



Uşak Üniversitesi Eğitim Araştırmaları Dergisi
Usak University Journal of Educational Research
<https://dergipark.org.tr/tr/pub/usakead>
e-ISSN: 2149-9985



Araştırma Makalesi

Türkiye’de Ergen Bağlılığı: Okul Psikolojik Danışmanlığı ve Eğitimin Gelişimi İçin T-MAC’in Geçerlik Çalışması

Doğan Hatun^{1*}

¹Uşak Üniversitesi, Uşak, Türkiye, doganhatus@gmail.com, ORCID ID: 0000-0002-4651-1362

Makale Geçmişi

Alındı : 15.05.2026
Düzeltildi : 01.07.2026
Kabul Edildi: 02.07.2026

Anahtar Kelimeler

Ergen Bağlılığı
Türk Ergenler
Hemingway Ölçeği
Doğrulamalı Faktör
Analizi
Ölçme Değişmezliği

Öz

Bu çalışmanın amacı, Hemingway Ergen Bağlılık Ölçeği'nin Türkçe formunun (T-MAC) psikometrik özelliklerini Türk ergen örnekleminde değerlendirmektir. Bu doğrultuda ölçeğin yapısal geçerliği doğrulamalı faktör analiziyle, cinsiyete ve gelişimsel yaş gruplarına göre ölçme değişmezliği çok-gruplu analizlerle ve alt boyutların iç tutarlığı güncel psikometrik yöntemlerle incelenmiştir. Araştırma, 5–12. sınıfa devam eden 851 ergen üzerinde yürütülmüştür. Veri seti rastgele ikiye bölünerek keşfedici ve doğrulamalı analizler için bağımsız örneklemeler oluşturulmuştur. Açıklayıcı faktör analizi polikorik korelasyon matrisi üzerinden temel eksen faktörleştirilmesi ve promax döndürme ile gerçekleştirilmiştir. Doğrulamalı faktör analizi ve ölçme değişmezliği testleri WLSMV ve MLR tahmin yöntemleriyle yapılmıştır. Güvenirlik Cronbach alfa ve McDonald omega katsayılarıyla incelenmiştir. On faktörlü birinci derece model kabul edilebilir uyum göstermiş (CFI = .911, TLI = .905, RMSEA = .050, SRMR = .076) ve tek faktörlü taban modeline kıyasla belirgin biçimde daha güçlü desteklenmiştir (Δ CFI = .303). Cinsiyete göre tam skaler değişmezlik sağlanmıştır. Yaş gruplarında metrik değişmezlik desteklenirken, kısmi skaler değişmezlik elde edilmiştir. T-MAC, Türk ergenlerinde bağlılığın çok boyutlu yapısını değerlendirmede geçerli ve güvenilir bir ölçme aracıdır.

Adolescent Connectedness in Türkiye: Validation of the T-MAC for School Counseling and Education Development

Article History

Received : 15.05.2026
Revised : 01.07.2026
Accepted : 02.07.2026

Keywords

Adolescent
Connectedness
Turkish Adolescents
Hemingway Scale,
Confirmatory Factor
Analysis
Measurement
Invariance

Abstract

The aim of this study was to evaluate the psychometric properties of the Turkish form of the Hemingway Measure of Adolescent Connectedness (T-MAC) in a sample of Turkish adolescents. To this end, the structural validity of the scale was examined through confirmatory factor analysis, its measurement invariance across gender and developmental age groups was tested with multi-group analyses, and the internal consistency of its subscales was assessed with contemporary psychometric methods. The study was conducted with 851 adolescents enrolled in grades 5–12. The dataset was randomly split into two independent samples for exploratory and confirmatory analyses. Exploratory factor analysis was performed on the polychoric correlation matrix using principal axis factoring with promax rotation. Confirmatory factor analysis and measurement invariance tests were conducted using WLSMV and MLR estimation methods. Reliability was examined through Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficients. The ten-factor first-order model demonstrated acceptable fit (CFI = .911, TLI = .905, RMSEA = .050, SRMR = .076) and received substantially stronger support compared to the single-factor baseline model (Δ CFI = .303). Full scalar invariance was established across gender. Metric invariance was supported across age groups, while partial scalar invariance was attained. The T-MAC is a valid and reliable instrument for assessing the multidimensional structure of connectedness in Turkish adolescents.



*Sorumlu Yazar: doganhatus@gmail.com

Giriş

Bağlılık (connectedness), ergenlik döneminde bireyin sosyal çevresindeki kişiler, kurumlar ve faaliyetlerle kurduğu olumlu ilişkilerin ve duyduğu aidiyet hissinin bütünüdür. Karcher (2003), bağlılığı ergenlerin ilgi duydukları, içinde bulunmaktan keyif aldıkları ve önem verdikleri kişi, yer ve etkinliklere yönelik aktif katılımı olarak tanımlamıştır. Ergenin gelişimsel bağlamı; aile, okul, akran grupları, mahalle ve geleceğe yönelik tasavvurlar gibi farklı yaşam dünyalarını kapsar (Karcher, 2003). Dolayısıyla bağlılık, tek boyutlu bir yapı değil, çok boyutlu ve çevreyle ilgili bir süreç olarak ele alınmaktadır.

Bağlılık literatürü, bu yapının ergenlerin akademik başarısı, psikososyal uyumu ve risk davranışlarından korunması açısından merkezi bir rol oynadığını göstermektedir (Karcher & Sass, 2010). Yüksek düzeyde bağlılık akademik motivasyon ve başarıyı (Wang & Eccles, 2012), öznel iyi oluşu (Jose vd., 2012) ve dirençli psikolojik gelişimi (Lerner vd., 2005) yordamaktadır. Buna karşılık, zayıf bağlılık örüntüleri madde kullanımı, intihar düşüncesi, okul terki ve şiddet eğilimi gibi olumsuz çıktılarla ilişkilendirilmiştir (Foster vd., 2017). Yakın dönemli kanıtlar bu örüntüyü daha da belirginleştirmektedir. Hastalık Kontrol ve Önleme Merkezleri'nin (CDC) 2023 yılı Gençlik Riskli Davranış Anketi verileri, yüksek okul bağlılığının depresif belirti ve intihar düşüncesinin tüm göstergelerinde belirgin koruyucu etkiye sahip olduğunu (aPR aralığı = ,63–,70) ortaya koymuştur (Verlenden vd., 2024). Benzer biçimde, geniş bir İspanyol örnekleminde aile, okul ve akran bağlılığının ergen depresyonu ile intihar riskini bağımsız olarak azalttığı bildirilmiştir (Pastor vd., 2025). Bu nedenle bağlılığın çok boyutlu olarak ölçülmesi hem önleyici müdahalelerin tasarlanması hem de ergen gelişimine yönelik politika geliştirmesi bakımından kritik öneme sahiptir.

Hemingway Ergen Bağlılık Ölçeği (Hemingway: Measure of Adolescent Connectedness; HMAC), Karcher (2003) tarafından bağlılığın çok boyutlu doğasını işlevsel hale getirmek üzere geliştirilmiştir. Ölçek, ergen yaşam dünyasını on alt boyutta ele alır: ebeveynlere, kardeşlere, öğretmenlere, okul içi akranlara, arkadaşlara, mahalleye, okula, gelecekteki benliğe, şimdiki benliğe ve okumaya bağlılık. Bu on alt boyut, kuramsal düzeyde üç temel yaşam alanı altında organize edilmektedir: akademik bağlılık (okul, öğretmenler, akranlar, okuma ve gelecekteki benlik), aile bağlılığı (ebeveynler ve kardeşler) ve sosyal bağlılık (şimdiki benlik, arkadaşlar ve mahalle). Bu üç alanlı yapı Karcher'ın (2001, 2003) orijinal validasyon çalışmalarında ortaya konmuş; sonraki çok kültürlü çalışmalarda da çapraz kültürlü olarak doğrulanmıştır (Karcher & Lee, 2002; Karcher & Sass, 2010; McWhirter & McWhirter, 2011; Sánchez vd., 2011). Ölçek; geliştirildiği ABD örnekleminin yanı sıra Şili (Sánchez vd., 2011), Tayvan (Karcher & Lee, 2002), Malezya (Mohd Khatib vd., 2022) ve diğer pek çok kültürel bağlamda uyarlanmış; yapısının büyük ölçüde korunduğu, ancak bazı alt boyutlarda kültürel farklılaşmalar gözlemlendiği bildirilmiştir.

Bağlılığın Alt-Domain Yapısı ve Gelişimsel Çıktıları

HMAC'ın on alt boyutunun akademik, aile ve sosyal bağlılık olmak üzere üç ana yaşam alanı altında organize edilmesi yalnızca kuramsal bir sınıflandırma değildir; her bir domain, ergen gelişiminin birbirinden ayrılan çıktılarıyla bağımsız biçimde ilişkilendirilmiştir. Bu üçlü organizasyon, hem ölçek puanlarının yorumlanmasına hem de hedeflenmiş müdahalelerin tasarlanmasına çok-katmanlı bir kuramsal çerçeve sunmaktadır.

Akademik bağlılık literatürü, ergenlerin okula, öğretmenlerine, okul içi akranlarına, okumaya ve gelecekteki benliklerine yönelik bağlılıklarının akademik motivasyon, sınıf içi katılım, devamlılık ve akademik başarı üzerinde belirleyici rol oynadığını tutarlı biçimde göstermektedir (Sakellariou, 2025; Wang & Eccles, 2012). Yakın tarihli iki dalgalı bir boylamsal çalışma, sınıf, öğretmen ve okul aidiyetinden oluşan üç bileşenli okul bağlılığının ergenlerin akademik katılımını altı ay sonrasında anlamlı biçimde yordadığını rapor etmiştir (Hong vd., 2023). Akademik bağlılık aynı zamanda madde kullanımı, suça karışma ve depresif belirtiler gibi risk davranışlarına karşı koruyucu işlev görmektedir; okul terki önemli ölçüde azaltmaktadır (Wang & Eccles, 2012).

Aile bağlılığı, ebeveynlere ve kardeşlere yönelik bağlılık alt boyutlarıyla ölçülmekte ve ergen gelişimi için en güçlü koruyucu faktörlerden biri olarak kabul edilmektedir (Bernat & Resnick, 2009). Güçlü aile bağları; şiddete maruz kalma, madde bağımlılığı, depresif belirtiler ve intihar düşüncesi riskini azaltırken akran ilişkilerinin niteliğini de iyileştirmektedir (Gervais & Jose, 2020). CDC'nin 2023 yılı Gençlik Riskli Davranış Anketi'nde yüksek ebeveyn izleminin tüm ruh sağlığı ve intihar riski göstergelerinde belirgin koruyucu etkiye sahip olduğu bulgulanmıştır (Verlenden vd., 2024). Sosyal bağlılık ise şimdiki benlik, arkadaşlar ve mahalle alt boyutlarıyla ele alınmakta; daha yüksek sosyal bağlılık düzeyleri yalnızlık, depresif belirtiler ve intihar düşüncesinin azalmasıyla ilişkilendirilmektedir (Jose & Lim, 2014). Bu üçlü organizasyon, ergenlerin yaşadıkları farklı sosyal çevrelerin gelişimsel çıktıları farklı örüntüler oluşturduğunu ortaya koyarak çok domainli ölçümün gerekliliğini desteklemektedir.

Türkçe alanyazında ergen bağlılığının çeşitli boyutları farklı ölçeklerle incelenmiştir; ancak mevcut araçların tamamı tek bir bağlılık alanıyla sınırlı kalmıştır. Benlik bağlılığı için Rosenberg Benlik Saygısı Ölçeği (Çuhadaroglu, 1986); okul bağlılığı için Okula Bağlanma ve Aidiyet Ölçekleri (Önen, 2014; Savi, 2011); ebeveyn ve akran bağlılığı için Ebeveyn ve Akran Bağlanması Envanteri (Kocayoruk, 2010); ve sosyal bağlılık için Sosyal Bağlılık Ölçeği (Duru, 2007) Türkçeye uyarlanmıştır. Bununla birlikte Türkiye, ergenlerin akademik, ailesel ve sosyal yaşam

dünyalarındaki bağlılığını bütüncül biçimde değerlendirebilecek kapsamlı, kuramsal temelli ve çok boyutlu bir ölçme aracından yoksundur. Karcher'in (2003) bağlılık kuramının uluslararası alanyazında 20 yılı aşkın süredir uygulanmasına karşın, Türkçe ölçek panoramasındaki bu boşluk hem kavramsal düzeyde hem de uygulamalı araştırmalarda hissedilen önemli bir eksikliği yansıtmaktadır.

