



HACETTEPE ÜNİVERSİTESİ
EĞİTİM BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

Eğitim Bilimleri Ana Bilim Dalı
Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Programı

TIMSS 2015 TÜRKİYE ÖRNEKLEMİNDE ERKEN MATEMATİK AKTİVİTELERİ
MODELİNİN BÖLGELERE VE CİNSİYETE GÖRE İNCELENMESİ

Semih KARASU

Yüksek Lisans Tezi

Ankara, 2020

Liderlik, arařtırma, inovasyon, kaliteli eęitim ve deęişim ile

Daha ileriye... En İyiyeye...



HACETTEPE ÜNİVERSİTESİ
EĞİTİM BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

Eğitim Bilimleri Ana Bilim Dalı
Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Programı

TIMSS 2015 TÜRKİYE ÖRNEKLEMİNDE ERKEN MATEMATİK AKTİVİTELERİ
MODELİNİN BÖLGELERE VE CİNSİYETE GÖRE İNCELENMESİ

THE INVESTIGATION OF THE EARLY MATH ACTIVITIES MODEL ACCORDING
TO THE REGIONS AND GENDER IN TIMSS 2015 TURKEY SAMPLE

Semih KARASU

Yüksek Lisans Tezi

Ankara, 2020

Öz

Araştırmanın amacı, TIMSS 2015 araştırmasında bulunan ve 4. sınıf öğrencilerinin velilerine uygulanan ev anketi kullanılarak oluşturulan erken matematik aktiviteleri modelinin cinsiyete ve bölgelere göre ölçme değişmezliğinin incelenmesidir. Ölçme değişmezliği gruplar arasında ölçek ve madde düzeyinde incelenmiştir. Araştırmanın örneklemini TIMSS 2015 araştırmasına katılan 6456 dördüncü sınıf öğrencisi oluşturmaktadır. Milli Eğitim Bakanlığı Ölçme, Değerlendirme ve Sınav Hizmetleri Genel Müdürlüğünden alınan veriler kullanılmıştır. Verilerin analizinde SPSS 23.0, Lisrel 8.0 ve Latent Gold 5.1 yazılımlarından faydalanılmıştır. Araştırma kapsamında, ilk erken matematik aktiviteleri ile ilgili maddelere açımlayıcı faktör analizi ve doğrulayıcı faktör analizi ile ilgili model oluşturulmuştur. Bir sonraki aşamada ise öncelikle örtük sınıf analizi ile uygun sınıf sayısı belirlenmiştir. Bu aşamanın devamında erken matematik aktiviteleri modelinde çoklu-grup örtük sınıf analizi yöntemi ile bölgelere ve cinsiyete göre ölçme değişmezliği incelenmiştir. Araştırma sonucuna göre, bilgi kriterlerinden BIC ve CAIC'a göre üç örtük sınıflı modelin en uygun model olduğuna karar verilmiştir. Bölgelere ve cinsiyete göre ölçme değişmezliği incelendiğinde iki ayrı analizde de BIC ve CAIC değerlerine göre en uygun model olarak üç örtük sınıflı homojen model seçilmiştir. Madde düzeyinde yapılan incelemelerde ise homojen model karşılaştırılmalı model olarak alındığında, maddelerdeki tüm bilgi kriterleri değerlerinde homojen modelin daha uygun olduğu gözlenmiştir. Homojen modelin kabulünden sonra, erken matematik aktiviteleri modelinin bölgelere ve cinsiyete göre ölçek ve madde düzeyinde değişmez olduğu sonucuna varılmıştır.

Anahtar sözcükler: timss, erken matematik becerileri, ölçme değişmezliği, örtük sınıf analizi, çoklu grup örtük sınıf analizi

Abstract

The purpose of the study is to investigate the measurement invariance of the early mathematical activities model, which was used in the TIMSS 2015 study and which was created using the home questionnaire applied to the parents of 4th grade students, by gender and regions. Measurement invariance was investigated at scale and item level among groups. The sample of the study consists of 6456 fourth grade students who participated in TIMSS 2015 research. The data obtained from the Ministry of National Education General Directorate of Measurement, Evaluation and Examination Services were used. SPSS 23.0, Lisrel 8.0 and Latent Gold 5.1 software were used in the analysis of the data. Within the extent of the research, a model for exploratory factor analysis and confirmatory factor analysis was formed for the items related to the early mathematical activities. In the following phase, the number of suitable classes was determined by latent class analysis. Continuously, the measurement invariance by regions and gender was investigated by the multi-group latent class analysis method to the early mathematical activities model. As stated the results of the research, it was decided that the three latent class models are the most suitable model according to the information criteria BIC and CAIC. When the measurement invariance is examined according to regions and gender, three latent class homogeneous models were selected as the most appropriate model according to BIC and CAIC values in both separate analyzes. In the examinations made at the item level, when the homogeneous model is taken as a comparative model, it is observed that the homogeneous model is more suitable in all the information criteria values in the items. After the acceptance of the homogeneous model, it was concluded that the model of early math activities is invariable at scale and item level according to regions and gender.

Keywords: timss, early mathematics skills, measurement invariance, latent class analysis, multi - group latent class analysis

Teşekkür

Yüksek lisans eğitimimde ve tez çalışmamı yürüttüğüm süre boyunca yol göstericiliği, bilgisi ve yapıcı eleştirilerinden faydalandığım danışmanım Prof. Dr. Hülya KELECİOĞLU'na,

Tez savunma jürimde önerileriyle çalışmaya katkı sağlayan değerli hocalarım Doç. Dr. Burcu ATAR ve Doç. Dr. Melek Gülşah ŞAHİN'e,

Kendilerinden ders alma fırsatı bulduğum ve akademik katkı sağlayan Hacettepe Üniversitesi Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Bilim Dalındaki değerli Prof. Dr. Selahattin GELBAL, Prof. Dr. Duygu ANIL, Dr. Öğretim Üyesi Derya ÇOBANOĞLU AKTAN hocalarıma,

Çalışma ile ilgili sorularımı yanıtlayan ve yardımını esirgemeyen Doç. Dr. Duygu GÜNGÖR CULHA'ya,

Analizde kullanılan verilerin paylaşımı sebebiyle Millî Eğitim Bakanlığı Ölçme Değerlendirme Sınav Hizmetleri Genel Müdürlüğü Veri İzleme ve Değerlendirme Daire Başkanlığına,

Hayatımdaki her noktada yanımda olan annem, babam ve ablama,

teşekkür ederim.

İçindekiler

Öz.....	ii
Abstract	iii
Teşekkür.....	iv
Tablolar Dizini.....	vii
Şekiller Dizini.....	viii
Simgeler ve Kısaltmalar Dizini.....	ix
Bölüm 1 Giriş.....	1
Problem Durumu	1
Araştırmanın Amacı ve Önemi	4
Araştırma Problemi	7
Sayıtlar	7
Sınırlılıklar	7
Bölüm 2 Araştırmanın Kuramsal Temeli ve İlgili Araştırmalar.....	8
Matematik Başarısını Etkileyen Faktörler	8
Ölçme Değişmezliği	10
Çoklu-Grup Örtük Sınıf Analizi	13
Örtük Sınıf Analizi ile Ölçme Değişmezliğinin Test Edilmesi	16
İlgili Araştırmalar	20
Bölüm 3 Yöntem.....	25
Araştırmanın Evreni ve Örneklemi	25
Veri Toplama Süreci.....	27
Veri Toplama Araçları	28
Verilerin Analizi	28
Bölüm 4 Bulgular ve Yorumlar.....	40
Araştırmanın 1. Alt Problemine Yönelik Bulgular	40
Araştırmanın 2. Alt Problemine Yönelik Bulgular	44

Araştırmanın 3. Alt Problemine Yönelik Bulgular	51
Bölüm 5 Sonuç, Tartışma ve Öneriler	57
Sonuçlar	57
Öneriler	60
Kaynaklar	61
EK-A: Veri Analizi İçin Kullanılan Latent Gold Sentaksları	69
EK-B: Veri Talebi Cevap Yazısı.....	72
EK-C: Etik Komisyon Onay Bildirimi	73
EK-Ç: Etik Beyanı.....	74
EK-D: Yüksek Lisans/Doktora Tez Çalışması Orijinallik Raporu	74
EK-E: Thesis/Dissertation Originality Report.....	76
EK-F: Yayımlama ve Fikrî Mülkiyet Hakları Beyanı	77

Tablolar Dizini

Tablo 1 <i>Bölgelere Göre TIMSS 2015'e Katılan 4. sınıf Okul ve Öğrenci Frekansı</i>	26
Tablo 2 <i>Modele Ait Gözlenen ve Gizil Değişkenler</i>	28
Tablo 3 <i>Değişkenler Arası İkili Korelasyon Değerleri</i>	32
Tablo 4 <i>Değişkenlerin Tolerans ve Varyans Şişkinlik Faktörleri Değerleri</i>	33
Tablo 5 <i>Maddelere Ait Faktör Yükleri</i>	35
Tablo 6 <i>Uyum İyiliği Ölçütleri ve Model Değerleri</i>	37
Tablo 7 <i>İki Değişkenli Artık (Bivariate Residual) İstatistikleri</i>	39
Tablo 8 <i>1-5 Örtük Sınıflı Modellerin Bilgi Kriteri Değerleri</i>	40
Tablo 9 <i>Üç Örtük Sınıflı Modele Ait Koşullu Olasılıklar</i>	41
Tablo 10 <i>Üç Sınıflı Çoklu-Grup Örtük Sınıf Analizi (Ölçek, Madde Düzeyinde)</i>	45
Tablo 11 <i>Homojen Modelin Maddelere Göre Parametre Tahminleri (Koşullu Olasılıklar)</i>	47
Tablo 12 <i>Homojen Modelin Bölgelere Göre Parametre Tahminleri (Örtük Sınıf Olasılıkları)</i>	50
Tablo 13 <i>Üç Örtük Sınıflı Çoklu-Grup Örtük Sınıf Analizi (Ölçek, Madde Düzeyinde)</i>	52
Tablo 14 <i>Cinsiyetlere Göre Maddelerin Örtük Sınıf Olasılıkları</i>	54
Tablo 15 <i>Cinsiyetlere Göre Örtük Sınıf Olasılıkları</i>	56

Şekiller Dizini

Şekil 1. ÖSA ile ölçme değışmezliđi seviyelerinin modelleri.	16
Şekil 2. Erken matematik aktiviteleri modeli yol diyagramı (Standartlaştırılmış Katsayılar).	36
Şekil 3. Erken matematik aktivitelerine ait örtük sınıf olasılıkları.	44

Simgeler ve Kısaltmalar Dizini

ABİDE: Akademik Becerilerin İzlenmesi ve Değerlendirilmesi

AIC: Akaike Information Criteria

BIC: Bayesian Information Criteria

ÇGDFA: Çoklu-Grup Doğrulayıcı Faktör Analizi

ÇGÖSA: Çoklu-Grup Örtük Sınıf Analizi

DFA: Doğrulayıcı Faktör Analizi

DMF: Değişen Madde Fonksiyonu

DTF: Değişen Test Fonksiyonu

IEA: International Association for the Evaluation of Educational Achievement

MTK: Madde Tepki Kuramı

OECD: Organization for Economic Cooperation and Development

ÖSA: Örtük Sınıf Analizi

ÖSFA: Örtük Sınıf Faktör Analizi

PISA: Program for International Student Assessment

TIMSS: Trends International Mathematics and Science Study

YEM: Yapısal Eşitlik Modeli

Bölüm 1

Giriş

Bu bölümde problem durumu, çalışmanın amacı ve önemi, araştırma problemi, alt problemler ve sınırlılıklar yer almaktadır.

