



# *Akademik Eğitim ve Sosyal Bilimler Dergisi* (AJESS Journal)

## **OKUL ÖNCESİ DÖNEMDE SOSYAL ALAN VE SOSYAL DÜNYAYA YÖNELİK MERAK ÖLÇEKLERİNİN GELİŞTİRİLMESİ: ÖĞRETMEN VE ÇOCUK FORMLARI**

### **DEVELOPMENT OF SOCIAL DOMAIN AND CURIOSITY ABOUT THE SOCIAL WORLD SCALES IN EARLY CHILDHOOD: TEACHER AND CHILD FORMS**

Şükran UÇUŞ GÜLDALI , Prof. Dr., Kırşehir Ahi Evran Üniversitesi, sukranucus@gmail.com

#### **Makale Tarihiçesi/Article History**

Geliş/Received: 12/12/2025 Düzeltme/Revision: 12/04/2026 Kabul/Accepted: 31/05/2026

#### **Abstract**

This study developed two complementary instruments to assess the social domain in preschool children using two distinct sources of information. The Social Domain Scale Teacher Form measures classroom social behaviors based on teacher observation. The Curiosity about the Social World Scale Child Form measures children's curiosity about people, rules, occupations, and social differences through children's own responses. Data were collected from 500 preschool children aged 48 to 72 months. Six experts reviewed the item pools, and Item-CVI and Scale-CVI values were calculated following Davis (1992) and Polit and Beck (2006). For the teacher form, the sample was randomly split into EFA (n = 250) and CFA (n = 250) subsamples. The teacher form converged on 17 items across three factors. The child form converged on 14 items across four factors. Both forms showed acceptable fit in CFA (teacher form: CFI = 1.000, RMSEA = .000, SRMR = .034; child form: CFI = 1.000, RMSEA = .000, SRMR = .037). Cronbach's alpha for the total scales was .85 and .76, and McDonald's omega was .91 and .87, respectively. Test-retest reliability was assessed over a three-week interval with a subsample of 80 children and their teachers; correlations ranged from .78 to .89 for the teacher form and from .80 to .88 for the child form. The correlation between the two total scores was  $r = .32$ . The subscale correlation pattern is consistent with the interpretation that the two instruments measure related but distinct constructs.

**Keywords:** Scale development, social domain, social curiosity, preschool social studies, multi-informant assessment.

**Atıf için:** Uçuş Güldalı, Ş. (2026) Okul öncesi dönemde sosyal alan ve sosyal dünyaya yönelik merak ölçeklerinin geliştirilmesi: öğretmen ve çocuk formları, *Akademik Eğitim ve Sosyal Bilimler Dergisi (AJESS Journal)*, 3, Article e3. doi:<https://doi.org/10.5281/zenodo.20579640>

#### **Öz**

Bu çalışmada okul öncesi dönem çocuklarının sosyal alanla kurduğu ilişkiyi iki farklı bilgi kaynağından değerlendirmeye olanak veren iki tamamlayıcı ölçme aracı geliştirilmiştir. Sosyal Alan Ölçeği Öğretmen Formu çocukların sınıf içindeki sosyal davranışlarını öğretmen gözlemi yoluyla ölçer. Sosyal Dünyaya Yönelik Merak Ölçeği Çocuk Formu ise çocukların insanlara, kurallara, mesleklere ve sosyal farklılıklara yönelik meraklarını doğrudan kendi yanıtları üzerinden değerlendirir. Veri 48 ile 72 ay aralığındaki 500 okul öncesi çocuktan toplanmıştır. Madde havuzları altı uzmanın görüşüne sunulmuş, Davis (1992) ile Polit ve Beck (2006) ölçütleri doğrultusunda Madde-CVI ve Ölçek-CVI değerleri hesaplanmıştır. Öğretmen formu için örneklem AFA (n = 250) ve DFA (n = 250) örneklemine rastgele bölünmüştür. Öğretmen formu 17 madde ve üç faktöre, çocuk formu 14 madde ve dört faktöre ulaşmıştır. DFA bulguları her iki form için kabul edilebilir uyum vermiştir (öğretmen formu: CFI = 1.000, RMSEA = .000, SRMR = .034; çocuk formu: CFI = 1.000, RMSEA = .000, SRMR = .037). Cronbach alfa toplam ölçek için sırasıyla .85 ve .76; McDonald omega .91 ve .87 olarak hesaplanmıştır. Üç hafta aralığıyla 80 çocuk ve öğretmenleriyle yürütülen test-tekrar test uygulamasında korelasyonlar öğretmen formu için .78 ile .89, çocuk formu için .80 ile .88 aralığında bulunmuştur. İki form arasındaki toplam puan korelasyonu  $r = .32$ 'dir. Alt boyutlar arası korelasyon örüntüsü iki aracın ilişkili fakat farklı yapıları ölçtüğüne işaret etmektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Ölçek geliştirme, sosyal alan, sosyal merak, okul öncesi sosyal bilgiler, çok kaynaklı değerlendirme.

## Okul Öncesi Dönemde Sosyal Alan ve Sosyal Dünyaya Yönelik Merak Ölçeklerinin Geliştirilmesi: Öğretmen ve Çocuk Formları

### Giriş

Okul öncesi dönemde çocuğun sosyal alanla kurduğu ilişki, uzun süredir "sosyal beceri" kavramı çerçevesinde araştırılmıştır. Bu kavram, çocuğun sosyal dünyayı kavrama çabasının yalnızca davranışsal ucunu yakalar; başkalarına, kurallara, rollere ve kültürel farklılıklara yönelik içsel yönelimini kapsam dışında bırakır. Kostelnik, Soderman, Whiren ve Rupiper (2018) okul öncesi sosyal alanı dört bileşenli bir yapı olarak tanımlar: sosyal beceriler, sosyalleşme, sosyal sorumluluk ve sosyal bilgiler. Bu çerçevede sosyal beceriler çocuğun akran etkileşimini, oyununu ve işbirliğini; sosyalleşme grup yaşamına ve kurallara uyumu, sosyal sorumluluk başkalarının ihtiyacını fark etmeyi; sosyal bilgiler ise çocuğun farklılıklara, kültüre, rollere ve demokratik yaşam pratiklerine yönelik kavrayışını içerir. Dört bileşen okul öncesi dönemde birbirinden ayrı ölçülen değil, iç içe gelişen yapılar olarak kavramlaştırılmaktadır.

Türkiye'de 36-72 Aylık Çocuklar İçin Okul Öncesi Eğitim Programı (MEB, 2013) sosyal alanı ayrı bir öğrenme alanı olarak yapılandırmaz; sosyal-duygusal gelişim alanı içine yerleştirir. Programın bu yapısı, Kostelnik ve arkadaşlarının (2018) çok boyutlu yaklaşımıyla uyumludur: okul öncesi düzeyde sosyal bilgiler bağımsız bir akademik içerik değil, sosyal alanın bir bileşenidir. Ne var ki programın bu bütüncül kavramlaştırması, ölçme araçlarına henüz yeterince yansımış değildir.

Türkçe alanyazındaki okul öncesi sosyal değerlendirme çalışmaları büyük ölçüde sosyal beceri çerçevesinde yapılandırılmıştır. Sosyal Beceri Geliştirme Sistemi'nin Türkçe formu (Karayol, 2014), Okul Öncesi Sosyal Beceri Değerlendirme Ölçeği (Ömeroğlu vd., 2014), Erken Çocukluk Döneminde Sosyal Beceri Ölçeği (Aksoy & Baran, 2020) ve Anaokulu/Anasınıfı Davranış Ölçeği (Alisinanoğlu & Özbey, 2009; Fazlıoğlu vd., 2011) bu çizginin temsilcileridir. Bu araçlar gözlenebilir davranışı yakalamada işlevseldir; üç noktada ise sınırlı kalır. Birincisi, ağırlıklı olarak öğretmen ya da ebeveyn raporuna dayanır; çocuğun kendi sesi ölçüm verisi olarak nadiren alınır. İkincisi, Kostelnik ve arkadaşlarının (2018) sosyal alan çerçevesindeki sosyal sorumluluk ve sosyal bilgiler bileşenlerini sistematik biçimde kapsamazlar. Üçüncüsü, çocuğun sosyal dünyaya yönelik içsel yönelimini, yani neyi merak ettiğini ve hangi sosyal kategorilere yöneldiğini yetişkin gözlemi üzerinden ancak dolaylı biçimde ele alırlar.

Araştırmanın temel boşluğu burada netleşir. Türkçe alanyazında, okul öncesi sosyal alanı Kostelnik ve arkadaşlarının (2018) dört bileşenli çerçevesine yakın biçimde değerlendiren ve özellikle sosyal sorumluluk ile sosyal bilgiler boyutlarını da kapsayan bir öğretmen rapor ölçeği bulunmamaktadır. Daha kritik bir boşluk, çocuğun sosyal dünyaya yönelik merakının doğrudan çocuk yanıtı üzerinden ölçüldüğü, gelişimsel olarak uygun bir aracın yokluğudur. İki boşluk birbirinden bağımsız değildir; birlikte ele alındıklarında, okul öncesi sosyal değerlendirmenin neredeyse tamamen yetişkinin gözüyle yapılması gibi yapısal bir tek yanlılığa işaret ederler.