Bu ölçek boşluğu, Türkiye'deki ergenlerin yaşadığı psikososyal sorunların artan görünürlüğüyle birlikte değerlendirildiğinde özellikle kritik hâle gelmektedir. Türkiye İstatistik Kurumu Güvenlik Birimine Gelen veya Getirilen Çocuk İstatistiklerine (TÜİK, 2025) göre yalnızca son raporlama yılında 612.651 ergen, suça maruz kalma ya da suça karışma olaylarına dahil edilmiştir. Bu yüksek rakam, ergen gelişimini izleyebilecek ve risk altındaki gençleri erken evrede belirleyebilecek psikometrik araçlara duyulan gereksinimi belirginleştirmektedir. Söz konusu ihtiyaç, Türkiye'deki okul psikolojik danışmanlığı kapasitesinin yapısal sınırlılıklarıyla iç içe geçmektedir. Türk Psikolojik Danışma ve Rehberlik Derneği'nin yakın tarihli bildirimine göre Millî Eğitim Bakanlığı'na bağlı yaklaşık 47–48 bin okul psikolojik danışmanı 70 binin üzerinde okula hizmet vermekte ve danışman başına ortalama 500–1000 öğrenci düşmektedir (Türk PDR-DER, 2024). Bu oran, Amerikan Okul Danışmanları Derneği'nin önerdiği 1:250 standartının (ASCA, 2022) iki ila dört katıdır. Sınırlı kapasite, akran danışmanlığı ve mentorluk gibi ölçeklenebilir, kanıta dayalı önleyici uygulamaları zorunlu kılmakta (Aladağ, 2005); ancak söz konusu programların tasarımı ve etkililik değerlendirmesi, ergenlerin bağlılık düzeylerini güvenilir biçimde ölçebilen kapsamlı bir araç olmadan gerçekleştirilememektedir.

Hemingway Ölçeği ve Bu Çalışmanın Amacı

Hemingway ölçeğinin Türkçeye uyarlanması Kurt (2017) tarafından yapılmıştır. Bu öncü çalışma, 6–12. sınıf düzeyindeki 245 Türk ergenden oluşan bir örneklemde ölçeğin Türkçe formunun (T-MAC) iç tutarlık katsayılarını ve beş alt boyut için yakınsama ve ayırt edici geçerlik kanıtlarını incelemiştir. Kurt (2017), on alt boyutun yedisinde kabul edilebilir iç tutarlık ($\alpha \geq ,70$) bildirmiş; öğretmenlere bağlılık ($\alpha = ,50$), akranlara bağlılık ($\alpha = ,57$) ve gelecekteki benliğe bağlılık ($\alpha = ,69$) alt boyutlarında ise iç tutarlığın ,70 ölçütünün altında kaldığını rapor ederek bu boyutların bazı maddelerinin Türk örneklemde beklenen şekilde işlemediğine dikkat çekmiştir. Bununla birlikte Kurt (2017), analizlerini Cronbach alfa ve Pearson korelasyon katsayılarıyla sınırlı tutmuş; doğrulayıcı faktör analizi (DFA) yöntemine başvurmamış ve ölçeğin yapısal geçerliği ile ölçme değişmezliğine ilişkin kanıt sunmamıştır. Bunun ötesinde, Türkiye'nin kolektivist kültürel yapısının (Ayvalıoğlu, 1989; Hofstede, 2001; Kağıtçıbaşı, 1997)—ulusal güvenlik ve arkadaşlık gibi ortak değerleri öne çıkaran 'biz' yöneliminin bireyci 'ben' yönelimi karşısındaki ağırlığı—özellikle ebeveyn, öğretmen ve sosyal alt boyutlardaki maddelerin yapısal davranışını etkileyebileceği değerlendirilmektedir. Bu nedenle DFA temelli yapı geçerliği ve ölçme değişmezliği analizleri, T-MAC'ın Türk kültürel bağlamına uygunluğunun değerlendirilmesinde özellikle önemlidir. Türkçe alanyazında, HMAc'a ilişkin DFA temelli yapı geçerliği ile cinsiyete ve gelişimsel döneme göre ölçme değişmezliği (measurement invariance) ve alternatif faktör yapılarının test edildiği bir çalışma henüz bulunmamaktadır.

Bu boşluğun kapatılması, birbirini tamamlayan üç çağdaş psikometrik yaklaşımın eşzamanlı olarak uygulanmasını gerektirmektedir. İlk olarak, ölçeğin cinsiyet ve gelişimsel yaş grupları arasında karşılaştırılabilir sonuçlar üretebilmesi için ölçme değişmezliğinin gösterilmesi gereklidir (Vandenberg & Lance, 2000); skaler düzeyde değişmezlik sağlanmadığında ölçek puanlarına dayalı grup karşılaştırmaları yanıltıcı olabilmektedir (Putnick & Bornstein, 2016). Bu mesele ergen bağlılığı bağlamında özellikle kritiktir, çünkü hem cinsiyete göre (kız ergenlerin aile, okul ve öğretmen alt boyutlarında daha yüksek puanlar alma eğilimi; Karcher & Sass, 2010) hem de gelişimsel döneme göre (aileye ve okula bağlılığın ergenlik boyunca azalması; Karcher, 2008) sistematik farklılıklar bildirilmiştir; bu farklılıkların gerçek yapısal değişimleri mi yoksa ölçme yanlılığını mı yansıttığının ayırt edilmesi yalnızca değişmezlik testleriyle mümkündür.

İkinci olarak, Likert tipi ergen bağlılık verileri normallik varsayımını çoğu kez karşılamamaktadır. Bu nedenle, ordinal yapıya uygun diyagonal ağırlıklı en küçük kareler (WLSMV) tahmin yöntemi (Flora & Curran, 2004; Li, 2016) ve eşit yük varsayımı gerektirmediği için daha gerçekçi tahmin sunan McDonald omega katsayısı (Hayes & Coutts, 2020; McDonald, 1999) tercih edilmelidir. Bu yaklaşımlar, Kurt'un (2017) klasik alfa temelli güvenilirlik bulgularının daha sağlam biçimde yeniden değerlendirilmesini olanaklı kılmaktadır.

Üçüncü olarak, HMAc'ın her alt boyutunda olumlu ve olumsuz yönlü maddelerin birlikte yer alması, özellikle çocuk ve erken ergen örneklemelerde sistematik bir yöntem etkisine yol açabilmekte (Marsh, 1996) ve ters maddelerin asıl yapı boyutuna düşük yüklenmesi ya da ayrı bir 'yöntem faktörü' oluşturması biçiminde belirebilmektedir; bu etkinin Türk örneklemde sistematik olarak incelenmesi, Kurt'un (2017) düşük iç tutarlık bildirdiği alt boyutlardaki sorunun kaynağını anlamlandırmak ve ölçeğin gelecekteki revizyonlarına yön vermek için gereklidir.

Yukarıda sıralanan üç metodolojik gereksinim ışığında bu çalışma, Türkçe Hemingway Ergen Bağlılık Ölçeği'nin (T-MAC) psikometrik özelliklerini geniş ve gelişimsel olarak çeşitli bir Türk ergen örneklemde (5–12. sınıf, $n = 851$) incelemeyi amaçlamaktadır. Çalışmanın temel amaçları: (1) Karcher'in (2003) önerdiği on faktörlü orijinal yapının doğrulayıcı faktör analiziyle Türkçe formda doğrulanıp doğrulanmadığının test edilmesi; (2) ölçeğin tek faktörlü taban modeline karşı çok-boyutlu yapısının desteklenip desteklenmediğinin test edilmesi; (3)

ölçeğin cinsiyete ve gelişimsel yaş gruplarına göre ölçme değişmezliğinin incelenmesi; (4) alt boyutların güvenilirliğinin Cronbach alfa ve McDonald omega katsayılarıyla incelenmesi; ve (5) Kurt'un (2017) sorunlu olarak işaret ettiği alt boyut ve maddelerin, özellikle ters yönlü maddelerin, madde düzeyinde irdelenmesi.

Yöntem

Araştırma Etiği ve Etik Kurul İzni

Bu araştırma için Uşak Üniversitesi Sosyal ve Beşeri Bilimler Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiği Kurulundan 20 Kasım 2025 tarihli ve 13 sayılı karar ile etik kurul izni alınmıştır. Araştırmaya katılım gönüllülük esasına dayalı olarak gerçekleştirilmiştir. On sekiz yaşından küçük katılımcılar için velilerden yazılı bilgilendirilmiş onam, öğrencilerden ise gönüllü katılım onayı alınmıştır. Katılımcılara araştırmanın amacı, gönüllülük, gizlilik ve istedikleri zaman araştırmadan çekilebilecekleri konusunda bilgi verilmiştir. Araştırma sürecinde bilimsel ve etik ilkelere uyulmuştur.

Katılımcılar

Çalışmanın katılımcılarını Doğu Ege Bölgesi'nde yer alan bir ilde devlet okullarına devam eden 851 öğrenci oluşturmaktadır. Örneklem, 5. sınıftan 12. sınıfa kadar geniş bir gelişimsel yelpazeyi kapsayacak biçimde küme örnekleme yöntemiyle toplam 10 ilköğretim/ortaöğretim okulundan seçilmiştir. Katılımcıların 443'ü (%52,06) kız, 408'i (%47,94) erkektir. Yaş aralığı 10–19 olup ortalama yaş $M = 14.21$, $SD = 2.22$ 'dir. Katılımcılar, gelişim psikolojisi alanyazınında yaygın biçimde kullanılan erken, orta ve geç ergenlik ayrımı temel alınarak üç gelişimsel gruba ayrılmıştır (Sawyer vd., 2018); sınıf düzeyi bu gruplama için gösterge olarak kullanılmıştır. Örneklem gelişimsel dağılımına bakıldığında; 330 katılımcı (%38,78) geç çocukluk dönemine (5–7. sınıf), 368 katılımcı (%43,24) erken–orta ergenlik dönemine (8–10. sınıf) ve 153 katılımcı (%17,98) geç ergenlik dönemine (11–12. sınıf) karşılık gelmektedir. Aile yapısı açısından katılımcıların %91,30'u anne ve babasıyla birlikte yaşadığını belirtirken; %5,41'i yalnızca anne, %1,76'sı yalnızca baba ve %1,53'ü diğer aile düzenlemeleriyle birlikte yaşadığını bildirmiştir. Katılımcıların demografik dağılımına ilişkin ayrıntılı bilgi Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1. Katılımcıların Demografik Özelliklerine Göre Dağılımı

Değişken	Kategori	n	%
Cinsiyet	Kız	443	52.06
	Erkek	408	47.94
Sınıf	5. sınıf	97	11.40
	6. sınıf	110	12.93
	7. sınıf	123	14.45
	8. sınıf	113	13.28
	9. sınıf	129	15.16
	10. sınıf	126	14.81
	11. sınıf	71	8.34
	12. sınıf	82	9.64
Gelişimsel grup	Geç çocukluk (5-7. sınıf)	330	38.78
	Erken–orta ergenlik (8-10. sınıf)	368	43.24
	Geç ergenlik (11-12. sınıf)	153	17.98
Yaşadığı kişi(ler)	Anne ve baba ile	777	91.30
	Sadece anne ile	46	5.41
	Sadece baba ile	15	1.76
	Diğer	13	1.53
Toplam		851	100.00

Not. N = 851. Gelişimsel grup değişkeni sınıf düzeyinden türetilmiştir. Gelişimsel grup değişkeni, erken–orta–geç ergenlik ayrımı temel alınarak sınıf düzeyinden türetilmiştir.

Veri Toplama Süreci

Etik kurul izninin alınmasının ardından, okul yöneticileri ve sınıf öğretmenleriyle gerekli görüşmeler gerçekleştirilmiştir. Ölçek uygulamaları ders saatleri içerisinde, sınıf ortamında ve araştırmacının gözetiminde gerçekleştirilmiştir. Katılımcılara uygulama öncesinde araştırmanın amacı ve uygulama süreci hakkında bilgi verilmiş ve gönüllü katılım esas alınmıştır. Ölçek yaklaşık 10–15 dakikada tamamlanmıştır.