Problem Durumu

Günümüzde teknolojiyle birlikte iletişimin artması ve hızlı değişim sebebiyle eğitimin önemi daha da artmıştır. Bu bağlamda küresel olarak yaşanan rekabet ve hızlı gelişim sonrasında, mevcut tüm eğitim paydaşlarının da amaç ve hedeflerini geçmişe göre değiştirip geliştirmesi ve çağın gerekliliklerini yerine getirme mecburiyeti doğmuştur. Kalkınmada eğitimin öneminin farkında olan devletler, nitelikli bireyler yetiştirme ve bu bireyleri eğitsel, sosyal, duygusal olarak geleceğe hazırlamak için çeşitli politikalar üretip, var olan politikalarında da değişime gitmişlerdir. Buna göre problem çözme, öz-değerlendirme, öz-yönetim, iletişim gibi bilişsel ve duyuşsal beceriler son dönemde ön plana çıkmıştır ve eğitimle kazandırılmasının önemli olduğu vurgulanmaktadır (Yalçın, 2018).

Teknoloji sayesinde iletişim, medya araçları ve bilimsel kaynaklara ulaşımın ve müdahale etmenin kolaylaşmasıyla birlikte ülkeler ulusal ve uluslararası düzeyde akademik olarak ne durumda olduklarını görebilmektedirler (MEB, 2016). Bütün bunlar düşünüldüğünde, etkilediği tüm değişkenler de dâhil olmak üzere eğitimde kararları etkileyen müdahalelerin yapılmasında akademik başarı ön plana çıkmıştır. Bu akademik başarının sağlanması, ülkenin öğretim programlarının hedefleri, aile ve öğretmenlerin beklentisi, çağın getirileri açısından daha da önem kazandığından, bu bağlamda okuma becerileri, fen bilimleri okur-yazarlığı ve matematik okur-yazarlığına verilecek önemle oldukça paraleldir (IEA, 2017). Bu beceriler genel olarak problem çözme, analitik düşünme, bilgilerini gerçek yaşamla ilişkilendirme, topluma katkı sağlama gibi durumları yaratan nitelikte birey yetiştirmeye katkı sağlamaktadır (Yalçın, 2018).

Eğitim politikalarının ve eğitime yapılan yatırımların etkililiğinin tespiti amacıyla çağa uygun geliştirici ve iyileştirici müdahaleler yapmak amacıyla gerek ulusal gerek uluslararası araştırmalar yapılmaktadır. Bunlara, ulusal düzeyde ABİDE (Akademik Becerilerin İzlenmesi ve Değerlendirilmesi), uluslararası düzeyde

PISA (Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı) ve TIMSS (Uluslararası Matematik ve Fen Eğilimleri Araştırması) gibi araştırmalar örnek olarak verilebilir.

TIMSS uygulaması, matematik ve fen bilimleri alanlarında, çeşitli ülkelerin 4. ve 8. sınıf düzeyinde öğrencilerin katılım gösterdiği, ilk olarak 1995'te uygulanan ve dört yılda bir uygulanması planlanan, ülkelerin matematik ve fen bilimlerindeki öğretim ve öğrenim sonuçlarına bakarak eğitim politikalarını uyarlayabileceği bir araştırmadır (Mullis, 2016). TIMSS uygulamasında fen ve matematik başarı testlerinin yanı sıra öğrenci, öğretmen, okul ve yalnızca dördüncü sınıf velilerine veli anketi uygulanmaktadır (MEB, 2016). Türkiye, TIMSS uygulamasına ilk olarak 1999 yılında 8. sınıflar düzeyinde katılmış olup, 4. sınıf ve 8.sınıf düzeyinde ise 2011 ve 2015 yıllarında katılmıştır (MEB, 2016). Ülkemizde TIMSS uygulaması MEB Ölçme Değerlendirme Sınav Hizmetleri Genel Müdürlüğü tarafından yürütülmektedir. IEA (2017)'nin raporuna göre TIMSS 2015'e katılımcı 60'a yakın ülkeden 604,950 öğrenci, 55,345 öğretmen, 20,491 okul yöneticisi katılmıştır. Yine aynı rapora göre dördüncü sınıflar düzeyinde 49 ülke, sekizinci sınıflar düzeyinde ise 39 ülke katılım göstermiştir. TIMSS uygulamasında, yalnızca matematik ve fen başarılarını ölçmek için değil aynı zamanda bu sonuçların bağlantılı olduğu düşünülen öğretmen özellikleri, öğrencilerin matematik ve fen bilimlerine karşı tutumları, velilerin öğrenci, öğretmen ve okul çevresi hakkındaki düşünceleri, ev ortamı, ekonomik düzeyler ile ilgili çeşitli anketler de uygulanmaktadır (MEB, 2016).

Öğrencilerin başarılarını etkileyen çeşitli değişkenler bulunmaktadır. Bunlara; öğrencinin başarıya karşı güdülenmesi, okula, sınıfa, derse ve öğretmene karşı tutumu, okulun fiziki koşulları gibi okul içi etkenler örnek verilebilir. Okul dışındaki etkenler ise, öğrencinin yaşadığı yer, velinin sosyoekonomik durumu, evdeki kitap sayısı, velinin okula ve derse karşı tutumu, velinin çalışma saati ve öğrenciyle ilgilenmesi, evdeki öğrenme ortamı gibi etkenlerdir (Burgaz, 2002; Gelbal, 2010).

Öğrencilerin başarılarını etkileyen değişkenler ile ilgili araştırmalar yapılmasının eğitim paydaşlarının tümünün politikalarını gözden geçirmesi ve düzenlemeler yapması, mevcut eğitim sistemi çıktılarını kontrol etmeleri açısından

eğitimde oldukça önemli bir yeri vardır (Aydın, Sarier, & Uysal, 2012). Millî Eğitim Bakanlığı, çeşitli sivil toplum kuruluşları ve birçok araştırmacı da yapmış oldukları çalışmalarda, özellikle TIMSS ve PISA gibi uluslararası, ABIDE gibi ulusal geniş ölçekli araştırmaların sonuçlarını ve bu sonuçlardaki başarı durumunu etkilediği düşünülen faktörleri; öğretmen, öğrenci ve velilere uygulanan anketleri bölge, cinsiyet, okul türü gibi alt gruplarda karşılaştırmasını yapmaktadırlar. Matematik ve fen bilimleri başarıları ve bu temel bilimlere karşı öğrencilerin tutumunun, öğretmenlerin, okul özelliklerinin başarıya etkisini araştırmak, eğitim sistemi ve öğretim hedeflerinin ileriye dönük olarak belirlenmesi açısından önemli olabilir.

MEB (2016)'in TIMSS 2015 Ulusal Raporu'na göre geçmiş döneme göre öğrencilerin matematik ve fen bilimlerindeki başarıları artış göstermekte olsa bile, bu artış TIMSS'in standart ortalaması olan 500'ün altında kalmıştır. Ayrıca, matematik başarı puanları incelendiğinde, puanların bölgeler arasında farklılaştığı göze çarpmaktadır. Yine aynı raporda, başarıyla ilişkisi olduğu düşünülen öğrenci, öğretmen ve veli anketlerinden alınan verilere göre ev ortamı, okul öncesi eğitim aktiviteleri vb. değişkenler ile başarı karşılaştırması yapılmış ve bu değişkenlerde de daha iyi olanaklara sahip bireylerin daha başarılı olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca, Ölçüoğlu ve Çetin (2016), çalışmalarında TIMSS 2011'e katılan sekizinci sınıf öğrencilerinin matematik başarılarını en çok etkileyen değişkenin duyuşsal özellikler olduğunu ve ev ortamı değişkeninin de bu değişkene yakın bir etki ettiğini belirtmişlerdir. Bu bakımdan bu anketlere verilen yanıtların öğrenci başarısını anlamada önemi ortaya çıkmaktadır. Karaca (2004), Türkiye'de bölgeler arası gelir farkının yaşanmasının özellikle doğudan batıya göç olaylarına neden olması sebebiyle çarpık kentleşme ve asayiş sorunları meydana geldiğini belirtmiştir. Sosyoekonomik göstergeler, yaşam standartları, bölgeler arası kültürel farkların yaşanmasının eğitimi de etkilediği çeşitli araştırmalarda saptanmıştır. Ayrıca bu farkların etkili olmasında bölgedeki nüfus, kültürel ve sosyal olanaklar da etkilidir (Filiztekin, 2008). Bu bakımdan ulusal anlamda bölgeler arasında farklılıkların saptanması ve farklılıkların giderilmesine ilişkin çözüm yollarının sunulması açısından da bu çalışmalar önem kazanmaktadır. Ayrıca gerçekleştirilen tüm bu çalışmalar, geçerli ve güvenilir olduğunda ülkelerin kendi durumunu görmeleri ve çeşitli karşılaştırmalar yapmalarına yardımcı olacaktır.

Schoot ve ark. (2012) karşılaştırma çalışmalarının geçerliğini artırmak için anket maddelerinin çeşitli kültür vb. özelliklere sahip bireyler için özdeş yapıları ölçmesi gerektiğini belirtmişlerdir. Ölçme araçlarının sonuçları ile karşılaştırma yapılırken tüm gruplarda aynı özelliği ölçtüğü varsayımına dayandırılmıştır. Fakat bu varsayım doğru olmadığında, karşılaştırmaların etkililiği ve karşılaştırmalara dayandırılarak yapılan yorumların doğruluğu da tartışılır hale gelebilir. Ölçme değişmezliği, genel yapısı itibarıyla grupların karşılaştırılmasında ve yorumlanmasında başvurulacak kanıt niteliğinde olabilir. Bölgeler arasındaki başarı farklarının yalnızca bireylerin özelliklerine dayandırılarak açıklanması doğru olmayabilir.

Ölçmelerin eşdeğerliği gruplar arası karşılaştırmalarda bu karşılaştırmanın anlamlılığının sağlanması için bir şart olmaktadır (Cheung & Rensvold, 2000). Bu bağlamda, matematik başarısını etkileyen erken matematik aktivitelerinin incelenmesi ve değişmezlik çalışmasının yapılması, öğrencilerin öğrenme düzeylerinin incelenmesi ve karşılaştırmaların anlamlı olması açısından açıklayıcı olabilir.