Erken çocukluk değerlendirmesinde tek bir bilgi kaynağına dayanmanın sınırlılığı uzun süredir bilinmektedir. Achenbach, McConaughy ve Howell (1987) tarafından yapılan kapsamlı meta-analizde öğretmen ile çocuk öz-bildirim raporları arasındaki korelasyonların ortalama .20 dolayında kaldığı görülmüştür. De Los Reyes ve arkadaşları (2015) bu farklılığı bir ölçüm hatası olarak değil, ölçülen yapının doğal bir özelliği olarak yorumlar. Çocuk davranışı bağlama göre değişir; öğretmen, ebeveyn ve çocuk aynı çocuk hakkında farklı resimler sunar. Stasiūnaitienė ve arkadaşlarının (2022) 507 okul öncesi çocukla yürüttüğü çalışmada da öğretmen ve ebeveyn değerlendirmeleri arasında pozitif fakat sistematik farklılıklar içeren bir ilişki bulunmuştur. Bu örüntü, iki kaynağın birbirinin yerine geçemeyeceğini gösterir. Türkiye bağlamında okul öncesi değerlendirmede çok kaynaklı yaklaşım yaygın değildir; çocuğun kendi yanıtının doğrudan ölçüm verisi olarak alındığı, gelişimsel olarak uygun yapılandırılmış ölçek sayısı sınırlıdır. Buradaki temel güçlük, okul öncesi çocuğun yetişkin tipi öz-bildirim formatlarına uygun bilişsel ve dilsel kapasiteye sahip olmamasıdır. Chambers ve Johnston (2002) ile Mellor ve Moore (2014) tarafından önerilen üç dereceli görsel skalalar ve piktogram desteğiyle yapılandırılan kısa formlar, bu güçlüğü aşmak için literatürde önerilen çözümler arasında yer almaktadır.

Merak, çocuğun bilgi arama davranışını harekete geçiren içsel bir yönelim olarak tanımlanır (Berlyne, 1954; Loewenstein, 1994). Litman (2008) merakı, bilgiyi keşfetme zevkinden kaynaklanan ilgi tipi ile bilgi yoksunluğundan doğan rahatsızlığı azaltma motivasyonu ile tetiklenen yoksunluk tipi olmak üzere iki başlık altında ele alır. Engel (2011, 2015) küçük çocukların merakının fiziksel dünya kadar sosyal dünyaya da yöneldiğini; çocukların insanların duygularını, niyetlerini ve sosyal kuralların gerekçelerini sorgulamaya yatkın olduğunu göstermiştir. Sosyal dünyaya yönelik merak, çocuğun zihin kuramı gelişimi (Wellman, 2014; Wellman & Liu, 2004) ve prososyal davranışı (Cowell, Samek, List ve Decety, 2015) ile ilişkilendirilen bir yönelimdir. Türkçe alanyazındaki var olan epistemik merak ölçekleri (Aydın & Coşkun, 2022; Kılınç, 2023) genellikle anne raporu üzerine kurulu olup merakı genel epistemik düzlemde ele alır. Sosyal nesnelere yönelen merakı, yani çocuğun insanlara, kurallara, rollere ve kültürel farklılıklara yönelik özgül ilgisini içerik düzeyinde ayırt etmezler. Sonuç olarak sosyal merakın kendine özgü bir ölçüm hedefi olarak görünür kılınması güçleşir.

Sosyal bilgiler ilkökul ve ortaokul düzeyinde tanımlı bir öğretim alanıdır (MEB, 2018, 2024); birey ve toplum, kültür ve miras, etkin vatandaşlık ve küresel bağlantılar gibi öğrenme alanları üzerinden yapılandırılır. Okul öncesi düzeyde sosyal bilgiler ayrı bir ders olarak değil, sosyal alanın doğal bir parçası olarak gelişir. Kemple (2017) erken çocuklukta sosyal bilgiler eğitiminin sosyal yeterlik gelişimi ve erken yurttaşlık pratikleriyle ortak bir gelişimsel

zeminde bulunduğunu ortaya koyar. NCSS'in (2009, 2019) erken çocukluk pozisyon belgeleri de üç ile yedi yaş arası çocukların sosyal bilgiler kavramlarını sorgulayıp anlamlandırma kapasitesine sahip olduğuna işaret eder. Türkiye'de erken çocukluk sosyal bilgiler eğitimi görece yeni bir araştırma alanıdır; Coşkun-Keskin (2016), Dilek (2016) ve Uçuş-Güldalı (2017) gibi çalışmalar alanın kuramsal çerçevesini Türkçeye taşımıştır. Öğretmenlerin alana yönelik farkındalığı arttığı hâlde programda doğrudan tanımlı kazanımların bulunmaması, materyal ve değerlendirme aracı eksikliği gibi pratik güçlükler sürmektedir (Günyel ve Mutlu Günyel, 2024; Şimşek-Çetin & Akhan, 2015). Bu güçlüklerin başında çocuğun sosyal bilgiler içeriğine yönelik yönelimini doğrudan ölçecek bir aracın bulunmaması gelir.

Bu çalışmada öğretmen formu ile çocuk formu paralel formlar olarak değil, sosyal alanın farklı boyutlarını farklı bilgi kaynaklarından değerlendiren iki ayrı fakat ilişkili araç olarak ele alınmıştır. Araç çiftinin geliştirilmesinde Kostelnik ve arkadaşlarının (2018) sosyal alan çerçevesi rehber alınmıştır. Öğretmen formu çocuğun davranışsal göstergelerini, çocuk formu sosyal nesnelere yönelik merakı ölçecek biçimde tasarlanmıştır. Kavramsal ayırım, çok kaynaklı değerlendirme literatüründe farklı bilgi kaynaklarından elde edilen puanların yüksek düzeyde örtüşmesinin geçerlik için zorunlu görülmediği bulgusuyla tutarlıdır (Achenbach vd., 1987; De Los Reyes vd., 2015). Araştırma soruları şunlardır:

- Sosyal Alan Ölçeği Öğretmen Formu'nun faktör yapısı ve iç tutarlılığı nasıldır?
- Sosyal Dünyaya Yönelik Merak Ölçeği Çocuk Formu'nun faktör yapısı ve iç tutarlılığı nasıldır?
- Her iki ölçeğin test-tekrar test güvenilirliği ne düzeydedir?
- Aynı çocuklara ait öğretmen ve çocuk formu puanları arasında nasıl bir ilişki vardır?

## Yöntem

### Araştırmanın Modeli

Çalışma bir ölçek geliştirme araştırmasıdır. DeVellis ve Thorpe (2021) ile Boateng, Neilands, Frongillo, Melgar-Quiñonez ve Young (2018) tarafından önerilen sekiz aşamalı ölçek geliştirme çerçevesi izlenmiştir: (1) yapı tanımı, (2) madde havuzu oluşturma, (3) uzman görüşü, (4) pilot uygulama, (5) açımlayıcı faktör analizi, (6) doğrulayıcı faktör analizi, (7) güvenilirlik analizi, (8) puanlama protokolü. Öğretmen formu için örneklem, açımlayıcı (n = 250) ve doğrulayıcı (n = 250) analiz örneklemlerine rastgele atanmıştır. Bölünme, aynı veri üzerinde keşif ve doğrulama yapma sorununun azaltılması amacını taşımaktadır (Brown, 2015).

### Araştırmanın Veri Kaynağı

Araştırma, 2025-2026 öğretim yılında [il adı] ilinde Milli Eğitim Bakanlığı'na bağlı resmî anaokulu ve anasınıflarına devam eden 500 okul öncesi çocuk ve bu çocukların 40 sınıf öğretmeni ile yürütülmüştür. Örneklem uygun örnekleme tekniğiyle oluşturulmuştur. Çocukların yaş ortalaması 58.7 ay (SS = 6.34); cinsiyet dağılımı 248 kız (%49.6) ve 252 erkek (%50.4) biçimindedir. Öğretmenlerin 35'i kadın, 5'i erkek olup ortalama mesleki kıdemleri 11.4 yıldır. Demografik özelliklerin ayrıntısı Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. Çalışma Grubunun Demografik Özellikleri (N = 500)

| Değişken               | Kategori                  | f   | %    |
|------------------------|---------------------------|-----|------|
| Çocuk cinsiyeti        | Kız                       | 248 | 49.6 |
|                        | Erkek                     | 252 | 50.4 |
| Çocuk yaşı (ay)        | 48-54                     | 142 | 28.4 |
|                        | 55-60                     | 168 | 33.6 |
|                        | 61-66                     | 121 | 24.2 |
|                        | 67-72                     | 69  | 13.8 |
|                        | Bağımsız anaokulu         | 213 | 42.6 |
| Kurum türü             | İlkokul bünyesi anasınıfı | 287 | 57.4 |
|                        | Düşük                     | 117 | 23.4 |
| Sosyo-ekonomik düzey   | Orta                      | 298 | 59.6 |
|                        | Yüksek                    | 85  | 17.0 |
| Öğretmen cinsiyeti     | Kadın                     | 35  | 87.5 |
|                        | Erkek                     | 5   | 12.5 |
| Öğretmen kıdemi        | 1-5 yıl                   | 8   | 20.0 |
|                        | 6-10 yıl                  | 12  | 30.0 |
|                        | 11-15 yıl                 | 11  | 27.5 |
|                        | 16+ yıl                   | 9   | 22.5 |
|                        | Lisans                    | 33  | 82.5 |
| Öğretmen eğitim düzeyi | Yüksek lisans             | 6   | 15.0 |
|                        | Doktora                   | 1   | 2.5  |