Veri Toplama Aracı

Araştırmada veriler, araştırmacı tarafından hazırlanan kişisel bilgi formu ve Hemingway Ergen Bağlılık Ölçeği (HMAC) aracılığıyla toplanmıştır. Araştırmacı tarafından hazırlanan kısa bir kişisel bilgi formu aracılığıyla katılımcıların yaş, cinsiyet, sınıf düzeyi ve birlikte yaşadıkları aile bireyleri (anne, baba, anne ve baba, diğer) hakkında veri toplanmıştır. Ölçeğe ilişkin ayrıntılı bilgiler aşağıda sunulmuştur.

Hemingway Ergen Bağlılık Ölçeği (HMAC)

Hemingway Ergen Bağlılık Ölçeği, Karcher (2003) tarafından ergenlerin sosyal ekolojilerindeki farklı yaşam dünyalarına ilişkin bağlılık düzeylerini ölçmek üzere geliştirilmiş, çok boyutlu bir öz bildirim ölçeğidir. Ölçeğin bu çalışmada kullanılan beşinci sürümü 57 maddeden oluşmakta ve on altı boyutu kapsamaktadır: ebeveynlere bağlılık (6 madde), kardeşlere bağlılık (5 madde), öğretmenlere bağlılık (6 madde), okul içi akranlara bağlılık (6 madde), arkadaşlara bağlılık (6 madde), okula bağlılık (6 madde), gelecekteki benliğe bağlılık (6 madde), şimdiki benliğe bağlılık (6 madde), mahalleye bağlılık (6 madde) ve okumaya bağlılık (4 madde). Maddeler 5'li Likert tipinde derecelendirilmektedir (1 = Kesinlikle Doğru Değil, 5 = Kesinlikle Doğru). Ayrıca katılımcıların ifadeyi anlamadığında işaretlemesi için ek bir 'belirsiz' seçeneği bulunmaktadır. Her alt boyut için yüksek puanlar, ilgili yaşam alanına yönelik daha yüksek bağlılık düzeyini göstermektedir.

Ölçeğin orijinal formu, Amerikan ergen örnekleminde geliştirilmiş ve sonraki çalışmalarda farklı kültürel bağlamlarda uyarlanmıştır (Karcher & Sass, 2010; Mohd Khatib vd., 2022; Sánchez vd., 2011). Türkçeye uyarlanması Kurt (2017) tarafından çeviri-geri çeviri yöntemiyle gerçekleştirilmiş; çeviri sürecinde dilsel ve kültürel eşdeğerlik için iki dilli uzman görüşlerine başvurulmuştur. Bu çalışmada ölçeğin Kurt (2017) tarafından uyarlanan Türkçe formu kullanılmıştır. Kurt (2017), 245 ergenden oluşan örnekleminde on altı boyutun yedisinde kabul edilebilir iç tutarlık ($\alpha \geq .70$) bildirmiş; öğretmenlere ($\alpha = .50$), akranlara ($\alpha = .57$) ve gelecekteki benliğe ($\alpha = .69$) bağlılık alt boyutlarında ise .70 ölçütünün altında değerler raporlamış ve beş bağlılık alanı için yakınsama ile ayırt edici geçerlik kanıtı sunmuştur. Ölçekte 10 madde negatif yönlü ifade edilmiştir (madde 2, 7, 13, 18, 26, 30, 34, 45, 51, 55) ve analiz öncesinde ters kodlanmıştır. Ayrıca 57. madde, kuramsal yapıya göre akran bağlılığı boyutuyla olumsuz yönde ilişkili olması beklenen bir maddedir.

Veri Analizi

Veri analizi iki temel aşamada yürütülmüştür: keşfedici ve doğrulayıcı analizler için örneklem rastgele iki yarıya bölünmüştür. Bu yaklaşım, aynı veri kümesinde keşif ve doğrulama analizlerinin birlikte yapılmasından kaynaklanan kapasite şişmesi (capitalization on chance) sorununu önlemeye yöneliktir (Fokkema & Greiff, 2017; Hair vd., 2019). Bölme cinsiyet ve sınıf düzeyine göre tabakalı biçimde gerçekleştirilmiş ve iki örneklem arasında demografik denge sağlanmıştır (cinsiyet için $\chi^2 = 0.001$, $p = .983$; sınıf için $\chi^2 = 0.035$, $p = 1.000$). İlk yarı ($n = 421$) açıklayıcı faktör analizi (AFA) için, ikinci yarı ($n = 430$) ise doğrulayıcı faktör analizi (DFA) için ayrılmıştır. Ölçme değişmezliği analizleri ve güvenirlik hesaplamaları örneklemin tamamı ($N = 851$) üzerinden yapılmıştır.

Veri uygunluğu için Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) örneklem yeterliği ölçütü ve Bartlett küresellik testi hesaplanmıştır. Çok değişkenli normalliğin değerlendirilmesinde Mardia çarpıklık ve basıklık testleri kullanılmıştır. Faktör sayısının belirlenmesinde dört kriter birlikte değerlendirilmiştir: paralel analiz (Horn, 1965), Velicer'in minimum ortalama kısmi korelasyon (MAP) testi (Velicer, 1976), eigenvalue > 1 kuralı ve Bayesian Bilgi Kriteri (BIC). Açıklayıcı faktör analizi, Likert verisinin normal dağılım göstermemesi nedeniyle temel eksen faktörleştirilmesi (Principal Axis Factoring; PAF) yöntemi ve polikorik korelasyon matrisi üzerinden yürütülmüş; faktörler arası korelasyon beklendiği için promax (eğik) döndürme tekniği uygulanmıştır.

Doğrulayıcı faktör analizinde, ordinal Likert verisi için en uygun yöntem olan diyagonal ağırlıklı en küçük kareler (Weighted Least Squares Mean and Variance Adjusted; WLSMV) tahmin yöntemi kullanılmıştır (Flora & Curran, 2004; Li, 2016). Model uyumunun değerlendirilmesinde Hu ve Bentler (1999) tarafından önerilen ölçütler temel alınmıştır: Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (CFI) ve Tucker-Lewis İndeksi (TLI) için $\geq .95$ mükemmel, $\geq .90$ kabul edilebilir uyum; Yaklaşık Hataların Kareli Ortalamasının Karekökü (RMSEA) için $\leq .06$ mükemmel, $\leq .08$ kabul edilebilir uyum; Standartlaştırılmış Artık Karelerin Ortalamasının Karekökü (SRMR) için $\leq .08$ kabul edilebilir uyumdur. Karmaşık çok-faktörlü modellerde CFI değerinin .95 eşliğinin altında kalmasının kabul edilebilir olduğuna ilişkin Marsh, Hau ve Wen (2004) tarafından sunulan kanıtlar göz önünde bulundurulmuş; ayrıca WLSMV altında çok sayıda ordinal göstergenin yer aldığı modellerde robust CFI'nin aşağı yönlü yanlılığa sahip olduğu uyarısı (Xia & Yang, 2019) dikkate alınmıştır. Ki-kare testi büyük örneklemelerde aşırı duyarlı olduğundan birincil ölçüt olarak kullanılmamış, betimleyici amaçla raporlanmıştır.

Karcher'in (2003) önerdiği on faktörlü orijinal model alternatif modellerle karşılaştırılmıştır. Karşılaştırılan iki model şunlardır: (a) on faktörlü birinci seviyeli model (Model 1; Karcher) ve (b) tek faktörlü genel bağlılık modeli (Model 2; taban modeli). Bu karşılaştırma, ölçeğin çok boyutlu yapısının tek faktörlü taban modeline kıyasla istatistiksel olarak desteklenip desteklenmediğinin değerlendirilmesini amaçlamaktadır. Karcher'in (2001, 2003) önerdiği üç domainli üst yapısı (akademik, aile, sosyal) ve genel bağlılık faktörü içeren hiyerarşik modeller de pilot olarak test edilmiş; ancak söz konusu modeller yakınsama sağlayamamış ya da tahmin

matrisi pozitif olarak tanımlanamamıştır. Bu durum, iki dereceli latent faktörlerin stabil tahmini için en az üç gösterge gerektiren psikometrik kuralla (Bollen, 1989; Brown, 2015) uyumludur ve söz konusu hiyerarşik modeller mevcut analizlerin dışında bırakılmıştır. Modeller CFI, TLI, RMSEA ve SRMR ölçütlerine göre karşılaştırılmıştır.

Ölçme değişmezliği analizleri, biçimsel, metrik (metric) ve skaler (scalar) modeller şeklinde aşamalı biçimde yürütülmüştür (Vandenberg & Lance, 2000). Cinsiyete göre değişmezlik testlerinde WLSMV tahmin yöntemi kullanılmıştır. Yaş gruplarına göre değişmezlik testlerinde, geç çocukluk grubunda bazı maddelerde gözlenen düşük frekanslı kategoriler nedeniyle (örneğin p3 maddesinde 'Kesinlikle Doğru Değil' kategorisinde $n = 2$) WLSMV yerine sağlam (robust) maksimum olabilirlik yöntemi (MLR) tercih edilmiştir; bu tercihin geçerliliği Rhemtulla, Brosseau-Liard ve Savalei (2012) tarafından önerilmektedir. Değişmezliğin sağlanıp sağlanmadığına $\Delta CFI < .010$ ve $\Delta RMSEA < .015$ ölçütleri esas alınarak karar verilmiştir (Chen, 2007).

Güvenirlilik analizleri için her alt boyut için Cronbach alfa (α) ve McDonald omega (ω) katsayıları hesaplanmıştır. McDonald omega, Cronbach alfanın faktör yüklerinin eşit olduğu varsayımını gerektirmemesi nedeniyle modern psikometri literatüründe önerilen bir alternatif olup tek boyutlu ve çok boyutlu yapılarda daha gerçekçi güvenirlik tahmini sağlamaktadır (Hayes & Coutts, 2020; McDonald, 1999). Yakınsama geçerliği için Fornell ve Larcker (1981) tarafından önerilen Açıklanan Ortalama Varyans (Average Variance Extracted; AVE) katsayıları her alt boyut için hesaplanmıştır. AVE, standartlaştırılmış faktör yüklerinin karelerinin ortalaması olarak $\Sigma \lambda^2/k$ formülüyle elde edilmiş; $AVE \geq .50$ ölçütü ve $AVE < .50$ ile birlikte $\omega \geq .70$ alternatif ölçütü (Lam, 2012) yakınsama geçerliği kanıtı olarak değerlendirilmiştir. Maddelerin alt boyutlarına katkıları, madde-toplam korelasyonları ve “madde silindiğinde alfa” değerleri ile incelenmiştir.

İstatistiksel analizler R 4.6 sürümünde gerçekleştirilmiştir. Açımlayıcı faktör analizi için psych paketi (Revelle, 2024), doğrulayıcı faktör analizi ve ölçme değişmezliği için lavaan paketi (Rosseel, 2012) ve semTools paketi (Jorgensen vd., 2022), McDonald omega hesaplamaları için psych paketi kullanılmıştır. Veri hazırlığı ve betimsel analizler Stata 17 (StataCorp, 2021) yazılımıyla yapılmıştır.

Bulgular

Veri Uygunluğu ve Faktör Sayısının Belirlenmesi

Açımlayıcı faktör analizine başlamadan önce verinin faktörleştirme için uygun olup olmadığı incelenmiştir. Kaiser-Meyer-Olkin örneklem yeterliği değeri $KMO = .895$ olarak hesaplanmış olup, bu değer Kaiser'in (1974) kriterlerine göre mükemmele yakın bir uygunluk düzeyini göstermektedir. Madde düzeyi KMO değerleri .504 ile .950 arasında değişmiş; en düşük değer pr6 maddesinde gözlenmiştir. Bartlett küresellik testi anlamlı bulunmuştur ($\chi^2(1596) = 11670.34$, $p < .001$), bu da maddeler arasında faktör analizini destekleyen yeterli korelasyonun bulunduğunu göstermektedir. Mardia testi çok değişkenli normalliğin ihlal edildiğini ortaya koymuş (çarpıklık $p < .001$; basıklık $p < .001$), bu nedenle açımlayıcı faktör analizinde polikorik korelasyon matrisi ve temel eksen faktörleştirme yöntemi tercih edilmiştir.