Araştırmanın Amacı ve Önemi

Ulusal ve uluslararası alanyazında öğrencilerin akademik başarılarını etkileyen değişkenleri inceleyen birçok araştırma yapılmıştır (Aslanargun, Bozkurt, & Sarioğlu, 2016; Amy & Carmicheal, 2016; Claessens & Engel, 2013; Comer, 1984; Çiftçi & Çağlar, 2014; Gelbal, 2010; Graziano, Reavis, & Keane, 2007; Hawkins, 1997; Karaağaç & Erbay, 2015; Keçeli-Kaysılı, 2008; Reusser, 2000; Ural & Çınar, 2014;). Ayrıca akademik başarıları etkileyen bu değişkenlerin bölgelere, cinsiyete, kültürlere, öğretmen, öğrenci, okul yöneticisi, duyuşsal özelliklere göre ölçme değişmezliğini de inceleyen geçerlik çalışmaları yapılmıştır (Gülleroğlu, 2017 ; Kıbrıslıoğlu, 2015 ; Ölçüoğlu & Çetin, 2016 ; Uzun & Öğretmen, 2010).

Özellikle ilk ve ortaöğretim öğrencilerinin kişisel gelişimi, okul başarısı, gelecekteki hayatında bulunacağı sosyal, mesleki durumu gibi değişkenlerin birçoğu yaşadığı çevreye bağlıdır (Aydoğan, 2006). Eğitimde kurumları, okul yöneticilerini, öğretmenleri, araştırmacıları ilgilendiren öğrencilerin okul başarısının çok yönlü düşünülmesi gerektiğinden dolayı, anne-baba ve çocuğun yaşadığı çevre,

yaşadıkları evin fiziki koşulları gibi çocuğun hayatında önemli pay sahibi olan etkenlerin göz önünde bulundurulması gerekir. Bundan dolayı özellikle ailenin çocuğa sağlamış olduğu eğitim ortamı, son derece önem arz etmektedir (Özdoğan, 2001).

Ülkemizde bölgeler arasında kültür, eğitim düzeyi, kalkınma seviyesi açısından farklar olduğu aşikardır. Bu farkların geniş anlamda sosyal etkisi ise eğitim konusunda da olmaktadır (Erkal, 1990). MEB (2016)'in yayınlamış olduğu TIMSS 2015 Ulusal Raporunda, İstatistiki Bölge Birimleri Sınıflandırması (İBBS) Düzey 1'e göre ve bunun yanında Türkiye geneli kırsal olarak ayırdıkları 13 bölgede 4. sınıf öğrencilerinin başarı ortalamalarının sırasıyla Batı Karadeniz, Ege ve Batı Anadolu'da en yüksekken; Ortadoğu Anadolu, Kuzeydoğu Anadolu ve en son Güneydoğu Anadolu'da ise en düşük seviyede olduğu görülmüştür. Ayrıca evdeki eğitim olanaklarına, eğitim kaynaklarına, erken okuma yazma ve sayısal işlem yapma aktiviteleri gibi olanaklara sahip olma durumlarına göre ise, çok olanağa sahip olan 4. sınıf öğrencilerinin başarı ortalaması, orta ve az olanağa sahip öğrencilerin başarı ortalamasından yüksek çıkmıştır. MEB, yayınladığı raporda yaptığı karşılaştırmaları ölçme değişmezliği çalışması yapmadan oluşturmuştur. Ancak bu gibi verilerin sonuçları yorumlandığında gruplararası karşılaştırmaların daha geçerli olması için ölçme değişmezliği çalışmaları yapılmalıdır. Bu araştırmada ise 4. sınıf öğrencilerinin TIMSS 2015'teki veli anketindeki erken matematik aktiviteleri bölgelere ve cinsiyete göre değişmezliği incelenmiştir. Gruplararası karşılaştırmaların geçerli olması ve verilerle daha kesin yorumların yapılabilmesi açısından, ölçme değişmezliği çalışmaları yapılması önem arz etmektedir. TIMSS'teki erken matematik aktiviteleri ile ilgili değişkenlerin bölgelere ve cinsiyetlere göre ölçme değişmezliğinin incelenmesinin ilgili alanyazına katkıda bulunacağı düşünülmektedir.

Öğrencilerin okul öncesi yapacakları matematik ile ilgili sayma şarkıları, nesnelere dizme ve sıralama, sayı ve geometrik şekil içeren oyuncaklar ile oynanması gibi aktivitelerin matematik başarılarını artırdığı belirtilmiştir (Amy & Carmichael, 2016; Baroody, 2003; Orçan, 2013; Ginsburg & Amit, 2008; Shanley, Clarke, Doabler, Kurtz-Nelson, & Fien, 2017). Araştırmada ortaya konacak bulgular vasıtasıyla erken matematik başarıları ile ilgili gizil değişkenlerin belirlenmesi ve bölgeler ile cinsiyetler arasında değişmezliğinin çalışılmasının, sonuçların

yorumlanmasına katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Bölgeler arası başarı karşılaştırmalarının yapılmasında, farklılıkların ölçme aracı mı yoksa çeşitli bireysel veya bölgesel değişkenlerden mi kaynaklanacağını gösterilmesi gerekmektedir (Başusta & Gelbal, 2015). Ayrıca bölgeler arası sosyoekonomik, sosyokültürel ve en önemlisi eğitim açısından farklılaşmanın en az seviyeye indirilmesine yönelik doğru kararların alınması ve planlanmasında, karşılaştırılan ölçme sonuçlarının bu bölgeler arasında değişmez olmasının önemli olacağı düşünülmektedir.

Bu araştırmanın amacı, öğrencilerin erken matematik başarılarına etki eden çeşitli faktörler ile ilişkilerinin modellenmesi, cinsiyet ve bölgeler arasında bu modellemede yer alan değişkenlerin ölçme değişmezliği koşullarını sağlayıp sağlamadığının incelenmesidir. Bu nedenle öğrencilerin matematik başarısının altında yatan etkenler ve bu derse ilişkin etkisi olan erken matematik aktiviteleri değişkeni ile ilgili bir model oluşturmuş ve oluşturulan modelin bölgelere ve cinsiyete göre değişmezliği test edilmiştir.

Araştırma Problemi

TIMSS 2015 erken matematik aktiviteleri ile ilgili model bölgelere ve cinsiyete göre ölçme değişmezliğini sağlamakta mıdır?

Bu problem cümlesinden yola çıkarak aşağıdaki alt problemler oluşturulmuştur:

Alt problemler.

1. TIMSS 2015 erken matematik aktiviteleri modeli için en uygun örtük sınıf sayısı kaçtır?
2. TIMSS 2015 erken matematik aktiviteleri ile ilgili oluşturulan örtük sınıf modeli bölgelere göre ölçek ve madde düzeyinde ölçme değişmezliğini sağlamakta mıdır?
3. TIMSS 2015 erken matematik aktiviteleri ile ilgili oluşturulan örtük sınıf modeli cinsiyete göre ölçek ve madde düzeyinde ölçme değişmezliğini sağlamakta mıdır?

Sayıtlılar

TIMSS 2015 uygulamasında, velilerin anket maddelerini içtenlikle ve doğru olarak cevapladıkları varsayılmaktadır

Sınırlılıklar

Öğrencilerin matematik başarısı ile ilgili oluşturulan değişkenler, TIMSS 2015 ev anketine verilen yanıtlarla sınırlıdır.

Bölüm 2

Araştırmanın Kuramsal Temeli ve İlgili Araştırmalar

Bu bölümde öğrencilerin matematik başarılarını etkileyen faktörler, ölçme değişmezliği, çoklu-grup örtük sınıf analizi ve örtük sınıf analizi ile ölçme değişmezliğinin incelenmesi başlıkları altında kuramsal temel sunulmuş olup, ilgili araştırmalar ise son bölümde verilmiştir.

Matematik Başarısını Etkileyen Faktörler

Akademik başarı, birikimli ilerleyen bir süreçtir ve yeni beceriler kazanırken, var olanı da geliştirmeye alakalıdır (Alexander, Entwisle, & Dauber, 1993; Pungello, Kupersmidt, Burchinal, & Patterson, 1996). Matematik öğrenimi, mantıksal ve sistematik düşünme, problem çözme ve herhangi bir problemle karşılaştığında çözmeyi geliştirir. Yaşamda önüne çıkan sorunları çözmeye yardımcı olduğu gibi ekonomi, finans, mühendislik, mimarlık, bilgisayar teknolojileri, uzay bilimi, sağlık gibi birçok alan ile güçlü bağları bulunmaktadır (Grønmo, Lindquist, Arora, & Mullis, 2015).

Akademik başarıda olduğu gibi matematik başarısında da başarıyı etkileyen faktör olarak yalnızca bireysel faktörler değerlendirilmez. Matematik başarısını etkileyen faktörlere duyuşsal özellikler, veli sosyoekonomik düzeyi, veli eğitim düzeyi, okul çevresi, sınıf iklimi, öğretmenin öğrenciye ve öğrencinin öğretmene karşı tutumu, öğrencinin yaşadığı çevre, okul ve ev olanakları, öğrencinin beslenme alışkanlıkları, öğrencinin sosyoduygusal gelişim düzeyi, öğrencinin benlik gelişimi, öğrencinin erken eğitimi alıp almama durumu gibi etkenler gösterilmiştir. (Aydoğan, 2006; MEB, 2016; Mullis, 2016; IEA, 2017; Shanley, Clarke, Doabler, Kurtz-Nelson, & Fien, 2017; Özdoğan, 2001;)

Bu noktada araştırmanın da kapsamına girdiği düşünülen erken matematik eğitimi ile aile ve çevrenin matematik başarısına etkisi açıklanacaktır.

Erken matematik eğitiminin başarıya etkisi. Bireyler, zihinsel gelişiminin büyük bir bölümünün okul öncesi ve ilköğretime geçiş döneminde gerçekleştirdikleri için, öğrencinin erken akademik becerileri bu dönemde öğrenmesi ve geliştirmesi oldukça önemlidir (Amy & Carmicheal, 2016; Orçan, 2013 ;Shanley, Clarke, Doabler, Kurtz-Nelson, & Fien, 2017).

Çocukların ilköğretime başlamadan önce kazanacakları; nesnelere sayma, nesnelere şekil oluşturma, büyük ve küçük nesnelere ayırt etme, üç boyutlu şekillerin farkına varma, basit ekleme ya da çıkarma yapma gibi becerilerin, onların okul dışındaki yaşamları ve eğitim yaşamlarının sonraki dönemlerdeki matematik başarısını artırdığı belirtilmiştir (Clements & Sarama, 2004; Claessens & Engel, 2013; Shanley, Clarke, Doabler, Kurtz-Nelson, & Fien, 2017). Öğrencilerin okul öncesi döneminde matematikte kazanacakları eğitsel herhangi bir becerinin, onların okul döneminde ve sonraki dönemde yalnızca matematikteki başarısını değil, diğer derslerdeki başarılarına da etkisi vardır (Baroody, 2003; Clements & Sarama, 2004, 2009, 2011; Ginsburg & Amit, 2008). Çocukların okula girişteki erken matematik bilgi seviyeleri arasında farklar olduğunda, kimi araştırmalar ve öğretmenlerin raporuna göre okula girişteki bilgi seviyeleri yüksek olan öğrencilerin başarısının, bu bilgileri sınırlı öğrencilere göre sonraki sınıf ve yaşam başarısı seviyelerinde de fazla olduğu görülmüştür (Claessens & Engel, 2013).