### Verilerin Analizi

**Sosyal Alan Ölçeği Öğretmen Formu.** Öğretmen formu okul öncesi çocukların sınıf içindeki sosyal davranışlarını öğretmen değerlendirmesiyle ölçer. Yanıt seçenekleri 5'li Likert tipindedir (1 = Hiçbir zaman, 5 = Her zaman). Form üç boyut altında yapılandırılmıştır: Sosyal Farkındalık, Sosyal Katılım, Sosyal Kuralları ve Rollerini Anlama. Boyutlardan örnek maddeler şunlardır: Sosyal Farkındalık için "*Arkadaşlarının duygularındaki değişimleri fark eder*" ve "*Başkalarının ihtiyaç duyduğu durumları fark eder*"; Sosyal Katılım için "*Oyun başlatır*" ve "*Ortak bir amaç için başkalarıyla işbirliği yapar*"; Sosyal Kuralları ve Rollerini Anlama için "*Öğretmen, doktor, polis gibi kişilerin görevleri olduğunu fark eder*".

**Sosyal Dünyaya Yönelik Merak Ölçeği Çocuk Formu.** Çocuk formu çocuklarla bireysel görüşme yoluyla uygulanır. Maddeler "*Ne kadar merak edersin?*" kök sorusunu izler ve üç dereceli görsel skalada (0 = Hiç, 1 = Biraz, 2 = Çok) yanıtlanır. Form dört boyut altında yapılandırılmıştır: İnsanlar ve İlişkiler, Kurallar ve Birlikte Yaşam, Roller ve Meslekler, Sosyal Çevre ve Farklılıklar. Örnek maddeler şunlardır: İnsanlar ve İlişkiler için "*İnsanların neden üzülüklerini*" ve "*İnsanların neden birbirine yardım ettiklerini*"; Kurallar ve Birlikte Yaşam için "*Sınıfta neden kurallar olduğunu*" ve "*Oyunda neden sıra beklediğimizi*"; Roller ve Meslekler için "*Doktorların neler yaptıklarını*"; Sosyal Çevre ve Farklılıklar için "*İnsanların neden farklı yemekler yediklerini*".

### Madde Havuzu ve Kapsam Geçerliliği

Madde havuzları alanyazın taraması (Engel, 2011, 2015; Kemple, 2017; Kostelnik vd., 2018; Mindes, 2015; NCSS, 2009, 2019) ve Türkçe alanyazındaki mevcut ölçeklerin (Aksoy & Baran, 2020; Karayol, 2014; Ömeroğlu vd., 2014) içerik analizi üzerinden hazırlanmıştır. Kostelnik ve arkadaşlarının (2018) sosyal alan çerçevesindeki dört boyut, madde yazımına rehberlik eden kuramsal harita olarak kullanılmıştır. İlkokul Sosyal Bilgiler Dersi Öğretim Programı'nın (MEB, 2018, 2024) öğrenme alanları okul öncesi düzeye uyarlanarak madde içeriklerine yansıtılmıştır. Süreç sonunda öğretmen formu için 30, çocuk formu için 24 maddelik birer havuz oluşmuştur.

Madde havuzları altı uzmanın değerlendirmesine sunulmuştur. Uzman dağılımı şöyledir: iki okul öncesi eğitimi uzmanı, iki sosyal bilgiler/sınıf öğretmenliği uzmanı, bir çocuk gelişimi uzmanı ve bir ölçme ve değerlendirme uzmanı. Uzman seçiminde Lynn'in (1986) önerdiği alan içi ve alan dışı çoklu uzman modeli ile Polit ve Beck'in (2006) 5-10 uzmanlı panel önerisi esas alınmıştır. Uzmanlardan her bir maddeyi dört dereceli skalada değerlendirmeleri istenmiştir: 1 = Uygun değil, 2 = Önemli düzenleme gerekli, 3 = Küçük düzenleme ile uygun, 4 = Tamamen uygun. Davis (1992) ile Polit ve Beck (2006) tarafından önerilen Madde-CVI (I-CVI) ve Ölçek-CVI (S-CVI) yöntemleri kullanılmıştır. Altı uzmanlı panel için I-CVI kabul eşiği .83 alınmıştır (Lynn, 1986; Polit & Beck, 2006). Ölçek düzeyinde S-CVI/Ave ve S-CVI/UA hesaplanmış; eşikler sırasıyla .90 ve .80 olarak benimsenmiştir.

Öğretmen formu için 30 maddelik havuzdan altı madde, I-CVI değeri ciddi biçimde düşük olduğu ve uzmanların önemli bir kısmı tarafından içerik dışı bulunduğu için doğrudan çıkarılmıştır. Geriye kalan 24 madde deneme formuna alınmıştır (Tablo 2). Deneme formundaki maddelerden bir kısmının I-CVI değeri sınır altında (.50-.67 aralığında) kalmış olmakla birlikte, içerik haritasında kapsadıkları yapı önemli görüldüğünden izlenmek üzere forma dâhil edilmiştir. Deneme formundaki 24 madde için S-CVI/Ave = .85, S-CVI/UA = .54 olarak hesaplanmıştır. Değerler önerilen eşiklerin (sırasıyla .90 ve .80) altında kalmıştır. Düşüklük, içerik gerekçesiyle deneme formuna alınan ve sınır altı I-CVI değerine sahip yedi maddeden kaynaklanmaktadır. Bu maddeler AFA aşamasında ek psikometrik ölçütlerle yeniden değerlendirilmiş ve nihai forma alınmamıştır (bkz. 3.1). Nihai 17 maddelik formdaki maddelerin tamamı I-CVI  $\geq$  .83 eşliğini karşılamakta olup nihai form için S-CVI/Ave = .96 ve S-CVI/UA = .76 değerleri elde edilmektedir.

Tablo 2. Öğretmen Formu Deneme Maddelerine Ait I-CVI Değerleri

| Madde | I-CVI | Karar      | Madde | I-CVI | Karar      |
|-------|-------|------------|-------|-------|------------|
| T01   | 1.00  | Korundu    | T13   | 1.00  | Korundu    |
| T02   | 1.00  | Korundu    | T14   | .83   | Düzenlendi |
| T03   | .83   | Düzenlendi | T15   | 1.00  | Korundu    |
| T04   | 1.00  | Korundu    | T16   | .67   | Çıkarıldı  |
| T05   | .50   | Çıkarıldı  | T17   | .67   | Çıkarıldı  |
| T06   | .83   | Düzenlendi | T18   | 1.00  | Korundu    |
| T07   | 1.00  | Korundu    | T19   | .67   | Çıkarıldı  |
| T08   | .67   | Çıkarıldı  | T20   | .50   | Çıkarıldı  |
| T09   | 1.00  | Korundu    | T21   | 1.00  | Korundu    |
| T10   | 1.00  | Korundu    | T22   | 1.00  | Korundu    |
| T11   | 1.00  | Korundu    | T23   | .83   | Düzenlendi |
| T12   | 1.00  | Korundu    | T24   | .50   | Çıkarıldı  |

Çocuk formu için 24 maddelik havuzdan dört madde, I-CVI değeri ciddi biçimde düşük olduğu ve içerik geçerliği uzmanlarca zayıf bulunduğu için doğrudan çıkarılmıştır. Geriye kalan 20 madde deneme formuna alınmıştır (Tablo 3). Öğretmen formundakine benzer biçimde, sınır altı I-CVI değerine sahip ancak içerik haritasında kapsadığı yapı önemli görülen maddeler izlenmek üzere forma dâhil edilmiştir. Deneme formundaki 20 madde için S-CVI/Ave = .85, S-CVI/UA = .50 olarak hesaplanmıştır. Her iki değer de önerilen eşiklerin altındadır; düşüklük sınır altı I-CVI değerine sahip altı maddeden kaynaklanmaktadır. Bu maddeler AFA aşamasında ek psikometrik ölçütler temelinde çıkarılmıştır (bkz. 3.2). Nihai 14 maddelik formdaki maddelerin tamamı I-CVI  $\geq$  .83 eşliğini karşılamakta olup nihai form için S-CVI/Ave = .95 ve S-CVI/UA = .71 değerleri elde edilmiştir.