Faktör sayısının belirlenmesinde dört yöntem birlikte değerlendirilmiştir (Tablo 2). Polikorik korelasyon matrisine dayalı paralel analiz on faktörlü çözümü desteklemiş; Velicer'in MAP testi sekiz, Bayesian Bilgi Kriteri ise dokuz faktörlü çözümü işaret etmiştir. Eigenvalue > 1 (Kaiser) kriteri 12 faktör önermekle birlikte, bu kriterin aşırı tahmin yapma eğilimi alanyazında iyi bilinmektedir (Zwick & Velicer, 1986). Yöntemler arasında en güvenilir ölçüt kabul edilen paralel analizin önerisi ve Karcher'in (2003) kuramsal modeli birlikte değerlendirilerek on faktörlü yapı ile devam edilmesine karar verilmiştir.

Tablo 2. Faktör Sayısının Belirlenmesinde Kullanılan Kriterler ve İlk Dört Eigenvalue

Faktör Sayısı Kriterleri	Önerilen	1	2	3	4
Paralel analiz (polikorik)	10	—	—	—	—
Velicer MAP testi	8	—	—	—	—
BIC	9	—	—	—	—
Kaiser (eigenvalue > 1)	12	12.71	4.29	3.09	2.52

Not. AFA örnekleme ($n = 421$). MAP = Minimum Average Partial; BIC = Bayesian Information Criterion. Kaiser kriteri için eigenvalue > 1 olan toplam 12 faktör belirlenmiştir.

On faktörlü açımlayıcı faktör analizi (PAF, promax döndürme), toplam varyansın %57.87'sini açıklamıştır. Faktör örüntüsü incelendiğinde, sekiz alt boyutun (ebeveynler, kardeşler, mahalle, okuma, arkadaşlar, akranlar, gelecek + okul + öğretmenler örüntüsü) Karcher'in (2003) önerdiği yapıyla geniş ölçüde örtüştüğü; ancak iki kayda değer farklılaşma olduğu görülmüştür. İlk olarak, okul ve akran maddeleri kısmen birleşik bir faktörde yüklenme eğilimi göstermiş; ikinci olarak, ters yönlü olarak ifade edilmiş maddeler (pr1, t2, p4, pr6r), kavramsal olarak farklı alt boyutlardan gelmelerine rağmen birlikte ayrı bir faktör oluşturmuş; bu da klasik bir yöntem etkisi (negative

wording effect) örüntüsüne işaret etmiştir (Marsh, 1996). İki madde komünalitelerinin .30 değerinin altında kaldığı belirlenmiştir: pr6r ($h^2 = .157$) ve fr1 ($h^2 = .210$). Bu maddelerin sonraki doğrulayıcı analizlerden çıkarılmasına karar verilmiştir.

Bağımsız doğrulama örneğinde ($n = 430$), iki sorunlu maddenin (pr6r, fr1) çıkarılmasının ardından kalan 55 madde üzerinden Karcher'in (2003) on faktörlü birinci derece modeli, WLSMV tahmin yöntemiyle sınanmıştır. Model 1 (on faktörlü birinci-derece model) Türk örneğinde kabul edilebilir uyum sergilemiştir: $\chi^2(1385) = 2864,48$, $p < .001$; CFI = .911; TLI = .905; RMSEA = .050 (%90 GA [.047, .052]); SRMR = .076. Bu uyum indeksleri Hu ve Bentler'in (1999) kabul edilebilirlik ölçütlerini karşılamakta olup CFI ve TLI değerleri .90'ın, RMSEA ise .06'nın altında kalmıştır. Ölçeğin çok boyutlu yapısının tek faktörlü taban modeline kıyasla desteklenip desteklenmediğini sınamak üzere tek faktörlü genel bağlılık modeli (Model 2) de aynı doğrulama örneğinde test edilmiştir. Model 2 zayıf uyum sergilemiştir: $\chi^2(1430) = 7963.12$, $p < .001$; CFI = .608; TLI = .593; RMSEA = .103 (%90 GA [.101, .105]); SRMR = .134. Model 1 ile Model 2 arasındaki uyum farkı oldukça belirgindir ($\Delta CFI = .303$; $\Delta RMSEA = .053$); bu örüntü, T-MAC'ın on alt boyutunun tek bir genel bağlılık konstrüktüne indirgenemeyeceğini ve ölçeğin çok-boyutlu yapısının ampirik olarak güçlü biçimde desteklendiğini göstermektedir. İki modele ait uyum indeksleri Tablo 3'te sunulmuştur. Karcher'in (2001, 2003) önerdiği üç-domain üst yapısının test edildiği hiyerarşik modeller ise Yöntem bölümünde belirtildiği üzere yakınsama sağlayamamış; bu modeller mevcut analizlerin dışında bırakılmıştır.

Tablo 3. Sınanan DFA Modellerinin Uyum İndeksleri

Model	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
Model 1: 10 birinci-derece (Karcher orijinal)	2864.48	1385	.911	.905	.050	.076
Model 2: Tek faktörlü (taban)	7963.10	1430	.608	.593	.103	.134

Not. DFA örnekleme ($n = 430$). Tüm modellerde WLSMV tahmin yöntemi ve robust uyum istatistikleri kullanılmıştır. Model 1 ile Model 2 arasındaki uyum farkı belirgindir ($\Delta CFI = .303$; $\Delta RMSEA = .053$), bu da T-MAC'ın çok-boyutlu yapısının tek faktörlü taban modeline kıyasla güçlü biçimde desteklendiğini göstermektedir.

Birinci derece Model 1'in standartlaştırılmış faktör yükleri büyük çoğunlukla kabul edilebilir düzeyin (.40) üzerinde gerçekleşmiştir; toplam 55 madde için ortalama yük .67 olmuştur (Tablo 3). En yüksek yükler okuma (.79-.96) ve kardeşler (.65-.90) alt boyutlarında, en düşük yükler ise akranlar alt boyutunun pr1 maddesinde (.26) ve şimdiki benlik alt boyutunun s2 maddesinde (.30) gözlenmiştir. Düşük yükler dikkat çekici biçimde ters yönlü olarak ifade edilmiş maddelerde yoğunlaşmıştır: pr1 (.26), s2 (.30), f6 (.38), t2 (.40), p4 (.56). Bu örüntü açılımlı analizde gözlenen yöntem etkisini doğrulamaktadır.

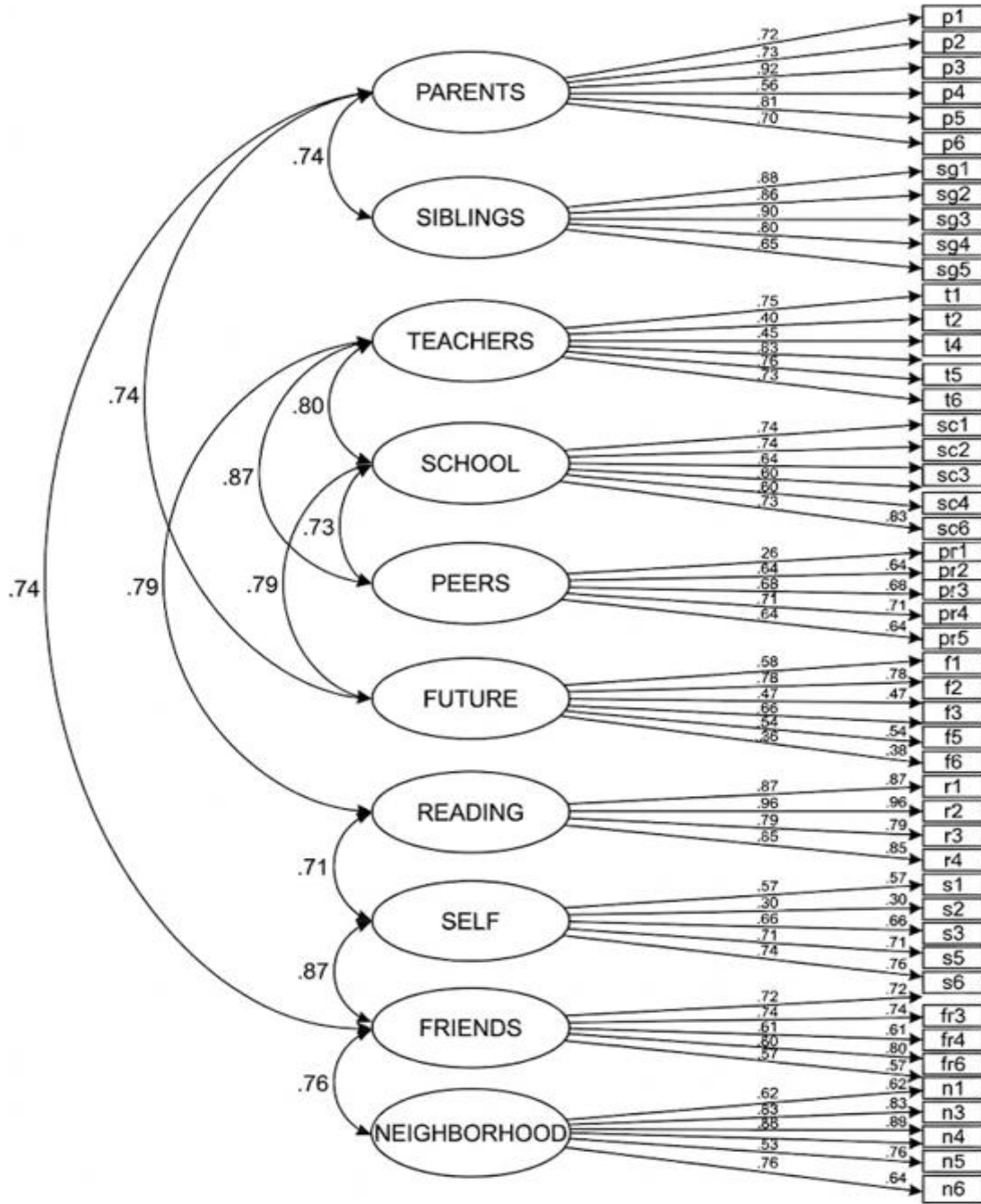
Tablo 4. Latent Faktörler Arası Standartlaştırılmış Korelasyonlar

Alt Boyut	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. Ebeveynler	—									
2. Kardeşler	.74	—								
3. Öğretmenler	.60	.43	—							
4. Okul	.51	.38	.80	—						
5. Akranlar	.47	.41	.68	.73	—					
6. Arkadaşlar	.35	.29	.27	.22	.47	—				
7. Benlik	.42	.31	.44	.34	.44	.51	—			
8. Gelecek	.74	.49	.87	.79	.62	.42	.64	—		
9. Okuma	.28	.20	.39	.47	.23	.05	.09	.47	—	
10. Mahalle	.19	.24	.13	.23	.42	.47	.26	.16	-.05	—

Not. DFA örnekleme ($n = 430$). Alt boyutlar tablodaki numaralandırmaya göre sıralanmıştır. 0.05 dışındaki tüm korelasyonlar $p < .001$ düzeyinde anlamlıdır.

Latent faktörler arasındaki korelasyonlar Tablo 4'te sunulmuştur. Bazı faktör çiftleri arasında oldukça yüksek korelasyonlar gözlenmiştir: öğretmenler ile gelecekteki benlik ($r = 0.87$), öğretmenler ile okul ($r = 0.80$), okul ile gelecekteki benlik ($r = 0.79$), ebeveynler ile kardeşler ($r = 0.74$) ve ebeveynler ile gelecekteki benlik ($r = 0.74$). Akademik yaşam dünyasına ait alt boyutlar (öğretmenler, okul, gelecekteki benlik, akranlar) arasındaki bu yüksek korelasyon örüntüsü, Türk ergenlerinde söz konusu kavramların ayrılmak yerine birbirini güçlendiren biçimde örgütlendiğine işaret etmekte; bu örüntünün kuramsal anlamı ise Tartışma bölümünde, Türkiye'nin

merkezi sınav odaklı eğitim sistemi bağlamında ele alınmıştır. Buna karşılık okumaya bağlılık alt boyutunun büyük çoğunluğu diğer faktörlerle düşük ($-.05$ ile $.47$ aralığında) korelasyon göstermiş; bu da okumanın benlik dünyasından görece bağımsız bir bağlılık alanı olduğunu düşündürmüştür.