OECD'nin uyguladığı PISA ve IEA'nin uyguladığı TIMSS araştırmalarında matematik başarısına etki ettiği düşünülen bu değişkenler ile ilgili öğrencilere ve velilere çeşitli anketler uygulanmıştır. Ulusal araştırmalardan olan ABİDE uygulamasında ise aynı şekilde matematik, fen bilimleri başarılarını etkilediği belirtilen faktörler ile ilgili anketler düzenlenmiştir.

MEB okul öncesi eğitim ve ilköğretim kurumları yönetmeliğinde, çocuklara okul öncesi dönemde zihinsel, sosyal becerilerin kazandırılmasının çocuğun ilköğretime hazır hale gelmesinde önemini belirtmiştir.

Clements ve Sarama (2011) tarafından yapılmış boyutsal araştırmada, erken matematik aktivitelerinin çocuğun ilerideki eğitim hayatındaki matematik başarısını, sayısal, üç boyutlu, mantıksal düşünme becerilerini ve hatta okuma becerilerini geliştirdiğini belirtmiştir.

Duncan ve ark. (2007) tarafından altı araştırmanın boyutsal verisi kullanılarak yapılan çalışmada öğrencilerin okula girişteki derse ilgi, akademik başarı ve sosyoduygusal özellikleri ile sonraki dönemlerdeki başarıları arasında ilişki olduğunu belirtmişlerdir.

Aile ve çevrenin başarıya etkisi. Çocukların akademik başarılarında sadece eğitim kurumlarının ve çocuğun kendisinin değil, aile ve çevrenin etkisinin olduğu yadsınamaz bir gerçektir. Ayrıca çocukların benlik gelişimi, olumlu davranışların oluşturulması, zihinsel ve fiziksel sağlığı gibi konularda ailenin ve çocuğun yaşadığı çevrenin direkt etkisi vardır (Özdoğan, 2001).

Aile ve çevrenin başarıya etkisinin araştırıldığı çalışmalar, çocuğun yaşadığı çevre, ailenin sosyoekonomik düzeyi, anne ve baba eğitim düzeyi, anne ve babanın matematik dersine, okula, öğretmene karşı tutumunun, evdeki elektronik eşyaların, eğitici materyallerin sağlanması gibi değişkenlerin başarıya etkisinin olduğunu belirtmişlerdir (Aydoğan, 2006; Çiftçi & Çağlar, 2014; Hannula, Kaasila, Pehkonen, & Laine, 2007; Karaağaç & Erbay, 2015; Keçeli-Kaysılı, 2008; Reusser, 2000 ; Ural & Çınar, 2014; Özdoğan, 2001)

Ölçme Değişmezliği

Bireylerin davranışları, akademik başarıları ve bunlarla ilgili gelişimleri ile alakalı araştırmalarda geçerlik çalışmaları, ülke içinde veya ülkeler arası yapılan geniş ölçekli çalışmalardan oluşturulan çıkarımların geçerlik araştırmaları ve buna bağlı olarak ölçme değişmezliği çalışmaları olmadan yapılması, yapılan çıkarımların hatalı ve muğlak olma problemini beraberinde getirebilir (Steenkamp & Baumgartner, 1998). Gözlenen ölçmelerden farklı sonuçların çıkması yalnızca birey kaynaklı değil, örneklem seçimi, ölçmenin uygulaması ve/veya ölçme aracının kendisinden kaynaklı olabilir.

Ölçme değişmezliği, temel olarak ölçme aracının farklı gözlem koşullarında aynı nitelikte ölçümler yapıp yapmadığını belirtir (Horn & McArdle, 1992). Horn (1991), ölçme değişmezliğini sağlamayan bir araştırmadan çıkarılan sonuç ve yorumların zayıf olacağını belirtmiştir. Özellikle kültürler, cinsiyetler, bölgeler, ülkeler arasında yapılacak karşılaştırmalar için ölçme değişmezliği çalışmaları şart olarak ortaya çıkmıştır (Reise, Widaman, & Pugh, 1993). Bir ölçme aracı, bir yapıyı herhangi bir grup üyeliğinden (cinsiyet,kültür,bölge,okul türü) bağımsız şekilde ölçtüğünde ölçme değişmezliği sağlanmış olur, fakat ölçülen yapıda aynı seviyede olmalarına rağmen maddelerin farklı bir şekilde yorumlanarak yanıtlanması ölçme değişmezliğini ihlal eder (Kim, Cao, Wang, & Nguyen, 2017).

Millsap (2012)'a göre kavramsal olarak ölçme değişmezliği, ölçülmesi hedeflenen gizil özellik ile oluşturulan ölçme aracındaki madde özelliklerinin, ölçme sürecine katılan tüm gruplarda aynı olup yorumlandığı fikrine dayanır. Yapılan bu karşılaştırmaların daha anlamlı olabilmesi ve bu sayede yeni politika ve uygulamaların eklenmesi veya mevcut politikaların iyileştirilmesi için, uygulanan ölçme aracının ve maddelerinin karşılaştırılan tüm alt gruplar için aynı anlamı ifade etmesi gerekmektedir. Gruplar arası yapılacak karşılaştırmalarda ölçme aracının yapı geçerliğinin kanıtlarla daha güçlü hale getirilmesi konusunda ölçme değişmezliğinin incelenmesi ön plana çıkmaktadır (Reise, Widaman, & Pugh, 1993).

Grup karşılaştırmalarında değişmezliğin kullanılmasında ana prensipler; madde sayıları, maddelere ait faktör yükleri, faktör kovaryansları ve hata varyanslarının aynı olmalarıdır (Kim, Cao, Wang, & Nguyen, 2017; Meredith, 1993). Aynı olmayan gruplarda bulunan fakat aynı gerçek puana sahip bireylerin aynı gözlenen puanı elde etmesi ile ölçme değişmezliğinin sağlandığı söylenebilir (Millsap & Meredith, 1992).

Ölçme değişmezliğinin araştırıldığı çalışmalarda, araştırmacıların çoğunlukla başvurduğu yaklaşımlar ; YEM (Yapısal Eşitlik Modeli)'e dayalı ÇGDFA (Çoklu-Grup Doğrulamalı Faktör Analizi) ve MTK (Madde Tepki Kuramı) bağlamında kullanılan DMF (Değişen Madde Fonksiyonu) yaklaşımlarıdır (Desa, 2014; Kankaraş, Vermunt, & Moors, 2011 ; Millsap, 2012 ; Reise, Widaman & Pugh, 1993).

Üçüncü bir yaklaşım ise çalışmalarda diğerlerine nazaran daha az kullanıldığı görüşünün olduğu ve Moors (2004) tarafından öne sürülen örtük sınıf faktör analizine dayalı ÖSA (Örtük Sınıf Analizi)'dir (Kankaraş, Vermunt, & Moors, 2011). Bu yaklaşımlar farklı terminoloji, model varsayımları, farklı ölçme değişmezliği aşamaları içerseler de, temelde gizil değişken modeli karakterine sahip olmaları bakımından ortaktır (Millsap, 2012).

Millsap (2012)'a göre gizil değişken modeli, araştırmacının gözlenen değişkenlerle ilişkisi olduğunu düşündüğü gizil değişkenleri, ölçme modeli kullanarak ortaya çıkarmaya çalışmasıdır. Buna bağlı olarak, bu üç yaklaşım başarı, tutum, beceri, değerler gibi gizil değişkenler ile gözlenen değişkenlerle ölçülmeye çalışılan yapı bakımından alakalı olduğundan dolayı ortaktır.

Ölçme değişmezliği ile ilgili literatüre bakıldığında, MTK'ya dayalı analizler için DMF ve DTF (Değişen Test Fonksiyonu)'nin incelendiği görülmektedir (Desa, 2014; Kankaraş, Vermunt, & Moors, 2011 ;Millsap, 2012 ; Reise, Widaman & Pugh , 1993 ; Steenkamp & Baumgartner, 1998). DMF, farklı alt gruba bağlı bireylerin, ölçülen aynı psikolojik yapı, beceri düzeyinde maddeyi doğru cevaplama olasılıklarının farklı olmasıdır, bu farklılık madde düzeyinde ise DMF, test düzeyinde ise DTF olarak adlandırılır (Camilli & Shepard, 1994; Somer, Korkmaz, Dural, & Can, 2009).

MTK, madde puanları ve gizil özellik arasında bağlantı kuran model oluşturur (Hambleton, Swaminathan, & Rogers, 1991). DFA (Doğrulayıcı Faktör Analizi) modelleri maddeler arası kovaryansa bakarken, MTK modelleri ise maddelere verilen tepkiler ile ilgilenir. Bireyin θ olarak adlandırılan gizil değişkendeki seviyesi ile maddeye tepkisinin ilişkisini açıklamaya çalışır (Lord, 1980; Meade & Lautenschlager, 2004). Madde ayırt edicilik parametresi, gizil özellik ile test maddesinin doğru olma olasılığı arasındaki ilişkiyi belirleyen madde karakteristik eğrisinin madde güçlüğü (b parametresi) noktasındaki eğimini temsil eder ve MTK'ya dayalı DMF ve DTF yöntemlerinin uygulanabilmesi için model-veri uyumunun sağlanması gerekir (Meade & Lautenschlager, 2004;Reise, Widaman, & Pugh, 1993).

Psikometrik literatürde ölçme değişmezliği çalışmalarının sıklıkla yapıldığı YEM'e dayalı ölçme değişmezliğinin incelendiği yöntem ÇGDFA'dır. ÇGDFA yönteminde, kovaryans yapılarının ve/veya ortalama yapılarının karşılaştırılan gruplar arasındaki değişmezliği incelenir (Flowers, Raju, & Oshima, 2002 ; Kankaraş, Vermunt, & Moors, 2011 ; Meade & Lautenschlager, 2004 ;Meredith, 1993 ; Reise, Widaman, & Pugh, 1993 ; Somer, Korkmaz, Dural, & Can, 2009).