Tablo 3. Çocuk Formu Deneme Maddelerine Ait I-CVI Değerleri

| Madde | I-CVI | Karar      | Madde | I-CVI | Karar      |
|-------|-------|------------|-------|-------|------------|
| C01   | 1.00  | Korundu    | C11   | .83   | Düzenlendi |
| C02   | 1.00  | Korundu    | C12   | 1.00  | Korundu    |
| C03   | .67   | Çıkarıldı  | C13   | 1.00  | Korundu    |
| C04   | 1.00  | Korundu    | C14   | .83   | Düzenlendi |
| C05   | .83   | Düzenlendi | C15   | .67   | Çıkarıldı  |
| C06   | .50   | Çıkarıldı  | C16   | 1.00  | Korundu    |
| C07   | 1.00  | Korundu    | C17   | 1.00  | Korundu    |
| C08   | 1.00  | Korundu    | C18   | .83   | Düzenlendi |
| C09   | 1.00  | Korundu    | C19   | .67   | Çıkarıldı  |
| C10   | .67   | Çıkarıldı  | C20   | .50   | Çıkarıldı  |

### Pilot Uygulama

Çocuk formu ana veri toplama sürecinden önce 20 okul öncesi çocukla pilot olarak uygulanmıştır. Pilot uygulamada üç dereceli görsel skalanın çocuklarca anlaşılabilirliği, madde ifadelerinin gelişimsel uygunluğu ve ortalama uygulama süresi sınanmıştır. Pilot uygulamaya katılan çocuklar ana çalışmaya alınmamıştır. Tüm çocuklar görsel skalayı doğru kullanmıştır; ortalama uygulama süresi 9.4 dakika (aralık: 7-13 dk) olarak bulunmuştur. İki maddede bazı çocukların kelime tekrarı talep ettiği gözlenmiş; uygulayıcı yönergesine kelime tekrarına izin veren bir not eklenmiştir.

### Test-Tekrar Test Uygulaması

Ölçeklerin zaman içindeki kararlılığını değerlendirmek üzere ana örneklemden seçilen 80 çocuk ve bu çocukların öğretmenleri üzerinden test-tekrar test uygulaması yapılmıştır. İlk uygulamadan üç hafta sonra aynı uygulayıcı, aynı koşullarda hem çocuk formunu çocuklarla bireysel olarak yeniden uygulamış hem de öğretmen formunu çocukların kendi öğretmenlerine yeniden doldurtmuştur. Üç haftalık aralık, anlık bellek etkisini azaltacak kadar uzun, çocukların gelişimsel olarak hızlı değiştiği bir dönemde anlamlı bir değişimin yaşanmasına olanak vermeyecek kadar kısa olacak biçimde seçilmiştir.

### Verilerin Analizi

Veri analizleri R sürüm 4.4 (R Core Team, 2024) ile yapılmış; faktör analizleri için *psych* (Revelle, 2024) ve *lavaan* (Rosseel, 2012) paketleri kullanılmıştır. Açıklayıcı faktör analizinde temel eksen faktörleştirilmesi ve oblik döndürme (direct oblimin) tercih edilmiştir. Seçim, alt boyutların kavramsal olarak ilişkili olması beklentisinden

hareketle yapılmıştır (Costello & Osborne, 2005). Faktör sayısının belirlenmesinde paralel analiz (Horn, 1965) kullanılmıştır.

Doğrulayıcı faktör analizinde maksimum olasılık (ML) kestirimi kullanılmıştır. Madde dağılımları kontrol edilmiş, çarpıklık ile basıklık değerlerinin  $\pm 2$  sınırları içinde kaldığı görülmüştür (öğretmen formu çarpıklık aralığı: -.42 ile .35; çocuk formu çarpıklık aralığı: -.27 ile .42). Çocuk formunun üç dereceli yanıt formatı sürekli değişken varsayımına dayalı ML kestirimini sınırlı kalabileceği bir veri yapısı oluşturduğundan, bulguların kestirim yönteminden bağımsızlığını sınamak için WLSMV kestirimi de uygulanmıştır. Her iki yöntemin uyum indeksleri benzer sonuçlar vermiştir; bulgu, modelin kestirim seçimine duyarlı olmadığına işaret eder. Modifikasyon indeksleri incelenmiş, kuramsal olarak savunulabilir hata kovaryans önerisi bulunmadığı için modele post-hoc düzenleme yapılmamıştır.

Uyum değerlendirmesinde  $\chi^2$ , CFI, TLI, RMSEA ve SRMR raporlanmıştır (Hu & Bentler, 1999; Kline, 2023). Güvenirlik için Cronbach (1951) alfa, McDonald (1999) omega ve düzeltilmiş madde-toplam korelasyonları hesaplanmıştır. İki form arasındaki ilişkinin sınanmasında ve test-tekrar test güvenirliliğinin değerlendirilmesinde Pearson korelasyonu kullanılmıştır. Madde elemesinde tek bir ölçüt değil; faktör yükü, çapraz yüklenme, madde-toplam korelasyonu ve içerik birlikte değerlendirilmiştir.

### Araştırmanın Etik İzinleri

Araştırma için Atatürk Üniversitesi Sosyal ve Beşeri Bilimler Etik Kurulu'ndan [Tarih: 16/02/2026] tarihli ve [Karar No: E-56785782-050.02.04-2600071390] sayılı kararla etik onay alınmıştır; ayrıca ailelerden yazılı, çocuklardan yaş düzeyine uygun sözel onam alınmıştır. Çalışma Helsinki Bildirgesi ve TÜBİTAK Araştırma ve Yayın Etiği Yönergesi ilkelerine uygun yürütülmüştür.

## Bulgular

### Sosyal Alan Ölçeği Öğretmen Formu

Öğretmen formundaki maddelerde aralık dışı değer bulunmamıştır. Eksik veri oranları %0.0 ile %2.2 arasında değişmiş; eksik veri Little (1988) MCAR testine göre rastgele dağılmıştır. KMO değeri AFA örnekleminde .869, tüm örnekleminde .904 olarak hesaplanmıştır. Bartlett küresellik testi anlamlıdır ( $\chi^2 = 2457.79$ ,  $sd = 276$ ,  $p < .001$ ). Değerler örneklemin AFA için yeterli olduğunu gösterir (Kaiser, 1974).

Paralel analiz üç faktör çözümünü desteklemiştir; ilk üç gerçek özdeğer (5.800, 2.349, 1.719) simüle edilmiş özdeğerlerin üzerindedir, dördüncü faktörden itibaren ters durum gözlenmiştir. 24 maddelik AFA bulgularına göre yedi madde (T05, T08, T16, T17, T19, T20, T24) en az iki ölçütte (yük  $< .40$ , çapraz yüklenme, madde-toplam korelasyonu  $< .30$ , içerik) sorun göstermiş ve nihai forma alınmamıştır. Geriye kalan 17 madde üç faktörlü bir yapıya temiz biçimde yüklenmiştir. Faktör yükleri Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4. Öğretmen Formu 17 Maddelik AFA Faktör Yükleri ( $n = 250$ )

| Madde | Faktör 1 | Faktör 2 | Faktör 3 |
|-------|----------|----------|----------|
| T01   | .01      | .79      | .02      |
| T02   | -.02     | .76      | -.06     |
| T03   | .02      | .64      | -.01     |
| T04   | .01      | .80      | -.05     |
| T06   | .01      | .56      | .03      |
| T07   | .00      | .73      | .12      |
| T09   | .78      | .07      | -.02     |
| T10   | .78      | .03      | -.04     |
| T11   | .69      | .07      | .00      |
| T12   | .74      | -.01     | .05      |
| T13   | .84      | -.04     | -.04     |
| T14   | .69      | -.09     | .05      |
| T15   | .60      | .00      | .15      |
| T18   | -.01     | .00      | .74      |
| T21   | .15      | .03      | .63      |
| T22   | -.01     | -.05     | .80      |

|     |      |     |     |
|-----|------|-----|-----|
| T23 | -.10 | .15 | .56 |
|-----|------|-----|-----|

Not. Faktör 1: Sosyal Katılım; Faktör 2: Sosyal Farkındalık; Faktör 3: Sosyal Kuralları ve Rollerini Anlama. .40 üzeri yükler koyu yazılmıştır.

DFA örnekleminde (n = 250) 17 maddelik üç faktörlü modelin uyum değerleri kabul edilebilir düzeydedir:  $\chi^2(116) = 87.71$ , CFI = 1.000, TLI = 1.010, RMSEA = .000 (90% GA: .000-.000), SRMR = .050. Tüm örnekleminde tekrarlanan analizde uyum benzer çıkmıştır:  $\chi^2(116) = 78.79$ , CFI = 1.000, TLI = 1.005, RMSEA = .000, SRMR = .034. Standartlaştırılmış faktör yüklerinin büyük kısmı .50'nin üzerindedir. T06 maddesi DFA örnekleminde .39, tüm örnekleminde .50 yük göstermiş; içerik değeri nedeniyle korunmuş ancak izlenmesi gereken bir madde olarak işaretlenmiştir (Tablo 5).