Şekil 1. Faktör Yükleri ve Latent Faktörler Arası Korelasyonların Gösteren SEM Path Diyagramı

Not. Diyagram, $n = 430$ doğrulayıcı örneklem üzerinde WLSMV tahmin yöntemiyle elde edilen standartlaştırılmış faktör yüklerini göstermektedir. Görsel sadelik için yalnızca $|r| \geq .70$ olan latent faktörler arası korelasyonlar gösterilmiştir, hata terimleri gizlenmiştir. Öğretmenler, okul ve gelecekteki benlik alt boyutları arasındaki yüksek korelasyon örüntüsü, Türk ergenlerinde akademik yaşam dünyasının gelecek tasavvuruyla iç içe geçtiğine işaret etmektedir. $\chi^2(1385) = 2864.48$; CFI = .911; TLI = .905; RMSEA = .050 (%90 GA [.047, .052]); SRMR = .076.

Ölçme Değişmezliği (Invariance) Analizleri

On faktörlü modelin cinsiyete (kız-erkek) ve gelişimsel yaş grubuna (geç çocukluk, erken-orta ergenlik, geç ergenlik) göre ölçme değişmezliği örneklemin tamamı ($N = 851$) üzerinden test edilmiştir. Cinsiyete göre yapılan analizlerde WLSMV tahmin yöntemi kullanılmış; tüm aşamalarda $\Delta CFI < .010$ ve $\Delta RMSEA < .015$ ölçütlerinin (Chen, 2007) karşılandığı, dolayısıyla skaler düzeyde tam ölçme değişmezliğinin sağlandığı belirlenmiştir (Tablo 5). Bu bulgu, ölçek puanları kullanılarak yapılacak kız-erkek karşılaştırmalarının yanlılıktan arındırıldığını desteklemektedir.

Yaş gruplarına göre değişmezlik testlerinde, küçük yaş grubunda bazı maddelerde gözlenen düşük frekanslı kategoriler nedeniyle WLSMV tahmin yöntemi yerine sağlam maksimum olabilirlik (MLR) yöntemi kullanılmıştır. Biçimsel değişmezlikten metriğe geçişte değişiklikler kritik eşiklerin altında kalmış ($\Delta CFI = .006$, $\Delta RMSEA = .000$), yani metrik değişmezlik sağlanmıştır. Ancak metrikten skaler modele geçişte $\Delta CFI = .018$ değeri .010 ölçütünü aşmış, dolayısıyla tam skaler değişmezlik desteklenmemiştir. Kısmi skaler değişmezliğin gerçekleştiği bu bulgu, bağlılık ölçek puanlarına dayalı yaş grupları arası ortalama karşılaştırmalarının dikkatli yorumlanması gerektiğini, faktör yapısının ve faktör yüklerinin ise gelişimsel olarak değişmediğini göstermektedir.

Tablo 5. *Cinsiyet ve Yaş Grubuna Göre Ölçme Değişmezliği Sonuçları*

Karşılaştırma	Model	χ^2	df	CFI	RMSEA	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Cinsiyet (WLSMV)	Biçimsel	—	—	.901	.053	—	—
	Metrik	—	—	.912	.050	-.011	-.003
	Skaler	—	—	.903	.051	.009	.001
Yaş grubu (MLR)	Biçimsel	—	—	.767	.062	—	—
	Metrik	—	—	.761	.062	.006	.000
	Skaler	—	—	.743	.063	.018	.001

Not. N = 851. Cinsiyet karşılaştırmasında WLSMV; yaş grubu karşılaştırmasında MLR tahmin yöntemi kullanılmıştır. CFI ve RMSEA değerleri MLR analizleri için robust (ölçeklenmiş) versiyonlardır. Skaler değişmezlik kriteri: $\Delta CFI < .010$ ve $\Delta RMSEA < .015$ (Chen, 2007).

Güvenirlik Bulguları

Alt boyutların iç tutarlık güvenirliği Cronbach alfa (α) ve McDonald omega (ω) katsayılarıyla örneklemin tamamı (N = 851) üzerinden hesaplanmıştır (Tablo 6). Cronbach alfa değerleri .664 ile .883 arasında değişmiş; McDonald omega değerleri ise sistematik biçimde alfadan yüksek olmak üzere .763 ile .907 arasında bulunmuştur. En yüksek iç tutarlık değerleri okumaya ($\alpha = .883$, $\omega = .907$) ve kardeşlere ($\alpha = .858$, $\omega = .888$) bağlılık alt boyutlarında gözlenmiştir. Buna karşılık üç alt boyutta (akranlara, gelecekteki benliğe ve şimdiki benliğe bağlılık) Cronbach alfa değerleri .70 ölçütünün altında kalmıştır (sırasıyla .688, .664, .673); ancak aynı alt boyutların McDonald omega değerleri kabul edilebilir aralıkta (.763–.793) yer almıştır. Bu örüntü Kurt'un (2017) söz konusu üç alt boyutta düşük iç tutarlık bildirimini doğrulamakla birlikte, omega katsayılarının daha kabul edilebilir değerler vermesi alt boyutların aslında işlevsel kaldığını göstermektedir.

Tablo 6. *Alt Boyutlara Ait Güvenirlik ve Betimsel İstatistikler*

Alt Boyut	Madde	α	ω	M	SD
Ebeveynlere Bağlılık	6	.810	.875	4.26	0.72
Öğretmenlere Bağlılık	6	.756	.868	3.96	0.74
Akranlara Bağlılık	5	.688	.763	3.52	0.77
Okula Bağlılık	6	.816	.875	3.48	0.85
Gelecekteki Benlik	6	.664	.782	4.02	0.66
Şimdiki Benlik	6	.673	.793	3.73	0.71
Kardeşlere Bağlılık	5	.858	.888	4.08	0.88
Okumaya Bağlılık	4	.883	.907	3.52	1.13
Mahalleye Bağlılık	6	.828	.879	3.05	0.96
Arkadaşlara Bağlılık	5	.738	.779	3.90	0.77

Not. N = 851. α = Cronbach alfa, ω = McDonald omega. Madde sütunu ilgili alt boyuttaki madde sayısını gösterir. M ve SD değerleri 5'li Likert tipinde derecelendirme için raporlanmıştır.

AVE değerleri .38 ile .74 aralığında değişmiştir. Okumaya bağlılık (AVE = .74), kardeşlere bağlılık (AVE = .68) ve ebeveynlere bağlılık (AVE = .58) alt boyutları Fornell ve Larcker'in (1981) .50 ölçütünü karşılamış; kalan yedi alt boyutta AVE değerleri .50'nin altında kalmıştır. Bununla birlikte söz konusu yedi alt boyutun tamamında McDonald omega değerleri .70 ölçütünü karşıladığından, Lam'in (2012) önerdiği ikincil ölçüt (AVE < .50 ile birlikte $\omega \geq .70$) çerçevesinde yakınsama geçerliği desteklenmiştir. Çapraz-kültürel bir karşılaştırma yapıldığında, Türk

örnekleme elde edilen alfa katsayılarının ABD (Karcher & Sass, 2010), Şili (Sánchez vd., 2011) ve Tayvan (Karcher & Lee, 2002) örneklemelerinde raporlananlarla geniş ölçüde örtüştüğü görülmektedir; ancak şimdiki benlik alt boyutu için Türk α (.67) değerinin hem ABD (.82) hem Şili (.77) hem de Tayvan (.78) değerlerinin altında kalması, bu alt boyutun Türk ergenlerinde içeriksel olarak daha az tutarlı işlediğine işaret etmektedir.

Tartışma

Bu çalışmanın amacı, Hemingway Ergen Bağlılık Ölçeği'nin Türkçe formunun (T-MAC) yapısal geçerliğini doğrulayıcı faktör analizi ile, cinsiyete ve gelişimsel yaş gruplarına göre ölçme değişmezliğini çok-gruplu analizlerle ve alt boyutların iç tutarlılığını çağdaş psikometrik yöntemlerle değerlendirmektir. Bulgular dört temel sonuç ortaya koymuştur. İlki, Karcher'in (2003) önerdiği on faktörlü birinci derece model, iki sorunlu maddenin (pr6r ve fr1) çıkarılmasının ardından Türk örnekleminde kabul edilebilir uyum sergilemiş; ölçeğin çok-boyutlu yapısı, tek faktörlü taban modeline kıyasla belirgin biçimde daha güçlü desteklenmiştir ($\Delta CFI = .303$). İkincisi, ölçek cinsiyete göre tam skaler ölçme değişmezliği göstermiş; yaş gruplarına göre ise metrik değişmezliği sağlamış, ancak yalnızca kısmi skaler değişmezliği desteklemiştir. Üçüncüsü, alt boyutların McDonald omega katsayıları sistematik biçimde Cronbach alfa değerlerinden daha yüksek bulunmuş ve on alt boyutun tamamında kabul edilebilir aralıkta yer almıştır. Dördüncüsü, olumsuz yönlü maddeler hem açıklayıcı hem doğrulayıcı analizlerde sistematik bir yöntem etkisi üretmiş; özellikle 57. madde Türk örnekleminde işlevsel bulunmamıştır. Aşağıda bu bulgular sırasıyla tartışılmıştır.

On faktörlü yapıların doğrulanması kısmında, doğrulayıcı faktör analizi, Karcher'in (2003) önerdiği on faktörlü modelin Türk ergen örnekleminde kabul edilebilir uyum sağladığını ortaya koymuştur ($CFI = .911$; $TLI = .905$; $RMSEA = .050$; $SRMR = .076$). Tek faktörlü taban modelinin uyumunun on faktörlü modele kıyasla belirgin biçimde zayıf olması ($\Delta CFI = .303$; $\Delta RMSEA = .053$), ölçeğin çok-boyutlu yapısının istatistiksel olarak güçlü biçimde desteklendiğini göstermektedir. Bu sonuç, ölçeğin Şili'de (Sánchez vd., 2011), Tayvan'da (Karcher & Lee, 2002) ve Malezya'da (Mohd Khatib vd., 2022) gibi farklı kültürel bağlamlarda yürütülen uyarlama çalışmalarıyla uyumludur. On faktörlü yapının kültürel olarak dirençli bir psikometrik organizasyonu sergilediği, Karcher ve Sass'ın (2010) çok kültürlü meta-analitik bulgularıyla da örtüşmektedir.

Bununla birlikte, Karcher'in (2001, 2003) önerdiği üç domain (akademik, aile, sosyal) ile ikinci seviye hiyerarşik yapısı ve genel bağlılık faktörünü içeren üçüncü seviyeli hiyerarşik yapı, Türk örnekleminde yakınsama sağlayamamıştır. Bu durumun teknik kaynağı, aile domaininin yalnızca iki birinci seviyeli göstergeden (ebeveynler ve kardeşler) oluşması ve ikinci seviyeli latent faktörlerin stabil tahmini için en az üç gösterge gerekliliğini ortaya koyan psikometrik kuralın karşılanamamasından kaynaklanabilir (Bollen, 1989; Brown, 2015; Kline, 2016). Söz konusu sınırlılık kavramsal değil teknik niteliktedir; Karcher'in kuramsal organizasyonunun Türk örnekleminde geçerli olup olmadığı sorusu açık kalmakta ve bu doğrultuda ek bir birinci seviyeli gösterge (örneğin geniş aile bağlılığı) içeren genişletilmiş ölçek sürümleriyle yeniden test edilmesi gerekmektedir. Bununla birlikte, ölçeğin birinci seviyeli latent faktörleri arasındaki yüksek korelasyonlar—özellikle öğretmenler ile gelecekteki benlik arasında $r = .87$, okul ile gelecekteki benlik arasında $r = .79$ ve öğretmenler ile okul arasında $r = .80$ —Karcher'in kuramsal akademik domain organizasyonunun Türk örnekleminde de örtük biçimde gözlemlenebildiğine işaret etmektedir.