YEM, çalışması yapılan değişkenler arasındaki varsayımsal ilişkileri ortaya çıkarır (Marcoulides, 1989). Bu varsayımsal ilişkiler, yol diyagramı denilen, önerilen teorik modellerin basit matematiksel gösterimleridir ve teorik modellerin test edilmesi gibi işlemler çeşitli bilgisayar yazılımları ile yapılır (Marcoulides & Schumacker, 1997 ; Raykov & Marcoulides, 2000). Model uyumunu değerlendirmede ise genellikle mükemmel uyum (1) ve uyumsuz (0) arasında formüle edilen değerler kullanılır (Hox & Bechger, 1998). Ayrıca model uyumunu değerlendirmede ise CFI (Comparative Fit Index), RMSEA (The Root Mean Square Error Of Approximation), TLI (Tucker

Lewis Index) deęerleri dikkate alınır ve bu deęerlerin yorumlanması ile ilgili katı bir norm bulunmasa da 0,05 ya da daha yüksek RMSEA deęeri ve 0,95 veya daha yüksek CFI ya da TLI deęeri almıř bir modelin, veriyi iyi temsil ettięi dūřunulur (Jöreskog, Olsson, & Wallentin, 2016 ; Pugeseck, Tomer, & Eye, 2003).

ÇGDFA, ölçme deęişmezlięi çalıřmalarında en az sınırlandırılan yapısal deęişmezlikten sırasıyla metrik deęişmezlik, skalar (ölçek) deęişmezliğinden en çok sınırlandırılan katı deęişmezliğe kadar aşamalı olarak test edilir (Tiryaki, 2019 ; Cheung & Rensvold, 2002 ; Kim, Cao, Wang, & Nguyen, 2017 ; Schoot, Lugtig, & Hox, 2012)

Dięer bir yaklaşım ise ÖSA'ya dayalı analiz yöntemlerinin kullanıldıęı yaklaşımlardır. ÖSA, kategorik verilerle gizil kategorik grupları tanımlayan, normal dağılım ve tek boyutluluk varsayımları bulunmayan, yerel bağımsızlık varsayımına dayanan analiz yöntemidir (Culha & Korkmaz, 2011). Birden fazla grup üzerinde çalıřma yapıldığında ÇGÖSA (Çoklu-Grup Örtük Sınıf Analizi) uygulanır (Kankarař, Vermunt, & Moors, 2011). ÖSA çalıřmalarında, dięer ölçme deęişmezlięi çalıřmalarında olduęu gibi amaç, deęişmezlik seviyesinin en yüksek olduęu modelin saptanmasıdır (Güngör, Korkmaz, & Sazak, 2015). ÖSA'da önerilen modelde, gizil deęişkenlerin en az iki sınıfı vardır, eęer tek sınıfla tanımlanan bir model ortaya çıkarsa gözlenen deęişkenler ile bağlantılı gizil deęişken tanımlanamaz (Culha & Korkmaz, 2011). Bu arařtırmada ÇGÖSA uygulanacaęından dolayı, ÇGÖSA ile ilgili genel özellikler, parametre tahmini ve model seçimi gibi detaylı bilgiler verilecektir.

Çoklu-Grup Örtük Sınıf Analizi

ÖSA'nin tarihsel temeline bakıldıęında, 1950 yılında gözlenen deęişkenlere kümelenme oluřturmak için bir araç olarak Lazarsfeld tarafından kullanılmıř, sonrasında ise Goodman (1974), model parametrelerinin maksimum olabilirlik (maximum likelihood) tahminlerini elde etmek için bir algoritma geliřtirerek örtük sınıf modellerini pratikte uygulanabilir bir hâle getirmiřtir (Vermunt & Magidson, 2004). Haberman (1979), frekans tabloları için örtük sınıf modelleri ve log-lineer modeller arasındaki bağlantıyı göstermiř ve bu geliřme klasik örtük sınıf modeli için kategorik verilerle çalıřmayı saęlamıřtır.

Geleneksel ÖSA'nin temelinde bulunan fikir, bir istatistiksel modelin parametrelerinden bazılarının gözlenemeyen alt gruplar arasında farklılık olduğu üzerinedir. ÖSA'nde bir dizi gözlenen değişkende aynı yanıt desenine sahip veriler aynı örtük sınıfa kümelendirilir fakat bu örtük sınıfta bulunma kesin bir çizgide olmaktansa olasılıksaldır (Hancock, Mueller, & Stapleton, 2010). Grup karşılaştırmalarında ise ÇGÖSA yöntemi, ayrıca açıklayıcı ve doğrulayıcı olmak üzere ÖSFA (Örtük Sınıf Faktör Analizi) yöntemleri uygulanır (Kankaraş, Moors, & Vermunt, 2011).

ÇGÖSA, iki ya da daha fazla grubun gözlenen kategorik değişkenlerinin örtük yapısını analiz etmek için geliştirilmiştir. ÇGÖSA, ÇGDFA ve MTK yaklaşımlarına göre güçlü dağılım varsayımlarına bağlı olmaması açısından esnek bir alternatif yaklaşımdır (Kankaraş, Moors, & Vermunt, 2011).

ÖSA, faktör analizindeki gibi örtük değişkenler hakkında bilgi sağlamak için gözlenen değişkenlerden faydalanır ve temel varsayımı yerel bağımsızlıktır (Güngör-Culha, 2012). ÖSA'nde yerel bağımsızlık, gözlenen değişkenlerin tüm ortak sınıflarda birbirlerinden bağımsız olması ve modelin örtük sınıf sayısını doğru şekilde belirtmesi, her bir cevaplayıcının sadece bir örtük sınıfta bulunması, örtük sınıftaki cevaplayıcıların homojen olmasıdır (Hancock, Mueller, & Stapleton, 2010).

Kesikli-sıralı gizil değişkenlerle oluşturulan örtük sınıf modelleri Örtük Sınıf Faktör Modelleri olarak tanımlanır ve birçok değişken arasından nispeten daha az sayıda anlamlı faktör çıkarılma çabası açısından geleneksel faktör analizi ile benzerdir (Güngör-Culha, 2012 ; Magidson & Vermunt,2004). Ancak ÖSFA (Örtük Sınıf Faktör Analizi)'nde normallik ve tüm değişkenlerin sürekli olması gibi varsayımlar yoktur (Collins & Lanza, 2010).

ÖSFA yaklaşımında, gözlenen sıralı kategorik değişkenler arasında verilen ilişkinin bir veya daha fazla gizil boyut ile açıklanması araştırılır ve kavramsal olarak ÇGDFA yaklaşımına benzerlik taşır. Fakat ÇGDFA yaklaşımının aksine Likert tipi sıralı maddelere daha uyumludur, normallik ve homojenlik gibi varsayımları da yoktur (Kankaraş & Moors, 2009). Öte yandan çoğu özelliği açısından ÇGÖSA ile benzer olsa da, ÖSFA'da tipolojileri karşılaştırmak yerine gözlenen kesikli değişkenin örtük boyutları karşılaştırılır (Kankaras & Moors,2009 ; Moors,2003). Nominal olarak tanımlanmış gösterge değişkenine sahip ÇGÖSFA (Çoklu Grup

Örtük Sınıf Faktör Analizi) modelleri, ölçme değişmezliği ve anket yanıtlarında ortaya çıkabilecek yanıt şekillerinin eş zamanlı analizine olanak sağladığı için kültürlerarası çalışmalarda faydalı olabilir (Kankaraş, Moors, & Vermunt, 2011).

ÖSFA, açıklayıcı ve doğrulayıcı modeller üzerinden gerçekleştirilebilir ve en yaygın örtük sınıf parametrendirmesi koşullu ve koşulsuz olasılıklardır (Güngör-Culha, 2012 ; Kankaraş & Moors, 2009). Magidson ve Vermunt (2000) tarafından açıklayıcı ÖSFA, sıralı gizil değişkenler ve kategorik, sıralı, sürekli olan gösterge değişkenleri ile kullanılmak üzere geliştirilmiştir. Bu model Eşitlik 1'de sunulmuştur.

θ_k 'nin, k sayıda iki kategorili gizil değişkende, y_j 'nin j sayıda gözlenen değişkende bir değeri belirttiğini varsayalım. Örneğin, 4 nominal değişkenli, 2 faktörlü örtük sınıf modeli birleşik (joint) olasılığa göre aşağıdaki gibi gösterilir :

$$P(\theta_1, \theta_2, y_1, y_2, y_3, y_4) = P(\theta_1, \theta_2)P(y_1|\theta_1, \theta_2)P(y_2|\theta_1, \theta_2)P(y_3|\theta_1, \theta_2)P(y_4|\theta_1, \theta_2) \quad (1)$$

Koşullu olasılık parametreleri lojit modeller tarafından sınırlandırılır. Gözlenen j değişkenine ait koşullu olasılık ise Eşitlik 1.1'de sunulmuştur.

$$P(y_j|\theta_1, \theta_2) = \frac{\exp(\beta_{j0}y_j + \beta_{j1}y_j\theta_1 + \beta_{j2}y_j\theta_2)}{\sum_{y_j} \exp(\beta_{j0}y_j + \beta_{j1}y_j\theta_1 + \beta_{j2}y_j\theta_2)} \quad (1.1)$$

Örtük sınıf faktör modeline göre gizil değişkenlerin birbirlerinden bağımsız olduğu varsayılır. Bu durum ise Eşitlik 1.2'de gösterilmiştir.

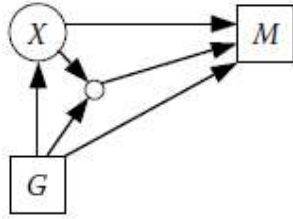
$$P(\theta_1, \theta_2) = P(\theta_1)P(\theta_2) \quad (1.2)$$

Eşitlik 1.1'deki β parametreleri, geleneksel faktör analizindeki faktör yüklerinin kategorilere özgü yüklerinin log-lineer parametre olarak gösterilişine benzetilebilir ve her bir β parametresine kısıtlamalar ayrı ayrı uygulanmalıdır (Kankaraş, Moors, & Vermunt, 2011).

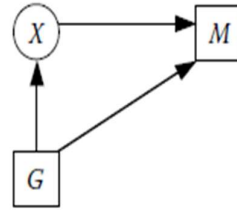
Örtük Sınıf Analizi ile Ölçme Değişmezliğinin Test Edilmesi

ÖSA ile ölçme değişmezliği, sınıfa özgü koşulluk yanıt olasılıkları gruplar arasında eşit olduğunda belirlenir, bu durumun mümkün olup olmadığını araştırmacı örtük sınıfların tüm gruplarda eşitliğini kontrol ederek belirler (Collins & Lanza, 2010 ; Güngör-Culha,2012). Bu kontrollerden sonra amaç, verilere iyi uyum sağlayan ve mümkün olan en düşük eşitsizlik seviyesine sahip modeli bulmaktır (Kankaraş, Vermunt, & Moors, 2011). Ölçek düzeyinde yapılan ölçme değişmezliği çalışmalarında model seçimi ise gerekli sayıda örtük sınıf veya kesikli gizil değişken faktörlerinin her grup için belirlenmesi ile başlanır, sınıfların sayısı gruplar arasında eşitse, heterojen model veriye uyum sağlar, sonrasında ise model uyum açısından değerlendirmek için iç içe ve sınırlandırılmış diğer modeller uygulanır (Eid, Langeheine, & Diener, 2003). Gruplar arasındaki gizil yapılar karşılaştırıldığında, tamamen farklı (heterojen model), kısmi olarak farklı (kısmi homojen model) ve tamamen aynı (homojen model) çıktıları oluşur (Kankaraş, Vermunt, & Moors, 2011). Her biri farklı ölçme değişmezliği seviyesi içeren modeller ise X gizil değişken, M gözlenen değişken ve G grup değişkeni olmak üzere Şekil 1 ile gösterilebilir (Kankaraş, Moors, & Vermunt, 2011).