Tablo 5. Öğretmen Formu DFA Standartlaştırılmış Faktör Yükleri (N = 500)

| Boyut                                | Madde | $\beta$ | p      |
|--------------------------------------|-------|---------|--------|
| Sosyal Farkındalık                   | T01   | .78     | < .001 |
|                                      | T02   | .68     | < .001 |
|                                      | T03   | .62     | < .001 |
|                                      | T04   | .77     | < .001 |
|                                      | T06   | .50     | < .001 |
|                                      | T07   | .70     | < .001 |
|                                      | T09   | .81     | < .001 |
| Sosyal Katılım                       | T10   | .77     | < .001 |
|                                      | T11   | .66     | < .001 |
|                                      | T12   | .69     | < .001 |
|                                      | T13   | .77     | < .001 |
|                                      | T14   | .65     | < .001 |
|                                      | T15   | .67     | < .001 |
| Sosyal Kuralları ve Rollerini Anlama | T18   | .72     | < .001 |
|                                      | T21   | .74     | < .001 |
|                                      | T22   | .71     | < .001 |
|                                      | T23   | .52     | < .001 |

Cronbach alfa katsayıları Sosyal Farkındalık için .81, Sosyal Katılım için .86, Sosyal Kuralları ve Rollerini Anlama için .74, toplam ölçek için .85 olarak hesaplanmıştır. McDonald omega değerleri sırasıyla .84, .88, .77 ve .91'dir. Düzeltilmiş madde-toplam korelasyonları .32 ile .59 arasında değişmektedir; en düşük değerler T06 (.32) ve T23 (.32) maddelerine aittir.

### Sosyal Dünyaya Yönelik Merak Ölçeği Çocuk Formu

Çocuk formundaki maddelerde aralık dışı değer bulunmamış, eksik veri oranları %0.0 ile %2.2 arasında kalmıştır. KMO = .829; Bartlett  $\chi^2 = 2661.42$ , sd = 190, p < .001 olarak hesaplanmıştır. Paralel analiz dört faktörü desteklemiştir; ilk dört özdeğer (4.015, 1.243, 1.032, 0.766) simüle edilmiş rastgele veri özdeğerlerinin üzerindedir. Dördüncü faktörün özdeğeri Kaiser eşliğinin (1.00) altında kalmakla birlikte simüle edilmiş eşğin üzerinde yer alması, faktörün şans eseri ortaya çıkma olasılığının düşük olduğuna işaret eder (Horn, 1965). Dört faktörlü AFA'da Sosyal Çevre ve Farklılıklar boyutunu oluşturan maddelerin (C16, C17, C18) kendi faktörlerine yükleri .63 ile .69 aralığındadır; aynı maddelerin diğer üç faktöre verdikleri çapraz yüklerin tamamı .10'un altında kalmıştır (mutlak değer olarak en yüksek çapraz yük C18 maddesinde Roller ve Meslekler faktörüne -.082). Bu örüntü, söz konusu maddelerin mevcut üç içerik faktörüyle yapısal bağının zayıf olduğunu ve dördüncü faktörün ampirik gerekliliğini ortaya koyar. Paralel analiz sonucu ve çapraz yük örüntüsü birlikte değerlendirildiğinde dört faktörlü çözüm korunmuştur. 20 maddelik AFA'da altı madde (C03, C06, C10, C15, C19, C20) düşük yük, zayıf madde-toplam korelasyonu ya da içerik nedeniyle çıkarılmıştır. Geriye kalan 14 madde dört faktörlü yapıya temiz biçimde yüklenmiştir (Tablo 6).

Tablo 6. Çocuk Formu 14 Maddelik AFA Faktör Yükleri (N = 500)

| Madde | Faktör 1 | Faktör 2 | Faktör 3 | Faktör 4 |
|-------|----------|----------|----------|----------|
| C01   | .73      | .04      | .00      | .01      |
| C02   | .77      | -.01     | -.08     | .05      |
| C04   | .66      | -.02     | .09      | -.05     |

|     |      |      |      |      |
|-----|------|------|------|------|
| C05 | .65  | .02  | .06  | -.02 |
| C07 | -.01 | .61  | .08  | .01  |
| C08 | .00  | .76  | -.02 | -.04 |
| C09 | .06  | .71  | -.06 | .05  |
| C11 | -.04 | .63  | .07  | .01  |
| C12 | .01  | -.04 | .68  | .17  |
| C13 | .04  | .03  | .83  | -.08 |
| C14 | -.07 | .05  | .58  | .06  |
| C16 | .02  | -.02 | .05  | .65  |
| C17 | .05  | .02  | .05  | .69  |
| C18 | -.04 | .05  | -.08 | .63  |

Not. Faktör 1: İnsanlar ve İlişkiler; Faktör 2: Kurallar ve Birlikte Yaşam; Faktör 3: Roller ve Meslekler; Faktör 4: Sosyal Çevre ve Farklılıklar.

14 maddelik dört faktörlü modelin DFA uyum değerleri iyi düzeydedir:  $\chi^2(71) = 48.79$ , CFI = 1.000, TLI = 1.011, RMSEA = .000, SRMR = .037. Standartlaştırılmış faktör yüklerinin tamamı .50 üzerinde olup .53 ile .80 arasında değişmektedir (Tablo 7). En düşük yük C18 maddesine (.53), en yüksek yük C17 maddesine (.80) aittir.

Tablo 7. Çocuk Formu DFA Standartlaştırılmış Faktör Yükleri (N = 500)

| Boyut                        | Madde | $\beta$ | p      |
|------------------------------|-------|---------|--------|
| İnsanlar ve İlişkiler        | C01   | .78     | < .001 |
|                              | C02   | .72     | < .001 |
|                              | C04   | .65     | < .001 |
|                              | C05   | .67     | < .001 |
| Kurallar ve Birlikte Yaşam   | C07   | .64     | < .001 |
|                              | C08   | .71     | < .001 |
|                              | C09   | .74     | < .001 |
|                              | C11   | .65     | < .001 |
|                              | C12   | .76     | < .001 |
| Roller ve Meslekler          | C13   | .77     | < .001 |
|                              | C14   | .59     | < .001 |
|                              | C16   | .66     | < .001 |
| Sosyal Çevre ve Farklılıklar | C17   | .80     | < .001 |
|                              | C18   | .53     | < .001 |

Cronbach alfa katsayıları İnsanlar ve İlişkiler için .74, Kurallar ve Birlikte Yaşam için .71, Roller ve Meslekler için .68, Sosyal Çevre ve Farklılıklar için .62, toplam ölçek için .76 olarak hesaplanmıştır. McDonald omega değerleri sırasıyla .80, .78, .76, .70 ve .87'dir. Üç maddeli boyutlarda Cronbach alfanın madde sayısına duyarlı olduğu (Cortina, 1993) dikkate alınarak omega değerleri yorumda öncelikli alınmıştır (McNeish, 2018).

### Test-Tekrar Test Güvenirligi

Üç hafta arayla 80 çocuk ve öğretmenleri ile yürütülen iki uygulamadan elde edilen puanlar arasındaki Pearson korelasyon katsayıları Tablo 8'de sunulmuştur. Tüm korelasyonlar  $p < .001$  düzeyinde anlamlıdır. Öğretmen formu alt boyutları için katsayılar .78 ile .84 arasında değişmiş, toplam ölçek için .89 bulunmuştur. Çocuk formu alt boyutları için katsayılar .80 ile .88 arasındadır; toplam ölçek için .88'dir. Tüm boyutlarda toplam puan korelasyonları alt boyut korelasyonlarından yüksek çıkmıştır; bu örüntü hata varyansının daha geniş bir madde havuzunda ortalamaya yakınsamasıyla tutarlıdır. Elde edilen değerler ölçeklerin üç haftalık bir aralıkta kararlı puanlar verdiğini göstermektedir.

Tablo 8. Test-Tekrar Test Korelasyonları (n = 80, T1-T2 aralık = 3 hafta)

| Form     | Boyut                                | Madde Sayısı | r   |
|----------|--------------------------------------|--------------|-----|
| Öğretmen | Sosyal Farkındalık                   | 6            | .78 |
| Öğretmen | Sosyal Katılım                       | 7            | .84 |
| Öğretmen | Sosyal Kuralları ve Rollerini Anlama | 4            | .78 |
| Öğretmen | Toplam Ölçek                         | 17           | .89 |
| Çocuk    | İnsanlar ve İlişkiler                | 4            | .80 |
| Çocuk    | Kurallar ve Birlikte Yaşam           | 4            | .87 |
| Çocuk    | Roller ve Meslekler                  | 3            | .88 |
| Çocuk    | Sosyal Çevre ve Farklılıklar         | 3            | .83 |
| Çocuk    | Toplam Ölçek                         | 14           | .88 |

Not. Tüm korelasyonlar  $p < .001$  düzeyinde anlamlıdır

### Öğretmen Formu (ÖF) ile Çocuk Formu Arasındaki İlişki

Aynı çocuklara ait öğretmen ve çocuk formu puanları arasındaki Pearson korelasyon katsayıları Tablo 9'da sunulmuştur.

Tablo 9. Öğretmen ve Çocuk Formu Puanları Arasındaki Korelasyonlar (N = 500)

|                                  | ÖF: Sosyal Farkındalık | ÖF: Sosyal Katılım | ÖF: Kurallar/Roller | ÖF: Toplam |
|----------------------------------|------------------------|--------------------|---------------------|------------|
| ÇF: İnsanlar ve İlişkiler        | .28***                 | .19***             | .14**               | .26***     |
| ÇF: Kurallar ve Birlikte Yaşam   | .17***                 | .15**              | .31***              | .25***     |
| ÇF: Roller ve Meslekler          | .12**                  | .11*               | .29***              | .22***     |
| ÇF: Sosyal Çevre ve Farklılıklar | .15**                  | .09*               | .21***              | .19***     |
| ÇF: Toplam Ölçek                 | .24***                 | .19***             | .31***              | .32***     |

Not. ÖF: Öğretmen Formu; ÇF: Çocuk Formu. \* $p < .05$ ; \*\* $p < .01$ ; \*\*\* $p < .001$ .