Akademik bağlılık ile gelecekteki benlik arasında yapısal bir yakınlık vardır. Latent faktör korelasyonları incelendiğinde, akademik yaşam dünyasına ait alt boyutların (öğretmenler, okul, gelecekteki benlik, akranlar) Türk ergenlerinde alışılmadık biçimde yüksek korelasyonlar sergilediği görülmektedir. Özellikle öğretmenler ile gelecekteki benlik bağlılığı arasındaki .87 düzeyindeki korelasyon, bu iki kavramsal yapının Türk örnekleminde ayrılmaktan çok birbirini güçlendirir biçimde örgütlendiğini düşündürmektedir. Bu örüntünün kuramsal anlamı, Türkiye'nin merkezileşmiş ve sınav odaklı eğitim sisteminin bağlamında değerlendirildiğinde daha belirgin hale gelmektedir. Ortaöğretime geçiş sınavı (LGS) ve yükseköğretime geçiş sınavı (YKS) gibi merkezi ölçütler, Türk ergenlerinin geleceğe yönelik tasavvurlarını okul yaşamı ve öğretmen ilişkileriyle yapısal olarak iç içe getirmektedir (Sümer vd., 2019). Akademik başarı, Türk ergeninin sosyokültürel evreninde yalnızca eğitsel bir çıktı olmaktan öteye geçerek; kimlik gelişiminin, mesleki kimliğin ve sosyoekonomik konum tasavvurunun temel eksenini deneyimlenmektedir.

Türkiye'nin kolektivist kültürel yapısı (Hofstede, 2001; Kağıtçıbaşı, 1997) bu örüntüyü pekiştirici bir rol üstlenmektedir. Aile içi beklentilerin akademik başarıya odaklanması ve gelecek tasavvurunun bireysel bir hedef olmaktan çok ortak bir aile projesi olarak deneyimlenmesi, akademik bağlılık ile gelecekteki benlik bağlılığı arasındaki sınırı bulanıklaştırmaktadır (Ayvalıoğlu, 1989). Bu açıdan değerlendirildiğinde, latent korelasyonlardaki yüksek değerler ölçme aracının zayıflığından çok, bir kültürel-yapısal gerçekliği yansıtmaktadır. Bununla birlikte, bu düzeydeki korelasyonların yalnızca kültürel-yapısal örtüşmeyi değil, kısmen ölçüm kaynaklı etkenleri de yansıtabileceği göz ardı edilmemelidir. Akademik alana ait alt boyutların madde içeriklerindeki kavramsal örtüşme (item content overlap) ve bu boyutların ortak yöntem yakınlığı, latent korelasyonları bir ölçüde şişirebilmektedir. Dolayısıyla söz konusu yüksek ilişkiler, kültürel yorumun yanında olası ölçüm örtüşmesiyle birlikte değerlendirilmelidir. Söz konusu örüntü, akademik bağlılığa yönelik müdahalelerin Türk örnekleminde

gelecekteki benlik kavramından bağımsız olarak tasarlanamayacağına işaret etmekte; nitekim Sümer ve arkadaşları (2019), Türkiye'de akademik kaygının ergenin kimlik gelişimi üzerindeki etkisini benzer bir kuramsal çerçevede ele almıştır.

Açımlayıcı faktör analizinde komünalitesi ,30'un altında kalan iki madde doğrulayıcı analizlerden çıkarılmıştır. Bunlardan 57. madde ('Okuldaki çocuklarla nadiren tartışır ya da kavgaya ederim'), hem orijinal hem ters kodlanmış biçimlerinde akran bağlılığı boyutuyla yetersiz korelasyon göstermiştir. Bu zayıflığın, ölçeğin yapısal bir sınırlılığından çok maddenin Türkçe karşılığındaki kuramsal eşdeğerlik sorunundan kaynaklandığı değerlendirilmektedir: İngilizce orijinaldeki incelikli olumsuzlama yapısı ('I rarely fight...'), Türkçede doğrudan bir çatışmadan kaçınma ya da uyum ifadesi olarak algılanmış görünmektedir. Bu tür ifadelerin kültürel olarak hassas olduğu yönündeki uyarı (Karcher & Sass, 2010) bu yorumu desteklemektedir.

Ters yönlü ifade edilmiş maddelerin (örneğin pr1, t2, p4, s2, f6) hem açımlayıcı hem de doğrulayıcı analizlerde sistematik biçimde düşük yükler vermesi ve birlikte ayrı bir 'yöntem faktörü' oluşturma eğilimi göstermesi, klasik bir negatif ifade etkisi örüntüsüne işaret etmektedir (Marsh, 1996). Bu örüntü iki tamamlayıcı çerçeveye açıklanabilir. İlki gelişimseldir: özellikle 5-7. sınıf grubundaki katılımcılar, çift olumsuzlama içeren maddeleri tutarlı biçimde yorumlamakta güçlük çekmiş olabilir. İkincisi kültürel: belirli ters maddelerin içeriği Türk bağlamında beklenen biçimde işlememektedir; örneğin bireysel ayırt ediciliği vurgulayan maddeler, grup kimliğinin öne çıktığı kolektivist yönelimle uyumsuzluk gösterebilmektedir (Hofstede, 2001; Kağıtçıbaşı, 1997). Ölçeğin gelecekteki Türkçe revizyonlarında bu maddelerin --- özellikle olumlu yönde dengelenerek --- yeniden ifadelendirilmesi ve 57. madde için içeriksel revizyon önerilmektedir.

Kurt'un (2017) bulgularıyla karşılaştırıldığında, Türkçe uyarlama çalışmasında on altı boyutun yedisinde kabul edilebilir iç tutarlık ($\alpha \geq .70$) bildirmiş; öğretmenler ($\alpha = .50$), akranlar ($\alpha = .57$) ve gelecekteki benlik ($\alpha = .69$) alt boyutlarında ise .70 ölçütünün altında değerler rapor etmiştir. Ayrıca beş alt boyut (okul, öğretmenler, ebeveynler, akranlar, şimdiki benlik) için yakınsama ve ayırt edici geçerlik kanıtı sunmuştur. Bu çalışmanın bulguları söz konusu iki alt boyutta da Cronbach alfa katsayısının .70 değerinin altında kaldığını doğrulamış (sırasıyla .688 ve .664); ancak McDonald omega katsayılarının kabul edilebilir aralıkta yer aldığını ortaya koymuştur (.763 ve .782). Bu örüntü iki açıdan önemlidir. İlki, Kurt'un (2017) bildirdiği güvenilirlik sorununun farklı bir örneklemede, daha güçlü psikometrik yöntemlerle yeniden uygulanması sağlanmıştır. İkincisi ise, alt boyutların gerçek iç tutarlık düzeyinin Cronbach alfa değerinin gösterdiğinden daha güçlü olduğunun ortaya konmuş olmasıdır. Hayes ve Coutts'un (2020) önerdiği biçimde McDonald omega'nın klasik alfanın yerine birincil güvenilirlik katsayısı olarak raporlanması, ölçeğin gelecek araştırmalardaki kullanımı için daha uygun bir yaklaşım sağlayacaktır.

Bu çalışmanın Kurt'un (2017) öncü uyarlama çalışmasına dört ana katkısı bulunmaktadır. İlk olarak, ölçeğin yapısal geçerliği Türkçe olarak ilk kez doğrulayıcı faktör analiziyle test edilmiş ve Karcher'in on faktörlü modeli kabul edilebilir uyumla doğrulanmıştır. İkinci olarak, cinsiyete göre tam skaler ölçme değişmezliği göstermiştir; bu, kız ve erkek katılımcıların ölçek puanlarının doğrudan karşılaştırılabilir olduğunu göstermiştir. Üçüncü olarak, gelişimsel yaş gruplarına göre değişmezlik bulguları, ölçeğin yapısının ve faktör yüklerinin korunduğunu, ancak skaler düzeyde gelişimsel farklılaşmalar bulunduğunu ortaya koymuştur. Dördüncü olarak, madde düzeyinde sorunlu maddeler tespit edilmiş ve bunlara ilişkin somut revizyon önerileri sunulmuştur.

Cinsiyet ve yaş grubu ölçme değişmezliği bulguları incelendiğinde, ilk olarak, cinsiyete göre tam skaler ölçme değişmezliğinin sağlanmış olması, T-MAC ölçek puanları kullanılarak yapılacak kız-erkek karşılaştırmalarının yanlılıktan arınmış olduğu anlamına gelmektedir (Putnick & Bornstein, 2016). Bu sonuç, ergen bağlılığında gözlenen cinsiyet farklılıklarının (örneğin kızların aile ve okul boyutlarında, erkeklerin ise akran ve mahalle boyutlarında daha yüksek puanlar alma eğilimi; Karcher & Sass, 2010) yapısal mı yoksa ölçme yanlılığı mı olduğu sorusuna yanıt vermesi açısından önemlidir. Mevcut bulgular bu farklılıkların gerçek anlamda yapısal olduğunu desteklemektedir.

Sonrasında, Yaş gruplarına göre yapılan analizlerde iki farklı bulgu birlikte değerlendirilmelidir. İlki olumlu bir bulgudur: ölçeğin maddeleri her üç yaş grubunda (geç çocukluk, erken-orta ergenlik, geç ergenlik) aynı kuramsal yapıyı ölçmektedir; başka bir deyişle, bir maddenin alt boyutuyla olan kuramsal ilişkisi yaşa göre değişmemektedir (metrik değişmezlik sağlanmıştır, $\Delta CFI = .006$). Bu sonuç, T-MAC'ın yapısal olarak yaş gruplarında tutarlı biçimde işlediğini göstermektedir. İkinci bulgu ise daha karmaşıktır: aynı ölçek puanı farklı yaş gruplarında tam olarak aynı bağlılık düzeyine karşılık gelmemektedir (tam skaler değişmezlik sağlanamamış, $\Delta CFI = .018 > .010$ eşiği). Yani 8. sınıf bir öğrencinin aile bağlılığı alt ölçeğinden aldığı 4,0 puan ile 12. sınıf bir öğrencinin aldığı 4,0 puan, sayısal olarak eşit olmakla birlikte birebir aynı psikolojik içeriği temsil etmeyebilir.

Bu örüntü ilk bakışta yöntemsel bir sınırlılık gibi görünse de gelişimsel açıdan kuramsal olarak anlamlı bir bulgudur. Ergenlik dönemi boyunca bağlılığın anlamı ve içeriği değişmektedir; örneğin geç çocukluk döneminde aileye bağlılık daha çok itaat ve birliktelikle, geç ergenlikte ise duygusal ve özerk bağlanmayla ilişkilendirilebilir (Steinberg & Silk, 2002). Bu gelişimsel dönüşüm, aynı maddeye verilen yanıtların farklı yaş dönemlerinde farklı psikolojik içeriklere karşılık geldiği anlamına gelir; ölçek bu yaşa-bağlı içerik kaymasını doğru biçimde yansıtmaktadır. Diğer bir deyişle, ölçeğin temel yapısının gelişimsel olarak istikrarlı olması (metrik değişmezlik),

bağlılığın içeriğinin yaşla birlikte dönüşmesi (kısmi skaler değişmezlik) ile birlikte ele alındığında, T-MAC'ın hem ergen gelişiminin farklı evrelerinde uygulanabilir olduğu hem de bu evreler arasındaki gelişimsel zenginliği yakalayabildiği anlaşılmaktadır.

Pratik düzeyde bu bulgu üç temel öneri sunmaktadır. İlk olarak, T-MAC ergenlerin farklı yaş dönemlerinde güvenle kullanılabilir; ölçeğin yapısı bu dönemlerde tutarlı biçimde işlemektedir. İkinci olarak, yaş grupları arasında doğrudan ortalama puan karşılaştırmaları yaparken dikkatli olunmalıdır; örneğin geç çocukluk ile geç ergenlik gruplarının aile bağlılığı ortalamalarını basit bir t testi ya da ANOVA ile karşılaştırmak yanıltıcı sonuç verebilir, çünkü aynı puanlar farklı yaşlarda farklı psikolojik içeriklere karşılık gelebilir. Üçüncü olarak, yaş grupları arası karşılaştırmalar gerektiğinde, ölçek puanları yerine ölçeğin gizil (latent) yapı temelli ortalamalarını kullanan ileri analiz yöntemleri tercih edilmelidir (Vandenberg & Lance, 2000); bu yöntemler, ölçek puanlarının gelişimsel olarak farklılaşmasını matematiksel olarak hesaba katarak daha doğru karşılaştırmalar sunmaktadır.