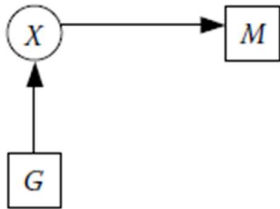
a) Heterojen model



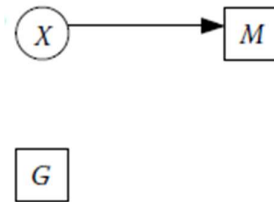
b) Kısmi homojen model



c) Yapısal homojen model



d) Tamamen homojen model



Şekil 1. ÖSA ile ölçme değişmezliği seviyelerinin modelleri.

Şekil 1.a, heterojen modeli ifade etmektedir. Heterojen modelde parametrelerin tümü gruba özgü olduğundan dolayı sonuçları gruplar arasında karşılaştırılmaz, çünkü gruplar arası karşılaştırma, verilere uyumlu model parametreleri üzerinden yapılabilir ; bu da çeşitli iç içe homojen modeller sayesinde olabilir (Vermunt & Magidson, 2004).

Şekil 1.b kısmi homojen modeli ifade etmektedir. Model parametrelerinin bir kısmı sınırlandırıldığında, buna kısmi homojen model denilebilir (Clogg & Goodman, 1984). Şekilde görülen kısmi homojen modelde, grup gizil değişken ortak etkisi olmadan sunulan log-lineer model, Eşitlik 2'de gösterilmiştir.

$$\lambda_{its}^{AXG} = \lambda_{jts}^{AXG} = \lambda_{kts}^{AXG} = \lambda_{lts}^{AXG} = 0 \quad (2)$$

veya lojistik terimlerle ;

$$\beta_{its}^{AX|G} = \beta_{it}^{AX|G}; \beta_{jts}^{AX|G} = \beta_{jt}^{AX|G}; \beta_{kts}^{AX|G} = \beta_{kt}^{AX|G}; \beta_{lts}^{AX|G} = \beta_{lt}^{AX|G} \quad (2.1)$$

gruba özgü koşullu yanıt olasılıkları ;

$$\pi_{its}^{A|XG} = \frac{\exp(\lambda_i^A + \lambda_{it}^{AX} + \lambda_{is}^{AG})}{\sum_i \exp(\lambda_i^A + \lambda_{it}^{AX} + \lambda_{is}^{AG})} \quad (2.2).$$

Kısmi homojen model grup değişkeninin gözlenen değişken üzerindeki (λ_{is}^{AG}) direkt etkisine ve gruba özgü ortak etkiye izin verir. Bu da koşullu yanıt olasılıklarının gruplar arasında farklı olabileceği anlamına gelir. Fakat eğitim parametreleri gruplar arasında eşit olarak varsayıldığından, gruplar arasında gizil değişken ve yanıtlar arasındaki ilişki aynı olacağından dolayı, örtük sınıf üyeliklerindeki grup farklılıklarına ilişkin karşılaştırma yapılabilir (McCutcheon & Hagenaars, 1997). Bu model, kavramsal olarak faktör yüklerinin eşit olduğu metrik değişmezliğe benzetilebilir (Güngör-Culha, 2012 ; Kankaraş, Vermunt, & Moors, 2011 ; Magidson & Vermunt, 2003).

Ölçmelerin tamamıyla karşılaştırılabilir olması açısından kurulacak olan örtük sınıf modeli, yapısal eşit (homojen) modeldir, bu modelde ortak ve direkt etkiler log-lineer modele alınmaz veya alternatif denklemde hem sabitler hem de eğitim parametreleri gruplar arasında eşit olacak şekilde ayarlanır ve bu da koşullu olasılıkların tüm maddelerde eşit olduğu anlamına gelir (Güngör, Korkmaz, & Somer, 2013 ; Kankaraş, Moors, & Vermunt, 2011). Ölçme değişmezliği

çalışmalarında pratik olarak yapısal eşit (homojen) modelin yeterli olduğu ileri sürülmüştür (Güngör-Culha, 2012).

Yapısal eşit (homojen) örtük sınıf modeli, Eşitlik 3'te gösterilmiştir.

$$\pi_{ijklts}^{ABCDX|G} = \pi_{ts}^{X|G} \pi_{it}^{A|X} \pi_{jt}^{B|X} \pi_{kt}^{C|X} \pi_{lt}^{D|X} \quad (3)$$

veya log-lineer terimlerle :

$$\pi_{its}^{A|XG} = \pi_{it}^{A|X} = \frac{\exp(\lambda_i^A + \lambda_{it}^{AX})}{\sum_i \exp(\lambda_i^A + \lambda_{it}^{AX})} \dots \quad (3.1)$$

ve lojistik terimlerle

$$\pi_{its}^{A|XG} = \pi_{it}^{A|X} = \frac{\exp(a_i^A + \beta_{it}^{AX})}{\sum_i \exp(a_i^A + \beta_{it}^{AX})} \dots (3.2).$$

Homojen modelde gözlenen maddeler ile örtük değişkenler özdeştir, bunun için örtük sınıf üyelikleri tüm gruplarda aynı anlama gelmektedir, bu model ÇGDFA'da faktör yükleri ve madde sabitlerinin aynı olduğu ölçek değişmezliği modeline benzetilebilir (Kankaraš, Vermunt, & Moors, 2011).

Tüm parametrelerin eşit olarak sınırlandırıldığında, koşullu olasılıkların yanı sıra örtük sınıf olasılıkları da grup üyeliğinden ($\pi_{t1}^{X|G} = \pi_{t2}^{X|G} = \pi_{t3}^{X|G} = \dots \pi_{ts}^{X|G}$) bağımsızsa Eşitlik 4.1'deki tamamen homojen model kurulmuş olur.

$$\pi_{ijklts}^{ABCDX|G} = \pi_{ijklt}^{ABCDX} = \pi_t^X \pi_{it}^{A|X} \pi_{jt}^{B|X} \pi_{kt}^{C|X} \pi_{lt}^{D|X} \quad (4)$$

log-lineer parametrelendirme ile:

$$\pi_{ts}^{X|G} = \frac{\exp(Y_t^X)}{\sum_i \exp(Y_t^X)}. \quad (4.1)$$

Ülkeler arası ve kültürler arası farklılıkları gösterme amacıyla olan çalışmalarda tamamen homojen modelin doğrulanması yapısal eşit (homojen) modele göre pratikte daha zordur (Kankaraš & Moors, 2009).

ÇGÖSA ile yapılan değişmezlik çalışmaları, madde düzeyinde de incelenebilir. Ölçek düzeyindeki değişmezlik çalışmalarına benzer yanları olsa da, madde düzeyinde yapılan çalışmada ölçmedeki değişmezlik ihlaline tüm maddelerin sebep olup olmadığı araştırılır, eğitim parametreleri her bir madde için heterojen

modelden başlanarak kısmi homojen ve homojen model için incelenir (Collins & Lanza, 2010 ; Güngör-Culha, 2012).

Parametre Tahmini ve Model Seçimi

Örtük sınıf modelleri için genellikle gözlenen değişkenler için çok terimli bir dağılım varsayımı altında maksimum-olabilirlik ile parametre tahmini yapılır, bu parametre tahmini için beklenti-maksimizasyon ve/veya Newton-Raphson algoritması kullanılır (McCutcheon, 2002). Uyum kriterleri, kaç örtük sınıflı modelin veriye en uygun olduğuna karar vermek için kullanılır (Kass & Raftery, 1995).

ÇGÖSA'nde model uyumunun değerlendirilmesi için sıklıkla birkaç uyum kriteri kullanılır. En çok olabilirlik ki-kare oranı (likelihood ratio chi square) (L^2), modelde gözlenen ve beklenen frekanslar arasındaki standart farklılığın ölçüsü olarak kullanılır, fakat olası yanıt şekillerinin sayısı fazla ve örneklem sayısı az ise veya olası yanıt şekilleri kısıtlı örneklem sayısı fazla ise istatistiksel açıdan hatalı sonuçlar verebilir (Güngör-Culha, 2012; Lanza, Collins, Lemmon, & Schafer, 2007 ; Hancock, Mueller, & Stapleton, 2010).

Uygulamada yaşanan sıkıntılar dolayısıyla uyum ve kullanılabilirlik açısından Akaike bilgi kriteri (Akaike Information Criteria) (AIC), Bayesian bilgi kriteri (Bayesian Information Criteria) (BIC), düzenlenmiş AIC (AIC3), consistent AIC (CAIC) gibi bilgi kriterleri geliştirilmiş ve kullanılmıştır (Collins & Lanza, 2010). Bu bilgi kriterleri parametre hesaplamalarında belirli farklılıklar gösterirler. AIC ve AIC3 L^2 'nin en çok olabilirlik ki-kare oranı ve df 'nin serbestlik derecesi olduğu Eşitlik 5'te gösterildiği gibi sadece parametre sayılarına dikkat eder.

$$AIC : L^2 - 2df \quad \text{ve} \quad AIC3 = L^2 - 3df. \quad (5)$$

BIC ve CAIC ise N 'nin örneklem sayısı olduğu Eşitlik 6'da gösterildiği gibi parametre sayılarının yanında örneklem sayılarını da hesaba katar.

$$BIC = L^2 - df * [\ln(N)] \quad \text{ve} \quad CAIC = L^2 - df * [\ln(N) + 1] \quad (6).$$

Bilgi kriterleri değerlerinde, düşük değer veren kriter veriye , parametrelere daha iyi uyum sağlar, BIC ve CAIC örneklem sayısı fazla iken, AIC'ın ise daha az örneklem sayısı ile kullanılması önerilir (Kankaraš & Moors, 2009 ; Collins & Lanza, 2010).

İlgili Araştırmalar

Bu bölümde dünyada ve ülkemizde örtük sınıf analizi ile yapılan ölçme değişmezliği çalışmalarına değinilecektir.

Dünyada örtük sınıf analizi ile yapılan ölçme değişmezliği çalışmaları.