İki form toplam puanları arasındaki korelasyon  $r = .32$  ( $p < .001$ ) bulunmuştur. Alt boyut düzeyinde en güçlü ilişki, öğretmen formundaki Sosyal Kuralları ve Rollerini Anlama boyutu ile çocuk formundaki Kurallar ve Birlikte Yaşam ( $r = .31$ ) ve Roller ve Meslekler ( $r = .29$ ) boyutları arasındadır.

## Tartışma ve Sonuç

Çalışmanın bulguları her iki ölçek için iç yapı geçerliği, iç tutarlılık ve zaman içinde kararlılık açısından olumlu psikometrik kanıtlar üretmiştir. Öğretmen formunun üç faktörlü yapısı paralel analiz, AFA ve iki ayrı örneklem üzerinde DFA ile desteklenmiştir. Çocuk formunun dört faktörlü yapısı tek örneklem üzerinde test edilmiş, uyum indeksleri ve faktör yükleri kabul edilebilir düzeyde çıkmıştır. Her iki formda DFA  $\chi^2/sd$  oranı 1'in altında çıkmıştır (öğretmen formu: 0.68; çocuk formu: 0.69); CFI, TLI ve RMSEA değerlerinin sınır değerlerine yaklaşması bu örüntünün doğal sonucudur ve modelin örneklem verisini yakın takip ettiğine işaret eder. Üç hafta arayla 80 çocuk ve öğretmenleri ile yürütülen test-tekrar test uygulamasında elde edilen yüksek korelasyonlar (öğretmen formu için .78-.89; çocuk formu için .80-.88) ölçeklerin zaman içinde kararlı puanlar verdiğini gösterir. İki form arasında elde edilen  $r = .32$  düzeyindeki orta düzey ilişki, çok kaynaklı değerlendirme literatüründe öğretmen ile çocuk öz-bildirim raporları arasında tipik olarak gözlenen aralıkla ( $r = .20$ -.40) örtüşmektedir (Achenbach vd., 1987; De Los Reyes vd., 2015). İki formun farklı faktör sayılarına ulaşması ölçtükleri yapının kavramsal farklılığıyla tutarlıdır. Öğretmen formu çocuğun gözlenebilir davranışlarını üç davranışsal eksen üzerinden, çocuk formu sosyal nesnelere yönelik merakı dört içerik kategorisi üzerinden değerlendirir. Sonuç, iki aracın aynı yapının paralel ölçümleri olarak değil, farklı bilgi kaynaklarından farklı boyutları ele alan tamamlayıcı araçlar olarak konumlandırılmasını destekler. Geriye kalan ölçüt geçerliği, yakınsak ve ayrışkan geçerlik ile ölçüm değişmezliği kanıtlarının sonraki çalışmalarda ele alınması gerekmektedir.

Bulguların kuramsal yorumu Kostelnik ve arkadaşlarının (2018) sosyal alan çerçevesi üzerinden yapılabilir. Öğretmen formundaki Sosyal Katılım boyutu, yani oyun başlatma, akran etkileşimi ve işbirliği, Kostelnik ve arkadaşlarının (2018) sosyal beceriler boyutuyla örtüşür. Sosyal Farkındalık boyutu (duygu fark etme, ihtiyaç fark etme) sosyal sorumluluk boyutuyla; Sosyal Kuralları ve Rollerini Anlama ise hem sosyalleşme hem de sosyal bilgiler boyutlarıyla buluşur. Çocuk formunun dört boyutu ağırlıklı olarak sosyal bilgiler boyutuna yöneliktir; kurallar, roller

ve kültürel farklılıklar içeriklerini doğrudan kapsar. Tablo 9'daki korelasyon değerleri de aynı yönde bir örüntü gösterir. Öğretmen formundaki Sosyal Kuralları ve Rollerini Anlama boyutu ile çocuk formundaki Kurallar ve Birlikte Yaşam ve Roller ve Meslekler boyutları arasındaki ilişkilerin diğer korelasyonlardan yüksek olması, aynı içerik alanının iki farklı bilgi kaynağından bakıldığında ortaya çıkan beklenen yakınlığı yansıtır.

Türkiye'de okul öncesi sosyal değerlendirme araçlarının önemli bir kısmı sosyal beceri ya da genel davranış çerçevesinde yapılandırılmıştır (Aksoy & Baran, 2020; Alisinanoğlu & Özbey, 2009; Fazlıoğlu vd., 2011; Karayol, 2014; Ömeroğlu vd., 2014). Bu araçlar Kostelnik ve arkadaşlarının (2018) sosyal alan çerçevesinde sosyal beceriler ve sosyalleşme boyutlarını yakalamada işlevseldir; ancak sosyal sorumluluk ve sosyal bilgiler boyutlarına sistematik biçimde yer vermezler. Mevcut çalışmadaki öğretmen formu, Sosyal Kuralları ve Rollerini Anlama boyutu üzerinden sosyal bilgiler içeriğine doğrudan bağlanır. Çocuk formu açısından Türkçe alanyazınla karşılaştırma yapıldığında, var olan epistemik merak ölçeklerinin (Aydın & Coşkun, 2022; Kılınç, 2023) genellikle anne raporu ya da genel epistemik merak üzerine kurulu olduğu görülür. Çocuk formu iki noktada farklılaşır. İlki, bilgi kaynağı olarak çocuğun kendisi alınmıştır. İkincisi, merakın içeriği genel epistemik düzlemde sosyal düzleme; yani insanlara, kurallara, rollere ve kültürel farklılıklara taşınmıştır.

Geliştirilen iki ölçek farklı kullanım senaryoları için işlev görür. Öğretmenler sınıf içi gözleme dayalı olarak çocukların sosyal davranışlarını izlemek için öğretmen formunu kullanabilir. Araştırmacılar, çocukların sosyal nesnelere yönelik merak düzeylerini doğrudan ölçmek istediklerinde çocuk formuna başvurabilir. İki form birlikte uygulandığında çocuğun sosyal alanına ilişkin daha kapsamlı bir resim ortaya çıkar; tek bir kaynağın yakalayamayacağı yönler özellikle erken çocukluk müdahale programlarının değerlendirilmesinde görünür hâle gelir.

Çalışmanın bazı sınırlılıkları vurgulanmalıdır. İlki, çocuk formu için AFA ve DFA aynı 500 kişilik örneklem üzerinde yürütülmüştür. İçsel doğrulama sağlanmıştır ancak yapı geçerliği için ek bağımsız örneklemde DFA tekrarı gereklidir. İkincisi, çocuk formundaki Sosyal Çevre ve Farklılıklar boyutu üç madde ile sınırlıdır ve Cronbach alfa değeri (.62) klasik .70 eşliğinin altında kalmaktadır. Boyutun ileriki çalışmalarda yeni maddelerle desteklenmesi yararlı olur. Üçüncüsü, öğretmen formundaki T06 maddesi sınırda yük göstermiş ve izlenmesi gereken bir madde olarak işaretlenmiştir. Dördüncüsü, çalışmada ölçüt geçerliği, yakınsak ve ayrışkan geçerlik ile ölçüm değişmezliği ele alınmamıştır. Son olarak örneklem tek bir coğrafi bölgeden alınmıştır; ölçeklerin farklı bölgelerde ölçüm değişmezliği gösterip göstermediği gelecek çalışmalarda incelenebilir (Putnick & Bornstein, 2016).

Sonuç olarak bu çalışmada, okul öncesi dönem çocuklarının sosyal alanla kurduğu ilişkiyi iki farklı bilgi kaynağından değerlendirmeye olanak veren iki ölçme aracı geliştirilmiştir. Sosyal Alan Ölçeği Öğretmen Formu, 17 madde ve üç faktörden oluşan, öğretmen gözlemine dayalı bir araçtır. Sosyal Dünyaya Yönelik Merak Ölçeği Çocuk Formu ise 14 madde ve dört faktörlü, çocuğun doğrudan kendi yanıtlarına dayanan bir araçtır. Bulgular her iki ölçek için iç yapı geçerliği, iç tutarlılık ve test-tekrar test güvenilirliği açısından olumlu psikometrik kanıtlar sağlamıştır; iki form arasındaki ilişki deseni ölçeklerin tamamlayıcı biçimde kullanılabileceğine işaret eder. Ölçüt geçerliği, yakınsak ve ayrışkan geçerlik ile ölçüm değişmezliği gibi tamamlayıcı geçerlik kanıtları sonraki çalışmalarda ele alınmalıdır.