Bu bulguların uygulamalı değeri, Türkiye'deki okul psikolojik danışmanlığının yapısal kapasite sınırlılıkları dikkate alındığında belirginleşmektedir. Danışman başına düşen yüksek öğrenci sayısı, bireysel değerlendirme yerine ölçeklenebilir tarama ve önleme yaklaşımlarını zorunlu kılmakta; T-MAC bu ihtiyaca çok boyutlu bir tarama aracı olarak yanıt vermektedir. Ölçeğin cinsiyete göre tam skaler değişmezlik göstermesi ve on altı boyutu ayrı ayrı değerlendirebilmesi, sınırlı danışmanlık kaynaklarının risk altındaki öğrencilere ve zayıf bağlılık gösterilen belirli alanlara odaklı biçimde yönlendirilmesine olanak tanımaktadır. Örneğin akademik bağlılığı yüksek ancak aile bağlılığı düşük bir öğrenci ile sosyal bağlılığı güçlü ancak akademik bağlılığı zayıf bir öğrenci, tek boyutlu bir tarama aracının gözden kaçıracağı biçimde ayırt edilebilmektedir.

Akademik bağlılık ile gelecekteki benlik bağlılığı arasındaki yüksek korelasyon örüntüsü, müdahale tasarımı için özellikle dikkat çekici bir çıkarım önermektedir: Türk ergenlerinde okul temelli müdahalelerin yalnızca anlık akademik motivasyonu değil, gelecek tasavvurunu da hedeflemesi gerekmektedir. Sınav odaklı eğitim sisteminin yarattığı baskı, akademik bağlılığı iyileştirmeye yönelik müdahalelerin gelecekteki benlik kavramıyla bütünleşik biçimde tasarlanmasını gerektirmektedir. Aile bağlılığı domaininin korunmuş yapısı ve özellikle ebeveynlere bağlılık alt boyutunun ergen mental sağlığı üzerindeki bilinen koruyucu etkisi (Verlenden vd., 2024), Türk kültüründe ailenin merkezi koruyucu rolünü doğrulamakta; ergen psikolojik iyi oluşunu geliştirmeye yönelik programların ebeveyn katılımını içeren tasarımlar olarak yapılandırılmasını desteklemektedir.

Sınırlılıklar

Bu çalışmanın bulguları aşağıdaki sınırlılıklar ışığında değerlendirilmelidir. Birincisi, örneklem tek bir ilden kolayda örnekleme yöntemiyle elde edilmiştir; bu durum, bulguların Türkiye genelindeki ergen popülasyonuna genellenmesini sınırlandırmaktadır. Sosyoekonomik düzey, kentsel/kırsal yerleşim ve okul türü çeşitliliği açısından daha kapsayıcı örneklemle yapılacak doğrulama çalışmalarına ihtiyaç bulunmaktadır. İkincisi, çalışma kesitsel bir tasarıma sahiptir; bağlılığın gelişimsel değişiminin doğru biçimde incelenmesi için boyutsal verilere gereksinim vardır. Üçüncüsü, yaş gruplarına göre değişmezlik testlerinde küçük yaş grubunda gözlenen düşük frekanslı kategoriler nedeniyle WLSMV yerine MLR tahmin yöntemi tercih edilmek zorunda kalınmıştır; bu yöntemsel kısıt sonuçların yorumlanmasında dikkate alınmalıdır.

Dördüncüsü, Karcher'in (2001, 2003) önerdiği üç-domain üst-yapısı bu çalışmada test edilememiştir. Söz konusu üst-yapının test edilebilmesi, aile domainine ek bir birinci seviyeli gösterge (örneğin geniş aile bağlılığı) eklenmesini gerektirmektedir; bu gelecekteki ölçek genişletme çalışmaları için önemli bir psikometrik öneri sunmaktadır. Beşincisi, ölçeğin test-tekrar test güvenilirliği bu çalışmada incelenmemiştir; ölçeğin zaman içinde kararlılığına ilişkin kanıtların elde edilmesi sonraki araştırmaların öncelikli konuları arasında yer almalıdır. Altıncısı, ölçeğin ölçüt geçerliği bu çalışmada test edilmemiş; ölçek puanlarının akademik başarı, psikolojik iyi oluş ve davranış sorunları gibi dış ölçütlerle ilişkisini inceleyen ek çalışmalara gereksinim vardır.

Sonuç ve Öneriler

Bu çalışma, Hemingway Ergen Bağlılık Ölçeği'nin Türkçe formunun (T-MAC) on faktörlü yapısının Türk ergen örnekleminde doğrulayıcı faktör analiziyle desteklendiğini, cinsiyete göre tam skaler ölçme değişmezliğinin sağlandığını ve alt boyut güvenilirliklerinin McDonald omega katsayılarıyla değerlendirildiğinde kabul edilebilir aralıkta olduğunu ortaya koymuştur. Ölçeğin çok-boyutlu yapısı, tek faktörlü taban modeline kıyasla güçlü biçimde desteklenmiş ($\Delta CFI = .303$); böylece T-MAC'ın Türk ergenlerinde bağlılığın on farklı yaşam alanını (ebeveynler, kardeşler, öğretmenler, akranlar, arkadaşlar, okul, gelecekteki benlik, şimdiki benlik, mahalle ve okuma) ayıran psikolojik yapılar olarak ölçtüğü kanıtlanmıştır.

Bunun yanı sıra, latent faktör korelasyonlarında öğretmenler, okul ve gelecekteki benlik bağlılığı arasında gözlenen yüksek ilişki örüntüsü ($r = .79-.87$), Türk ergenlerinde akademik yaşam dünyasının gelecek tasavvuruyla yapısal olarak iç içe geçtiğine işaret etmektedir. Bu örüntü, Türkiye'nin merkezileşmiş ve sınav odaklı eğitim sistemi bağlamında kuramsal olarak anlamlı bir bulgu sunmakta; akademik bağlılığa yönelik müdahalelerin gelecekteki benlik kavramıyla bütünleşik bir tasarıma ihtiyaç duyduğunu ortaya koymaktadır. Ters madde

yönteminin etkisinin sistematik olarak gözlemlenmesi ve özellikle 57. maddenin Türkçe versiyonundaki kavramsal eşdeğerlik sorunu, ölçeğin gelecek revizyonları için somut yönetsel bilgiler sağlamaktadır.

Uygulamalı araştırmacılar ve okul psikolojik danışmanları için aşağıdaki öneriler sunulmaktadır. İlk olarak, ölçek mevcut hâliyle Türk ergenlerle yapılacak araştırmalarda güvenle kullanılabilir; ancak güvenilirlik bildiriminde Cronbach alfa katsayısının yanı sıra McDonald Omega katsayısının da raporlanması önerilmektedir. İkinci olarak, cinsiyet karşılaştırmaları doğrudan yapılabilir; yaş grupları arası karşılaştırmalarda ise latent ortalama yöntemleri tercih edilmelidir. Üçüncü olarak, akademik müdahale tasarımları gelecekteki benlik boyutuyla bütünlük biçimde yapılandırılmalıdır. Dördüncü olarak, gelecekteki revizyon çalışmalarında 57. madde içeriksel olarak yeniden ele alınmalı, olumsuz yönlü maddelerin sayısı azaltılarak yöntem etkisi en aza indirilmeli ve aile domaini için ek bir birinci seviyeli gösterge geliştirilerek hiyerarşik yapının test edilebilmesi sağlanmalıdır. Son olarak, ölçeğin ölçüt geçerliği, boylamsal değişmezliği ve farklı klinik gruplarda işlevselliği, sonraki araştırmaların öncelikli konuları arasında yer almalıdır.

Çıkar Çatışması Beyanı

Yazar, bu çalışmayla ilgili herhangi bir çıkar çatışması bulunmadığını beyan eder.

Araştırma Etiği Beyanı

Bu araştırmanın verileri toplanmadan önce Uşak Üniversitesi Sosyal ve Beşeri Bilimler Bilimsel Araştırma ve Yayın Etiği Kurulundan 20 Kasım 2025 tarihli ve 13 sayılı karar ile etik kurul izni alınmıştır. Araştırmaya katılan tüm katılımcılardan "Bilgilendirilmiş Onam Formu" aracılığıyla gönüllü katılım onayları elde edilmiştir. Çalışma süresince bilimsel, etik ve alıntı kurallarına titizlikle uyulmuştur.

Araştırmacı Katkı Beyanı

Çalışmanın tüm aşamaları yazar tarafından gerçekleştirilmiştir.

Kaynakça

- Aladağ, M. (2005). Akran danışmanlığı: Yöntem, eğitim ve uygulama. *Türk Psikolojik Danışma ve Rehberlik Dergisi*, 3(23), 41–55.
- American School Counselor Association. (2022). *ASCA national model: A framework for school counseling programs* (4th ed.).
- Ayvalıoğlu, N. (1989). Türkiye'de bazı önemli değerlerin yapısı ve değişimi. *Psikoloji Çalışmaları*, 16, 26–35.
- Bernat, D. H., & Resnick, M. D. (2009). Connectedness in the lives of adolescents. In R. J. DiClemente, J. S. Santelli, & R. A. Crosby (Eds.), *Adolescent health: Understanding and preventing risk behaviors* (pp. 375–389). Jossey-Bass.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. Wiley.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). Guilford Press.
- Byrne, B. M., Shavelson, R. J., & Muthén, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 105(3), 456–466. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.105.3.456>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Çuhadaroğlu, F. (1986). *Adolesanlarda benlik saygısı*. (Uzmanlık tezi). Hacettepe Üniversitesi Tıp Fakültesi.
- Duru, E. (2007). Sosyal bağlılık ölçeği'nin Türk kültürüne uyarlanması. *Eurasian Journal of Educational Research*, 26, 85–94.
- Flora, D. B., & Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9(4), 466–491. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.4.466>
- Fokkema, M., & Greiff, S. (2017). How performing PCA and CFA on the same data equals trouble. *European Journal of Psychological Assessment*, 33(6), 399–402. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000460>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Foster, C. E., Horwitz, A., Thomas, A., Opperman, K., Gipson, P., Burnside, A., Stone, D. M., & King, C. A. (2017). Connectedness to family, school, peers, and community in socially vulnerable adolescents. *Children and Youth Services Review*, 81, 321–331. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2017.08.011>
- Gervais, C., & Jose, P. E. (2020). How does family connectedness contribute to youths' health? The mediating role of coping strategies. *Family Process*, 59(4), 1627–1647. <https://doi.org/10.1111/famp.12516>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage.
- 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>
- Hofstede, G. (2001). *Culture's consequences: Comparing values, behaviors, institutions, and organizations across nations* (2nd ed.). Sage.
- Hong, X., Pang, M., Liu, Y., Wang, Y., Liu, Q., & Mu, J. (2023). The longitudinal effect of school connectedness on adolescents' academic engagement: Mediating role of basic psychological needs satisfaction. *Children and Youth Services Review*, 152, Article 107080. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2023.107080>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179–185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2022). *semTools: Useful tools for structural equation modeling* (R package version 0.5-6) [Computer software]. <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Jose, P. E., & Lim, B. T. L. (2014). Social connectedness predicts lower loneliness and depressive symptoms over time in adolescents. *Open Journal of Depression*, 3(4), 154–163. <https://doi.org/10.4236/ojd.2014.34019>
- Jose, P. E., Ryan, N., & Pryor, J. (2012). Does social connectedness promote a greater sense of well-being in adolescence over time? *Journal of Research on Adolescence*, 22(2), 235–251. <https://doi.org/10.1111/j.1532-7795.2012.00783.x>
- Kağıtçıbaşı, Ç. (1997). *Kültürel psikoloji: Kültür bağlamında insan ve aile*. Yapı Kredi Yayınları.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31–36. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>