Kankaraš ve Moors (2009)'un çalışmasında, farklı sosyal gruplar arasında dayanışma tutumlarının Avrupa ülkelerinde aynı olup olmadığı incelenen 1999/2000 yıllarında uygulanmış Avrupa Değer Çalışması (European Value Study) kapsamında 33 ülkeden bireylerin katıldığı veriler kullanılmıştır. Çalışma yaklaşık 40000 katılımcıya uygulanmış fakat araştırmadan seçkisiz olarak 1168 örneklem seçilerek örnekleme oluşturmuştur. Araştırmada analiz için 5'li Likert tipi maddelerin 1 "çok fazla" ve 5 "hiç" arasında değiştiği çalışmadan "Yerel/aile dayanışması" ile ilgili 4 madde, "Sosyal dayanışma" ile ilgili 3 madde ve "Global dayanışma" ile ilgili 3 madde dahil edilmiştir. Analiz için temel model olarak Abela (2004)'nin araştırmadan oluşturduğu "Yerel/aile dayanışması", "Sosyal dayanışma" ve "Global dayanışma" boyutlarını içeren üç örtük sınıflı modele 33 Avrupa ülkesinin grup değişkeni olduğu ve 10 maddenin gözlenen değişken olduğu homojen model doğrulayıcı örtük-sınıf faktör analizi ile oluşturulmuştur. Sonrasında kısmi homojen model ve heterojen modelin de incelendiği çalışmada, AIC bilgi kriterine göre karşılaştırma yapıldığında, kısmi homojen modelin daha iyi uyum sağladığını belirtilmiştir. Aynı zamanda L^2 fark istatistikleri de aynı sonucu destekleyen değerler vermişlerdir.

Kankaraš, Moors ve Vermunt (2011), örtük sınıf analizi ile ölçme değişmezliğini iki farklı örnek üzerinden gösteren çalışma yapmışlardır. İlk örnek gizil ve gözlenen değişkenlerin ikisinin de kategorik olduğu standart çoklu-grup örtük-sınıf faktör analizini içermektedir. İkinci örnek ise gizil ve gözlenen değişkenlerin sıralı olduğu çoklu-grup doğrulayıcı faktör analizini içermektedir. İki örnekte de örneklem sayısı eşit ve her ülke için 1000 olarak seçilmiştir. Model seçiminde iki örnek için de BIC istatistiklerini kullanmışlardır.

İlk örnekte 1999/2000'da uygulanan Avrupa Değer Çalışması'ndan dört kategorik madde, katılımcılara teknoloji, birey, aile yaşamı ve doğal yaşam tarzı ile ilgili sorulan maddelerde cevap kategorileri iyi, kötü ve umursamıyorum şeklindedir. Araştırma sonuçlarında Belarus, Romanya, Lüksemburg ve Avusturya ülkeleri

karşılaştırılmıştır. Araştırmacılar BIC istatistiklerine göre iki sınıflı modelin en uyumlu model olduğunu tespit etmişlerdir. Ölçek düzeyinde ölçme değeri çalışmada kısmi homojen modelin en iyi model olduğunu, karşılaştırmada bir örtük sınıf daha eklendiğinde yapısal homojen modelin en iyi model olduğunu belirtmişlerdir. Madde düzeyinde yapılan ölçme değeri incelemede temel model heterojen model alınmıştır. Sonrasında incelenen dört madde için de diğer modellerin heterojen modelden daha iyi uyum sağlandığı tespit edilip, kısmi homojen model temel alındığında sadece birey ile ilgili maddenin gruplar arası eşdeğer olmadığı tespit edilmiştir.

İkinci örnekte ise ölçme değeri çoklu-grup doğrulayıcı faktör analizi ile test edilmiştir. 2006/2007'de uygulanan Avrupa Sosyal Çalışması'ndan 23 farklı ülkenin karşılaştırıldığı, "Hiç" ve "Çok fazla" arasında değeri 7'li değerlendirme puanına sahip 4 madde gözlenen değeri olarak belirlenmiştir. Ölçek düzeyinde heterojen model temel model olarak belirlenmiş, sonrasında BIC istatistiklerine bakılarak homojen modelin en iyi model olduğu tespit edilmiştir. Madde düzeyinde de heterojen model temel model seçilmiş ve aynı şekilde tüm maddelerin eşdeğer olduğu belirtilmiştir.

Morren, Gelissen ve Vermunt (2012) çalışmalarında ankete verilen cevaplarda uç tepki stillerinin kültürler arası karşılaştırmaları nasıl etkilediğini incelemek için iki farklı çalışma yaptıkları çoklu-grup örtük sınıf faktör analizi yaklaşımını kullanmışlardır. Çalışmanın ilk kısmında, uç tepki stillerini ölçen iki sürekli örtük değeri ilişkili 5 kategorik değeri olduğu 10 maddelik iki faktörlü örtük faktör modeli ile simülasyon verisi oluşturulmuştur. Her biri 1000 gözlemden oluşan üç grubun, her grup için 17 farklı tepki stili olduğu varsayılmıştır. Analizde heterojen, kısmi homojen ve homojen model yerine yapısal eşitlik modellemesindeki eşdeğer olmayan model, metrik ve skalar değeri test edilmiştir. Metrik değeri modelinin en iyi model olduğu tespit edilmiştir. Üçüncü faktör olarak uç tepki stilleri eklendiğinde ise skalar değeri modelinin en iyi model olduğu tespit edilmiştir. Çalışmanın ikinci kısmında ise, görgül bir örnek olarak 2002'de uygulanmış olan Hollanda'da bulunan en büyük dört etnik azınlıklar olan Türkler, Faslılar, Surinamlılar ve Antiller'in katıldığı Azınlıkların Sosyal Konumu ve Kamu Hizmeti Kullanımı (Social Position and Utility Use of Ethnic Minorities) (SPVA) çalışması incelenmiştir. Bu kısımda kültürel boyut içerisinde bulunan aile ve

Hollanda halkına olan tutum ile ilgili iki faktör ve her faktör ile ilgili 5 madde belirlenmiştir. Ölçek, 1 “tamamen katılıyorum” ile 5 “tamamen katılmıyorum” arasında puanlanan 5’li Likert ölçeğidir. Analiz bölümünde ise öncelikle tepki stillerinin bir faktör olarak alınmadığı 2 faktörlü 3 model test edilmiş, daha sonrasında tepki stillerini de faktör olarak kabul edip 3 faktörlü model oluşturulmuştur. Temel model olarak eşdeğer olmayan model alınmış ve daha sonra uç tepki stillerinin skalar ve metrik değişmezliği de ihlal ettiğini tespit etmişlerdir.

Kankaraš, Vermunt ve Moors (2011), çalışmalarında ölçme değişmezliğinin test edilmesinde kullanılan doğrulayıcı faktör analizi, madde tepki kuramı ve örtük sınıf faktör analizi yöntemlerini sıralayıcı ölçek düzeyindeki maddeler için simülasyon verisi oluşturarak karşılaştırmışlardır. Araştırmada örneklem büyüklüğü, model seçimi ve model seçiminde kullanılan bilgi kriteri istatistikleri de incelenmiştir. Bu çalışmada, biri kategorik ve biri sürekli gizil değişkenler olmak üzere her biri 5 madde ve kategori sayısı 5 olan iki model oluşturulmuştur. Eşdeğer olmayan koşullar ise eğim parametresi ve sabit parametresi, katılma yanlılığı ve uç tepki yanlılığı olmak üzere kurulmuştur. Eşdeğer olmayan maddelerin sayısı ise 1 ile 3 olarak seçilmiştir. Örneklem büyüklüğü ise her grup için 200 ile 1000 arasında seçilmiştir. Araştırmacılar, üç maddenin eşdeğer olmadığı ve uç tepki yanlılığının olduğu, örneklemin 200 ve 1000 olarak değiştirildiği koşullarda örtük sınıf faktör analizi ile sıralayıcı ve sürekli faktörlerde model tahmini %90-%95 arasında doğru tahminlendiğini belirtmişlerdir. Eğim parametrelerinin yanlılığı olan koşullarda ise sıralayıcı ölçek düzeyinde tamamen doğru model tespit edildiği belirtilirken, sürekli gizil değişken olduğunda örneklem büyüklüğüne göre 200’de %75 ve 1000’de %98 doğru tahmin edildiği tespit edilmiştir. Analiz madde düzeyine indirildiğinde bu doğru tahminleme oranı %44 ve %100 olarak raporlanmıştır.

Eid ve Rauber (2012), kurum anketlerinde ölçme değişmezliğini tespit etme ile ilgili çalışma yapmışlardır. Liderlik Performans Ölçeği (Leadership Performance Scale) uygulanan araştırmada örneklem sayısı 4578’dir. Çalışmanın bulgular kısmında iki farklı yanıt stili içeren örtük sınıf oluşmuştur. Araştırmaya göre bu iki sınıftan birincisi ölçeği yanıtlarken güçlü tercihleri kullanmazken (puanlamada 1 ve 5), diğer sınıf ise uç tepkiler vermiştir. Sonrasında bu iki sınıfın demografik ve diğer kurumsal değişkenler açısından farklılaştığını belirtmişlerdir. Çalışmanın sonuç kısmında ise kurumsal anketlerde bireyleri ve departmanları karşılaştırmak için

değişmezlik çalışmalarının gerekliliğini belirtip, ileride yapılacak olan bu şekildeki çalışmalar için önerilerde bulunmuşlardır.

Collins ve Lanza (2010), kitaplarında çoklu-grup örtük sınıf analizi ile ölçme değişmezliğinin tespit edilmesinde model seçimi, grup farklılıklarının tespiti, parametrelerin yorumlanması ile ilgili görgül bir örnek sunmuşlardır. Yaptıkları Ulusal Genç Sağlığı Boylamsal Çalışması'nda ergen suçluluğu ile örnek araştırmada 10. ve 11. sınıfların katıldığı örneklem sayısı 2087'dir. Çalışmada model belirlenirken 4 örtük sınıflı modelin AIC ve BIC istatistiklerine göre veriyi en iyi temsil ettiği söylenmiştir. Araştırmacılar, koşullu olasılıkların serbest olduğu ve eşit yapıldığı iki farklı model oluşturup, ölçme değişmezliğini yorumlamışlardır. AIC ve BIC istatistiklerine göre koşullu olasılıkların eşit yapıldığı modelin en iyi model olduğu belirtilmiştir ve ölçme değişmezliğinin sağlandığını tespit etmişlerdir.

Türkiye'de örtük sınıf analizi ile yapılan ölçme değişmezliği çalışmaları.Güngör-Culha (2012), simülasyon verisi ile yaptığı çalışmada örtük sınıf analiziyle ölçme değişmezliğini, örneklem büyüklüğü, yanlılığın bulunduğu parametrenin, eşdeğer olmayan madde sayısı ve madde sayısının değiştiği 28 farklı koşul oluşturarak ölçek ve madde düzeyinde incelemiştir. Ayrıca araştırmacı BIC, AIC, CAIC, AIC3 istatistiklerinin model seçimindeki etkilerini de incelemiştir. Örneklem büyüklüğünün etkisini incelediğinde, örneklem sayısı arttıkça doğru tahminleme oranının arttığını tespit etmiştir. Araştırma bulgularına göre BIC, CAIC istatistiklerinin örneklem sayısı düşük olduğunda kullanılmasının uygun olmadığını belirtmiştir. Madde sayısı, doğru tahminlemede etkisiz kalırken, eşdeğer olmayan maddelerin sayısı arttığında ölçek düzeyinde daha doğru karar verildiğini belirtmiştir.