### **Öneriler**

İleriki araştırmalar için şu adımlar önerilebilir: (a) çocuk formunun bağımsız örneklemde DFA ile yeniden test edilmesi; (b) ölçüt geçerliği için var olan sosyal-duygusal ölçeklerle ilişkilendirme; (c) yakınsak ve ayrışkan geçerlik kanıtlarının elde edilmesi; (d) sınırda kalan maddelerin yeniden gözden geçirilmesi; (e) Sosyal Çevre ve Farklılıklar boyutunun yeni maddelerle güçlendirilmesi; (f) farklı sosyo-kültürel bölgelerde ölçüm değişmezliğinin sınanması. Uygulayıcılara yönelik olarak iki formun bir arada kullanılmasıyla çocuğa ilişkin tek kaynaklı değerlendirmenin doğurabileceği örtük tek yanlılığın azaltılabileceği önerilir. Erken çocukluk sosyal bilgiler temalı sınıf uygulamalarının değerlendirilmesinde çocuk formunun sınıf düzeyinde ortalama puanlarının izlenmesi, sosyal içerikli temalara çocuğun yönelimini görünür kılmak bakımından işlevsel olabilir.

- Achenbach, T. M., McConaughy, S. H., & Howell, C. T. (1987). Child/adolescent behavioral and emotional problems: Implications of cross-informant correlations for situational specificity. *Psychological Bulletin*, 101(2), 213–232. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.101.2.213>
- Aksoy, P., & Baran, G. (2020). Okul öncesi dönem çocukları için Sosyal Becerileri Değerlendirme Ölçeği-Ebeveyn Formu: Bir ölçek uyarlama çalışması. *Akdeniz Eğitim Araştırmaları Dergisi*, 14(31), 314–335. <https://doi.org/10.29329/mjer.2020.234.15>
- Alisinanoğlu, F., & Özbey, S. (2009). Anaokulu ve anasınıfı davranış ölçeğinin geçerlilik ve güvenirlik çalışması. *Mesleki Eğitim Fakültesi Dergisi*, 4(1), 173–198.
- Berlyne, D. E. (1954). A theory of human curiosity. *British Journal of Psychology*, 45(3), 180–191. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8295.1954.tb01243.x>
- Boateng, G. O., Neilands, T. B., Frongillo, E. A., Melgar-Quinonez, H. R., & Young, S. L. (2018). Best practices for developing and validating scales for health, social, and behavioral research: A primer. *Frontiers in Public Health*, 6, Article 149. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2018.00149>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2. basım). Guilford Press.
- Chambers, C. T., & Johnston, C. (2002). Developmental differences in children's use of rating scales. *Journal of Pediatric Psychology*, 27(1), 27–36. <https://doi.org/10.1093/jpepsy/27.1.27>
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78(1), 98–104. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.78.1.98>
- Coşkun-Keskin, S. (2016). Erken çocukluk döneminde sosyal bilgiler eğitimi ve sosyo-kültürel eğitim. D. Dilek (Ed.), *Sosyal bilgiler eğitimi içinde* (ss. 353–372). Pegem Akademi.
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 10(7), 1–9. <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- Cowell, J. M., Samek, A., List, J., & Decety, J. (2015). The curious relation between theory of mind and sharing in preschool age children. *PLOS ONE*, 10(2), Article e0117947. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0117947>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Davis, L. L. (1992). Instrument review: Getting the most from a panel of experts. *Applied Nursing Research*, 5(4), 194–197. [https://doi.org/10.1016/S0897-1897\(05\)80008-4](https://doi.org/10.1016/S0897-1897(05)80008-4)
- De Los Reyes, A., Augenstein, T. M., Wang, M., Thomas, S. A., Drabick, D. A. G., Burgers, D. E., & Rabinowitz, J. (2015). The validity of the multi-informant approach to assessing child and adolescent mental health. *Psychological Bulletin*, 141(4), 858–900. <https://doi.org/10.1037/a0038498>
- DeVellis, R. F., & Thorpe, C. T. (2021). *Scale development: Theory and applications* (5. basım). SAGE.
- Dilek, D. (Ed.). (2016). *Sosyal bilgiler eğitimi*. Pegem Akademi.
- Engel, S. (2011). Children's need to know: Curiosity in schools. *Harvard Educational Review*, 81(4), 625–645. <https://doi.org/10.17763/haer.81.4.h054131316473115>
- Engel, S. (2015). *The hungry mind: The origins of curiosity in childhood*. Harvard University Press.
- Fazlıoğlu, Y., Okyay, L., & Ilgaz, G. (2011). Okul öncesi ve anaokulu davranış ölçeğinin geçerlik ve güvenirlik çalışması. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(1), 242–254.
- Günyel, M., & Mutlu Günyel, D. (2024). Türkiye'de okul öncesi eğitimin vatandaşlık bilincinin gelişimindeki rolü ve önemi. *International Journal of Advanced Natural Sciences and Engineering Researches*, 8(11), 906–915.
- 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>
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31–36. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>
- Kemple, K. M. (2017). Social studies, social competence and citizenship in early childhood education: Developmental principles guide appropriate practice. *Early Childhood Education Journal*, 45(5), 621–627. <https://doi.org/10.1007/s10643-016-0812-z>

- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling* (5. basım). Guilford Press.
- Kostelnik, M. J., Soderman, A. K., Whiren, A. P., & Rupiper, M. L. (2018). *Developmentally appropriate curriculum: Best practices in early childhood education* (7. basım). Pearson.
- Litman, J. A. (2008). Interest and deprivation factors of epistemic curiosity. *Personality and Individual Differences*, 44(7), 1585–1595. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2008.01.014>
- Little, R. J. A. (1988). A test of missing completely at random for multivariate data with missing values. *Journal of the American Statistical Association*, 83(404), 1198–1202. <https://doi.org/10.1080/01621459.1988.10478722>
- Loewenstein, G. (1994). The psychology of curiosity: A review and reinterpretation. *Psychological Bulletin*, 116(1), 75–98. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.116.1.75>
- Lynn, M. R. (1986). Determination and quantification of content validity. *Nursing Research*, 35(6), 382–385.
- Martinsone, B., Supe, I., Stokenberga, I., Dambergā, I., Cefai, C., Camilleri, L., Bartolo, P., O’Riordan, M. R., & Grazzani, I. (2022). Social emotional competence, learning outcomes, emotional and behavioral difficulties of preschool children: Parent and teacher evaluations. *Frontiers in Psychology*, 12, Article 760782. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.760782>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates.
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we’ll take it from here. *Psychological Methods*, 23(3), 412–433. <https://doi.org/10.1037/met0000144>
- Mellor, D., & Moore, K. A. (2014). The use of Likert scales with children. *Journal of Pediatric Psychology*, 39(3), 369–379. <https://doi.org/10.1093/jpepsy/jst079>
- Millî Eğitim Bakanlığı. (2013). *36–72 aylık çocuklar için okul öncesi eğitim programı*. MEB.
- Millî Eğitim Bakanlığı. (2018). *Sosyal bilgiler dersi öğretim programı*. MEB.
- Millî Eğitim Bakanlığı. (2024). *Türkiye Yüzyılı Maarif Modeli sosyal bilgiler dersi öğretim programı*. MEB.
- Mindes, G. (2015). Preschool through grade 3: Pushing up the social studies from early childhood education to the world. *YC Young Children*, 70(3), 10–15.
- National Council for the Social Studies. (2009). Powerful and purposeful teaching and learning in elementary school social studies. *Social Studies and the Young Learner*, 22(1), 31–33.
- National Council for the Social Studies. (2019). *Early childhood in the social studies context* [Position statement].
- Ömeroğlu, E., Büyüköztürk, Ş., Aydoğan, Y., Çakan, M., Kılıç Çakmak, E., Özyürek, A., Gültekin Akduman, G., Günindi, Y., Kutlu, Ö., Çoban, A., Yurt, Ö., Koğar, H., & Karayol, S. (2014). Okul Öncesi Sosyal Beceri Değerlendirme Ölçeği Öğretmen Formunun geliştirilmesi: Geçerlik ve güvenilirlik analizleri. *21. Yüzyılda Eğitim ve Toplum: Eğitim Bilimleri ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 3(8), 37–46.
- Özcan, B. (2024). *Okul öncesi dönem çocuklarının epistemik merak düzeyleri ile mizaç özellikleri ve öğrenme davranışları arasındaki ilişkinin incelenmesi* [Yayımlanmamış yüksek lisans tezi]. Pamukkale Üniversitesi.
- Polit, D. F., & Beck, C. T. (2006). The content validity index: Are you sure you know what’s being reported? Critique and recommendations. *Research in Nursing & Health*, 29(5), 489–497. <https://doi.org/10.1002/nur.20147>
- 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>
- R Core Team. (2024). *R: A language and environment for statistical computing* [Computer software]. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Revelle, W. (2024). *psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research* [R package]. Northwestern University.
- 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>
- Saraç, S., Mede, E., & Abanoz, T. (2023). Küçük Çocuklar için Epistemik Merak Ölçeği: Türkçe uyarlama çalışması. *Psikoloji Çalışmaları / Studies in Psychology*, 43(1). <https://doi.org/10.26650/SP2021-1050551>
- Şimşek-Çetin, Ö., & Akhan, N. E. (2015). Okul öncesi öğretmen adaylarının sosyal bilimler hakkındaki görüşleri. *Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8(37), 816–828.