- Karcher, M. J. (2001). *Measuring adolescent connectedness: Four validation studies* [Poster presentation]. Annual Convention of the American Psychological Association, San Francisco, CA, United States.
- Karcher, M. J. (2003). *The Hemingway: Measure of Adolescent Connectedness: Validation studies* (ERIC No. ED477969). Education Resources Information Center.
- Karcher, M. J. (2008). The study of mentoring in the learning environment (SMILE): A randomized evaluation of the effectiveness of school-based mentoring. *Prevention Science*, 9(2), 99–113. <https://doi.org/10.1007/s11121-008-0083-z>
- Karcher, M. J., & Lee, Y. (2002). Connectedness among Taiwanese middle school students: A validation study of the Hemingway Measure of Adolescent Connectedness. *Asia Pacific Education Review*, 3(1), 92–114. <https://doi.org/10.1007/BF03024924>
- Karcher, M. J., & Sass, D. (2010). A multicultural assessment of adolescent connectedness: Testing measurement invariance across gender and ethnicity. *Journal of Counseling Psychology*, 57(3), 274–289. <https://doi.org/10.1037/a0019357>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- Kocayoruk, E. (2010). Ebeveyn ve akran bağlanması envanteri'nin kısa formu: Türk ergenler için psikometrik özelliklerin değerlendirilmesi. *Türk Psikolojik Danışma ve Rehberlik Dergisi*, 4(33), 133–143.
- Kurt, Y. (2017). *Translation and the validation process of the Hemingway: Measure of Adolescent Connectedness (MAC) into Turkish* [Unpublished doctoral dissertation]. St. Mary's University.
- Lam, L. W. (2012). Impact of competitiveness on salespeople's commitment and performance. *Journal of Business Research*, 65(9), 1328–1334. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2011.10.026>
- Lerner, R. M., Lerner, J. V., Almerigi, J. B., Theokas, C., Phelps, E., Gestsdóttir, S., Naudeau, S., Jelicic, H., Alberts, A., Ma, L., Smith, L. M., Bobek, D. L., Richman-Raphael, D., Simpson, I., Christiansen, E. D., & von Eye, A. (2005). Positive youth development, participation in community youth development programs, and community contributions of fifth-grade adolescents: Findings from the first wave of the 4-H Study of Positive Youth Development. *Journal of Early Adolescence*, 25(1), 17–71. <https://doi.org/10.1177/0272431604272461>
- Li, C.-H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936–949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Marsh, H. W. (1996). Positive and negative global self-esteem: A substantively meaningful distinction or artifacts? *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(4), 810–819. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.4.810>
- Marsh, H. W., Hau, K.-T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, 11(3), 320–341. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Erlbaum.
- McWhirter, B. T., & McWhirter, E. H. (2011). A cross-cultural assessment of school connectedness: Testing measurement invariance with United States and Chilean adolescents. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(5), 442–453. <https://doi.org/10.1177/0734282911399097>
- Mohd Khatib, K. F. K. M., Borhanuddin, B., Tan, S. T., Ng, J. Q., Mohamed, S. N., Chong, S. C., Razali, R., Mansor, S., Zulkapli, M. F., Manap, M. S. A., & Jamal, R. (2022). Validation of the Malay version of the Hemingway: Measure of Adolescent Connectedness in a Malaysian sample. *Frontiers in Psychology*, 13, Article 869024. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.869024>
- Önen, Ö. (2014). Okul aidiyet ölçeğinin Türkçeye uyarlanması: Geçerlik ve güvenirlik çalışması. *Ege Eğitim Dergisi*, 15(2), 536–558.
- Pastor, Y., Pérez-Torres, V., Angulo-Brunet, A., Nebot-Garcia, J. E., & Gallardo-Nieto, E. (2025). School, family, and peer connectedness as protective factors for depression and suicide risk in Spanish adolescents. *Frontiers in Psychology*, 16, Article 1547759. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1547759>
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71–90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Revelle, W. (2024). *psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research* (R package version 2.4) [Computer software]. Northwestern University. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P. É., & Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods*, 17(3), 354–373. <https://doi.org/10.1037/a0029315>
- 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>

- Sakellariou, C. (2025). Reciprocal longitudinal effects between sense of school belonging and academic achievement: Quasi-experimental estimates using United States primary school data. *Frontiers in Psychology*, 15, Article 1478320. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1478320>
- Sánchez, B., Esparza, P., Colón, Y., & Davis, K. E. (2011). Tryin' to make it during the transition from high school: The role of family obligation attitudes and economic context for Latino-emerging adults. *Journal of Adolescent Research*, 25(6), 858–884. <https://doi.org/10.1177/0743558410376831>
- Savı, F. (2011). Çocuk ve ergenler için okula bağlanma ölçeği: Geçerlik ve güvenirlik çalışması. *İlköğretim Online*, 10(1), 80–90.
- StataCorp. (2021). *Stata statistical software: Release 17* [Computer software]. StataCorp LLC.
- Steinberg, L., & Silk, J. S. (2002). Parenting adolescents. In M. H. Bornstein (Ed.), *Handbook of parenting: Vol. 1. Children and parenting* (2nd ed., pp. 103–133). Erlbaum.
- Sümer, N., Ünal, S., Sırlı, F., & Coşkun, K. (2019). Türkiye'de eğitim odaklı kaygıların gelişimi ve değişimi. *Türk Psikoloji Dergisi*, 34(83), 16–34.
- Sawyer, S. M., Azzopardi, P. S., Wickremarathne, D., & Patton, G. C. (2018). The age of adolescence. *The lancet Child & Adolescent Health*, 2(3), 223–228.
- Türk Psikolojik Danışma ve Rehberlik Derneği. (2024). *Okul psikolojik danışmanlığı kapasitesi raporu*. Türk PDR-DER.
- Türkiye İstatistik Kurumu. (2025). *Güvenlik birimine gelen veya getirilen çocuk istatistikleri*. TÜİK.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4–70. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41(3), 321–327. <https://doi.org/10.1007/BF02293557>
- Verlenden, J. V., Fodeman, A., Wilkins, N., Jones, S. E., Moore, S., Cornett, K., Sims, V., Saelee, R., & Brener, N. D. (2024). Mental health and suicide risk among high school students and protective factors—Youth Risk Behavior Survey, United States, 2023. *MMWR Supplements*, 73(4), 79–86. <https://doi.org/10.15585/mmwr.su7304a9>
- Wang, M.-T., & Eccles, J. S. (2012). Adolescent behavioral, emotional, and cognitive engagement trajectories in school and their differential relations to educational success. *Journal of Research on Adolescence*, 22(1), 31–39. <https://doi.org/10.1111/j.1532-7795.2011.00753.x>
- Xia, Y., & Yang, Y. (2019). RMSEA, CFI, and TLI in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods*, 51(1), 409–428. <https://doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2>
- Zwick, W. R., & Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99(3), 432–442. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.99.3.432>

Extended Abstract

Introduction

Connectedness refers to the totality of positive relationships and the sense of belonging an adolescent develops with the people, institutions, and activities in their social environment. Karcher (2003) conceptualized it as a multidimensional, context-bound process rather than a unidimensional construct. Substantial evidence indicates that connectedness plays a central role in adolescents' academic achievement, psychosocial adjustment, and protection from risk behaviors; large-scale data from recent literature show that school connectedness exerts a protective effect across indicators of depressive symptoms and suicidal ideation. Its multidimensional measurement is therefore critical for designing preventive interventions and informing youth development policy.

The Hemingway Measure of Adolescent Connectedness (HMAC; Karcher, 2003) assesses the adolescent's life world across ten subscales: connectedness to parents, siblings, teachers, peers at school, friends, neighborhood, school, the future self, the present self, and reading. The Turkish adaptation was conducted by Kurt (2017), who examined the internal consistency of the Turkish form (T-MAC) in a sample of 245 adolescents in grades 6–12. Kurt reported acceptable internal consistency for seven of the ten subscales, while connectedness to teachers, peers, and the future self fell below the .70 criterion. However, Kurt's study relied solely on Cronbach's alpha and Pearson correlations and did not employ confirmatory factor analysis (CFA) or examine measurement invariance. To date, no study in the Turkish literature has examined the structural validity of the HMAC through CFA. Building on Kurt's foundational work, the present study re-examined the psychometric properties of the T-MAC in a larger, developmentally more diverse sample (grades 5–12, $n = 851$), aiming to (a) test the ten-factor structure through CFA, (b) examine measurement invariance across gender and age groups, and (c) examine subscale reliability.

Method

The participants were 851 students (443 girls, 408 boys; $M_{age} = 14.21$, $SD = 2.22$) attending public schools in grades 5 through 12, selected through cluster sampling. The dataset was randomly split into two halves, stratified by gender and grade, to create independent samples and avoid capitalizing on chance. The first half ($n = 421$) was used for exploratory factor analysis (EFA) and the second ($n = 430$) for CFA, while measurement invariance and reliability estimates were computed on the full sample ($N = 851$).

EFA was conducted on a polychoric correlation matrix using principal axis factoring with promax rotation, as the data did not meet the normality assumption. The number of factors was evaluated through parallel analysis, the minimum average partial test, the eigenvalue-greater-than-one rule, and the Bayesian Information Criterion. CFA used the Weighted Least Squares Mean and Variance Adjusted (WLSMV) estimator, appropriate for ordinal data. Karcher's ten-factor first-order model and measurement invariance were tested in sequential configural, metric, and scalar models, using WLSMV for gender and robust maximum likelihood for age-group comparisons. Reliability was examined through Cronbach's alpha and McDonald's omega.

Findings

The data were suitable for factor analysis ($KMO = .895$; significant Bartlett's test), and the four retention criteria converged on a ten-factor solution. In the EFA, two items with communalities below .30 were removed. In the independent confirmation sample, the ten-factor first-order model demonstrated acceptable fit: $\chi^2(1385) = 2864.48$; $CFI = .911$; $TLI = .905$; $RMSEA = .050$ (90% CI [.047, .052]); $SRMR = .076$. By contrast, the single-factor baseline model showed poor fit ($CFI = .608$; $RMSEA = .103$; $SRMR = .134$). The substantial difference between the two models ($\Delta CFI = .303$) indicated that the ten subscales cannot be reduced to a single general construct and that the multidimensional structure is strongly supported.

The latent factor correlations revealed notably high associations among the academic-domain subscales, most prominently between connectedness to teachers and the future self ($r = .87$), teachers and school ($r = .80$), and school and the future self ($r = .79$). Full scalar invariance was established across gender, indicating that score comparisons between girls and boys are free of measurement bias. Across age groups, metric invariance was supported ($\Delta CFI = .006$), but full scalar invariance was not achieved ($\Delta CFI = .018$), indicating partial scalar invariance. McDonald's omega coefficients were systematically higher than Cronbach's alpha and fell within an acceptable range (.763–.907) for all ten subscales. Although three subscales yielded alpha values below .70, their omega coefficients remained acceptable, confirming Kurt's (2017) report of lower internal consistency while indicating that these subscales remain functional.

Discussion

The findings demonstrate that the ten-factor structure of the T-MAC is supported in a Turkish adolescent sample and that its multidimensional structure is markedly stronger than a single-factor baseline, consistent with adaptation studies in other cultural contexts. The high latent correlations among the academic-domain subscales, particularly between connectedness to teachers and the future self, suggest that these constructs are organized in a mutually reinforcing rather than clearly differentiated manner among Turkish adolescents. This pattern is interpretable in the context of Türkiye's centralized, examination-oriented education system, in which high-stakes transition examinations structurally intertwine adolescents' future aspirations with their school life and teacher relationships. Türkiye's collectivist cultural structure reinforces this pattern, as academic success is experienced not merely as an educational outcome but as a shared family project. The high latent correlations thus reflect a cultural-structural reality rather than a weakness of the instrument, implying that academic interventions in this context cannot be designed independently of the future-self construct.

The establishment of full scalar invariance across gender indicates that observed gender differences in connectedness reflect genuine structural differences rather than measurement bias. The finding of only partial scalar invariance across age groups, while metric invariance was supported, is theoretically meaningful: the structure and factor loadings remain stable across developmental stages, whereas the content of connectedness appears to shift with age. The T-MAC can therefore be applied across different developmental periods, but direct mean-score comparisons across age groups should be interpreted with caution, and latent-mean methods are preferable. Overall, the T-MAC emerges as a valid and reliable instrument for assessing the multidimensional structure of connectedness among Turkish adolescents.