (Kısmen katılıyorum)	6 (Katılıyorum)	7 (Tamamen katılıyorum)
1	Kendimle ilgili yüksek beklentilerim var.	1	2	3	4	5	6	7
2	Elimden gelenin en iyisini yapmak hiçbir zaman yeterli gelmez.	1	2	3	4	5	6	7
3	Kendime çok yüksek standartlar koyarım.	1	2	3	4	5	6	7
4	Bir işi bitirdikten sonra sıkça hayal kırıklığı yaşarım çünkü daha iyisini yapabileceğimi bilirim.	1	2	3	4	5	6	7
5	Kendimden en iyisini beklerim.	1	2	3	4	5	6	7
6	Sahip olduğum yüksek performans hedeflerine nadiren ulaşabilirim.	1	2	3	4	5	6	7
7	Yaptığım her şeyde elimden gelenin en iyisini yapmaya çalışırım.	1	2	3	4	5	6	7
8	Performansımın oldukça zor doyum sağlarım.	1	2	3	4	5	6	7

Standartlar: 1, 3, 5, 7

Uyuşmazlık: 2, 4, 6, 8

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı

Bu araştırmanın planlanması, yürütülmesi ve yazılı hale getirilmesinde araştırmacılar eşit oranda katkı sağlamıştır.

Destek ve Teşekkür Beyanı

Bu araştırma, #23DR50002 numarası ile Necmettin Erbakan Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri Koordinasyon Birimince desteklenmiştir.

Çatışma Beyanı

Araştırmacıların araştırma ile ilgili diğer kişi ve kurumlarla herhangi bir kişisel veya finansal çıkar çatışması yoktur.

Etik Kurul Beyanı

Bu araştırma, Necmettin Erbakan Üniversitesi Sosyal ve Beşerî Bilimler Bilimsel Araştırmalar Etik Kurulunun 09.06.2023 tarih ve 14247 sayılı onayı ile yürütülmüştür.