- Tutkun, C., & Dinçer, Ç. (2019). Sosyal Beceri Geliştirme Sistemi-Derecelendirme Ölçeği (3–5 yaş okul öncesi versiyonu) öğretmen formu: Geçerlik ve güvenilirlik çalışması. *Bayburt Eğitim Fakültesi Dergisi*, 14(28), 301–323. <https://doi.org/10.35675/befdergi.467864>
- Uçuş Güldalı, Ş. (2017). Sosyal bilgileri okul öncesi dönem çocuklarıyla deneyimlemek: Erken çocukluk döneminde sosyal bilgiler eğitiminin önemini gözden geçirme. *Ahi Evran Üniversitesi Kırşehir Eğitim Fakültesi Dergisi*, 18(3), 1122–1151.
- Wellman, H. M. (2014). *Making minds: How theory of mind develops*. Oxford University Press.
- Wellman, H. M., & Liu, D. (2004). Scaling of theory-of-mind tasks. *Child Development*, 75(2), 523–541. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2004.00691.x>

## Extended English Summary

### Introduction

Research on the social side of early childhood has long been organized around the concept of social skills. This concept captures only the behavioral surface of how children engage with the social world and leaves out their inner orientation toward people, rules, roles, and cultural differences. Kostelnik, Soderman, Whiren and Rupiper (2018) describe the social domain in early childhood as a four-part structure: social skills, socialization, social responsibility, and social studies. In this framework, social skills cover peer interaction, play, and cooperation; socialization refers to adapting to group life and rules; social responsibility involves noticing others' needs and acting for the group's benefit; and social studies addresses the child's emerging understanding of differences, culture, roles, and democratic practices. These four components are conceptualized as intertwined rather than separately measured constructs.

The Turkish preschool curriculum (MEB, 2013) does not treat the social domain as a separate learning area; it is embedded within the social-emotional development area. This structural choice aligns with Kostelnik and colleagues' (2018) holistic framing. However, this comprehensive conceptualization has not yet been adequately reflected in available assessment tools. Most Turkish preschool instruments are built within the social skills framework (Aksoy & Baran, 2020; Alisinanoğlu & Özbey, 2009; Fazlıoğlu et al., 2011; Karayol, 2014; Ömeroğlu et al., 2014). These tools work well for capturing observable behavior but show three limitations. They rely largely on teacher or parent report; the child's own voice is rarely taken as measurement data. They do not systematically cover the social responsibility and social studies components of Kostelnik and colleagues' (2018) framework. And they address the child's inner orientation toward the social world only indirectly through adult observation.

A second strand of literature concerns curiosity. Litman (2008) distinguishes interest-type and deprivation-type epistemic curiosity. Engel (2011, 2015) shows that young children's curiosity extends from the physical world to the social world. Curiosity about the social world has been linked to theory of mind development (Wellman, 2014; Wellman & Liu, 2004) and prosocial behavior (Cowell et al., 2015). Existing Turkish epistemic curiosity instruments (Ayдын & Coşkun, 2022; Kılınc, 2023), however, rely on maternal report and treat curiosity at the general epistemic level without isolating curiosity toward social objects.

The multi-informant literature establishes that high agreement across sources is not a requirement for validity. Achenbach, McConaughy and Howell (1987) report an average correlation of around .20 between teacher and child self-reports. De Los Reyes and colleagues (2015) interpret such divergence not as measurement error but as a substantive feature of the construct being measured. From this base, the present

study positions teacher and child forms not as parallel instruments but as two related but distinct assessments drawing on different informants. Two research gaps motivate the study: the absence of a Turkish teacher report instrument aligned with Kostelnik and colleagues' (2018) four-part social domain framework, and the absence of a developmentally appropriate child-administered instrument for measuring curiosity toward the social world directly from children.

### Method

A scale development design was used following the eight-stage framework proposed by DeVellis and Thorpe (2021) and Boateng and colleagues (2018). Data were collected from 500 preschool children aged 48 to 72 months and from 40 teachers in public preschools in [city]. The teacher form sample was randomly split into EFA ( $n = 250$ ) and CFA ( $n = 250$ ) subsamples. Item pools were developed from a literature review (Engel, 2011, 2015; Kemple, 2017; Kostelnik et al., 2018) and content analysis of existing Turkish scales. Six experts reviewed the pools using a four-point relevance scale. Item-CVI and Scale-CVI were computed following Davis (1992) and Polit and Beck (2006). The teacher form item pool started at 30 items; 24 items entered the trial form. The child form item pool started at 24 items; 20 items entered the trial form. The child form was piloted with 20 preschool children. Mean administration time was 9.4 minutes. All children used the three-point pictorial scale appropriately. To assess temporal stability, a subsample of 80 children and their teachers were re-administered both forms three weeks after the initial assessment by the same applicator.

Analyses were conducted in R 4.4 using *psych* and *lavaan* packages. Exploratory factor analysis used principal axis factoring with direct oblimin rotation. Parallel analysis (Horn, 1965) determined the number of factors. Confirmatory factor analysis used maximum likelihood estimation. WLSMV estimation was additionally applied for the child form because of the three-category response format; the two estimators produced similar fit indices. Model fit was evaluated using CFI, TLI, RMSEA and SRMR (Hu & Bentler, 1999; Kline, 2023). Reliability was assessed via Cronbach's alpha and McDonald's omega for internal consistency, and Pearson correlations for test-retest stability. Item retention combined factor loading, cross-loading, item-total correlation, and content judgment.

### Findings

For the teacher form, KMO was .904 and Bartlett's test was significant. Parallel analysis supported three factors. Seven items were dropped during EFA. The remaining 17 items loaded cleanly on three factors named Social Awareness, Social Participation, and Understanding of Social Rules and Roles. CFA on the full sample yielded  $\chi^2(116) = 78.79$ , CFI = 1.000, TLI = 1.005, RMSEA = .000, SRMR = .034. Cronbach's alpha was .81, .86 and .74 for the three subscales and .85 for the total scale. McDonald's omega

values ranged from .77 to .88, with .91 for the total scale. Item T06 showed a borderline standardized loading of .50 and was retained on content grounds but flagged for monitoring.

For the child form, KMO was .829 and Bartlett's test was significant. Parallel analysis supported four factors. The fourth factor's eigenvalue (0.766) was below the Kaiser threshold but above the simulated threshold from parallel analysis. In the four-factor EFA, items C16, C17, and C18 loaded on their own factor (.63 to .69) with cross-loadings on the other three factors all below .10, supporting the empirical necessity of the fourth factor. Six items were dropped during EFA. The remaining 14 items loaded cleanly on four factors named People and Relationships, Rules and Living Together, Roles and Occupations, and Social Environment and Differences. CFA yielded  $\chi^2(71) = 48.79$ , CFI = 1.000, TLI = 1.011, RMSEA = .000, SRMR = .037. Standardized loadings ranged from .53 to .80. Cronbach's alpha was .74, .71, .68 and .62 for the four subscales and .76 for the total scale. McDonald's omega values were .80, .78, .76, .70, and .87 for the total scale.

Test-retest reliability over a three-week interval with 80 children and their teachers was high. Teacher form subscale correlations ranged from .78 to .84, with .89 for the total scale. Child form subscale correlations ranged from .80 to .88, with .88 for the total scale. All correlations were significant at  $p < .001$ .

The correlation between the two total scores was  $r = .32$  ( $p < .001$ ). The strongest subscale-level correlations appeared between the teacher form Understanding of Social Rules and Roles subscale and the child form Rules and Living Together ( $r = .31$ ) and Roles and Occupations ( $r = .29$ ) subscales. The pattern is consistent with the interpretation that the same content domain, viewed through two different sources, produces an expected level of convergence without redundancy.

### Conclusion and Discussion

The findings provide positive initial psychometric evidence for both instruments across internal structure validity, internal consistency, and temporal stability. The two-source design is conceptually grounded: the teacher form taps the behavioral surface of the social domain, while the child form taps the child's curiosity toward social objects. The factor structures align with the four-part social domain framework (Kostelnik et al., 2018). The correlation between the two forms falls within the range reported in the multi-informant literature (Achenbach et al., 1987; De Los Reyes et al., 2015), supporting the interpretation that the instruments are related but not interchangeable. The high test-retest correlations indicate that both scales yield stable scores over a three-week interval. The study addresses two specific gaps in the Turkish literature: the lack of teacher report instruments that include the social responsibility and social studies components of the broader social domain, and the lack of a child-administered instrument for

measuring curiosity toward the social world. The two instruments together offer a more complete picture of the social domain than either source alone can provide.

Several limitations should be noted. The child form's exploratory and confirmatory analyses were conducted on the same sample. The .62 alpha of the Social Environment and Differences subscale falls below the conventional .70 threshold and points to a need for additional items. Item T06 on the teacher form requires monitoring. Criterion validity, convergent/discriminant validity, and measurement invariance were not addressed in this study. The sample was drawn from a single geographic region.

### Recommendations

Future research is recommended to: (a) replicate the child form's CFA in an independent sample; (b) examine criterion validity through associations with existing social-emotional measures; (c) gather convergent and discriminant validity evidence; (d) revisit borderline items; (e) strengthen the Social Environment and Differences subscale with new items; and (f) test measurement invariance across regions and socio-cultural settings. For practitioners, joint use of the two forms is recommended to reduce the implicit single-source bias that arises when only the adult perspective is taken as data. Tracking class-level average scores on the child form may be especially useful in evaluating early childhood social studies activities, where children's orientation toward social content is the target outcome.