Güngör, Korkmaz ve Somer (2013), çoklu-grup örtük sınıf analizi ile ölçme değişmezliğini inceledikleri araştırmalarında 733 üniversite öğrencisine Eylem Değerleri Ölçeği'nin sevgi kapasitesi boyutu kullanılan bir çalışma yapmışlardır. Çalışmalarında tüm grup, kadın ve erkeklerde 2 örtük sınıf tespit edilmiştir. Temel model olarak heterojen model seçilmiştir, homojen model de analize dahil edilmiştir. Bilgi kriterleri yorumlanarak ve madde düzeyinde de analizler yapılarak araştırmanın verisine en uygun modelin homojen model olduğunu belirtmişlerdir.

Ölçme değişmezliği ile ilgili alanyazının tümüne bakıldığında, özellikle ÇGDFA ve MTK'ya dayalı yöntemlerin uygulandığı çalışmaların fazlalığı göze çarpmaktadır. Bu iki yöntem çok kullanılmakla birlikte geniş ölçekli TIMSS, ABIDE, PISA gibi araştırmalara yönelik yapılan çalışmalar bulunmaktadır. Örtük sınıf analizi ile yapılan ölçme değişmezliği çalışmaları genel olarak incelendiğinde, uluslararası alanyazında görgül veri ve simülasyon verisi ile yapılan çalışmalar bulunmakla beraber, ülkemizde örtük sınıf analizi ile ilgili ölçme değişmezliği çalışmalarının azlığı dikkat çekmektedir. Bu bağlamda çalışmada TIMSS 2015 uygulamasındaki 4. sınıf düzeyinde uygulanan ev anketindeki erken matematik aktiviteleri ile ilgili maddeler çoklu-grup örtük sınıf analizi ile ölçme değişmezliği incelenmiştir. ÖSA yöntemi, literatürde sıklıkla başvurulan YEM'e dayalı ÇGDFA yöntemine göre esnektir. Bunun sebebi ise normal dağılım, lineer bağlantı gibi sayıtların olmaması ve tek sayıtların yerel bağımsızlık olmasıdır (Güngör, Korkmaz, & Somer, 2013; Kankaraş, Vermunt, & Moors, 2011). ÖSA aynı zamanda diğer yöntemlerden farklı olarak kategorik değişkenlerle de çalışma fırsatı sağlamaktadır ve bu yönüyle iyi bir alternatif olabileceği söylenebilir (Güngör-Culha, 2012; Güngör, Korkmaz, & Somer, 2013; McCutcheon, 1987). Ancak ÖSA yönteminde uygun model seçimine ilişkin henüz bir görüş birliği bulunmamaktadır. Ayrıca ÖSFA yönteminde geleneksel faktör analizindeki faktör yüklerine benzer olarak log-lineer parametreler yorumlanır ve bu parametreleri yorumlamak kolay olmayabilir (Vermunt & Magidson, 2004).

Bölüm 3

Yöntem

Bu bölümde araştırmanın türü, evren ve örnekleme, araştırmada kullanılacak verilerin toplanma süreci ve analizi ile ilgili bilgiler yer almaktadır. Araştırmanın amacı TIMSS 2015 Türkiye uygulamasında 4. sınıf öğrencilerinin matematik testindeki başarılarını etkileyen ev anketindeki erken matematik aktiviteleri değişkeninin bölgeler ve cinsiyet açısından farklılık olup olmadığının incelenmesidir. Bu çalışma, TIMSS 2015 sonuçlarının 4. sınıf erken öğrenme modelinde bölge ve cinsiyete göre farklılığının incelenip, geçerlik düzeyini saptamaya yönelik olduğundan dolayı ilişkisel bir araştırmadır.

Araştırmanın Evreni ve Örnekleme

TIMSS araştırması, matematik ve fen bilimleri bilgi ve becerilerini dördüncü ve sekizinci sınıf düzeyinde belirlemeye çalışır. TIMSS araştırmasına katılacak ülkelerin örneklemlerinin ulusal olarak temsil edici olması gerekmektedir (LaRoche, Joncas, & Foy, 2016 ; MEB, 2016). TIMSS örneklem seçimi, örneklem tasarımı prensipleri çerçevesinde iki aşamalı tabakalı küme örnekleme ile IEA'in danışmanlığında her ülkenin ulusal koordinatörlüğü tarafından yapılır. İlk aşamada her ülkeye göre belirlenen demografik değişkenlerine göre listelenen okullar, tesadüfi örnekleme yaklaşımı ile seçilir. İkinci aşamada ise belirlenen okullar arasından WinW3S (Okul-İçi Örnekleme Yazılımı) (Within-School Sampling Software) yazılımı ile sınıf seçimi yapılır ve seçilen sınıflardaki tüm öğrenciler uygulamaya katılır (LaRoche, Joncas, & Foy, 2016). Bu araştırmada TIMSS uygulamasının Türkiye örneklemindeki dördüncü sınıf verileri kullanılmıştır. TIMSS örneklem tasarım prensiplerine göre, araştırmaya katılacak dördüncü sınıf öğrencilerinin yaşının en az 9,5 olması gerekmektedir. TIMSS 2015 araştırmasına Türkiye'nin yedi bölgesinden dördüncü sınıf düzeyinde toplamda 260 okul ve 6456 öğrenci katılmıştır. Ancak Türkiye örnekleminde demografik değişkenler olarak Türkiye İstatistik Bölge Birimleri Sınıflandırması (İBBS) Düzey 1'e bağlı 12 istatistik bölge ve ülkedeki kırsal bölgeler olmak üzere toplam 13 bölgeye ayrılmıştır. TIMSS 2015 uygulamasına bölgelere göre okul ve öğrenci sayıları Tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1

Bölgelere Göre TIMSS 2015'e Katılan 4. sınıf Okul ve Öğrenci Frekansı

Bölge	Okul Sayısı	Öğrenci Sayısı
İstanbul	36	1116
Batı Marmara	10	166
Ege	26	654
Doğu Marmara	16	318
Batı Anadolu	16	420
Akdeniz	30	842
Orta Anadolu	10	243
Batı Karadeniz	10	233
Doğu Karadeniz	10	232
Kuzeydoğu Anadolu	10	249
Orta Doğu Anadolu	14	317
Güneydoğu Anadolu	32	941
Türkiye Geneli Kırsal	40	725
Toplam	260	6456

Kaynak: MEB, 2016

TIMSS 2015 Türkiye örnekleminde dördüncü sınıf seviyesinde cinsiyetlere göre 3178 kadın, 3278 erkek öğrenci araştırmaya katılmıştır.

Yukarıdaki bilgilere göre, bu araştırmanın evrenini TIMSS 2015 araştırmasının yapıldığı dönemdeki Türkiye'deki dördüncü sınıf seviyesindeki 1,108,572 öğrenci oluşturmaktadır. Araştırmanın örneklemini ise, 260 okuldan seçilmiş olan 6456 öğrenci oluşturmaktadır. Ancak sayıltıların kontrolü aşamasından sonra örneklem 5823 kişi olup, analizler gerçekleştirilmiştir.

Veri Toplama Süreci

Bu arařtırmada analizi yapılan veriler, TIMSS 2015 arařtırmasına Türkiye'de katılan dördüncü sınıf öğrencilerinin matematik başarı testi puanları ile velilerinin ev anketindeki erken matematik aktiviteleri ile ilgili bazı maddelere verdikleri yanıtlardan oluşmaktadır. Ev anketine velilerin verdiği yanıtlar öğrenci verileri ile ilişkilendirildiğinden örneklemi öğrenciler oluşturmaktadır. Bu maddelere ait yanıtlar “Sıklıkla”, “Bazen” ve “Hiç ya da neredeyse hiç” şeklindedir.

Verilere TIMSS&PIRLS Uluslararası Çalışma Merkezi (International Study Center) internet sitesinden (<https://timssandpirls.bc.edu/timss2015/international-database/>) ulařılmıştır.

Arařtırma kapsamında incelenen TIMSS 2015 uygulamasının Türkiye örneğindeki 4. sınıflara ait öğrencilerin uygulamaya katıldıkları bölgelerin verisine ise, Etik Komisyon İzni (Ek - C) alındıktan sonra bölgelere ait veriler Milli Eğitim Bakanlığı Ölçme, Değerlendirme ve Sınav Hizmetleri Genel Müdürlüğü'nden alınmıştır (Ek - B).

TIMSS arařtırmalarında matematik ve fen bilimlerinde bulunan maddeler içerik boyutu (müfredat ve kazanımlar) ve bilişsel boyut (bilgi,problem çözme, akıl yürütme) olmak üzere iki kısımda hazırlanır. TIMSS maddeleri Uluslararası TIMSS&PIRLS Çalışma Merkezi'ndeki madde geliştirme çalışanları, komitesi ve ulusal düzeyde çalışmayı yürüten kuruluşların da fikirleri alınarak oluşturulur. TIMSS 2015'te bulunan maddeler, yarısı çoktan seçmeli ve yarısı da uzun/kısa cevaplı olmak üzere yaklaşık olarak eşit dağıtılmıştır (MEB, 2016). Ayrıca öğrenci, öğretmen, veli (öğrenci anketi içerisinde) ve okul anketleri bulunmaktadır.

Veri Toplama Araçları

Araştırma, TIMSS 2015 Türkiye uygulamasında bulunan 4. sınıf düzeyindeki matematik testindeki başarı puanlarını ve öğrenci velilerine uygulanan ev anketini içeren hazır veriler üzerinden yürütülmüştür. Bunların dışında veri toplamak için bir araç kullanılmamıştır. Ev anketindeki erken matematik aktiviteleri ile ilgili oluşturulan modele alınan gözlenen değişkenler ve gizil değişken Tablo 2’de sunulmuştur.

Tablo 2

Modele Ait Gözlenen ve Gizil Değişkenler

Gizil Değişken	Gözlenen Değişken
Erken Matematik Aktiviteleri	Sayma tekerlemeleri ya da sayma şarkıları söyler (ASBH02J).
	Sayı oyuncakları ile oynar (ASBH02K).
	Farklı şeyleri sayar (ASBH02L).
	Geometrik şekil içeren oyunlar oynar (Örnek: Geometrik şekil ayırma oyunu, yapboz) (ASBH02M).
	Nesneleri üst üste dizme veya inşaat oyuncakları ile oynar (ASBH02N).
	Masa ya da kart oyunları oynar (ASBH02O).
	Sayıları yazar (ASBH02P).

Anketten modele alınan gözlenen değişkenlere ait yanıtlar ise “Sıklıkla”, “Bazen” ve “Hiç ya da neredeyse hiç” şeklindedir.

Verilerin Analizi

Verilerin analizi için, ilk aşamada verilerin analize uygunluğu için gerekli sayıtların kontrolü yapılmıştır. İkinci aşamada TIMSS 2015 ev anketinde bulunan erken matematik aktiviteleri ile ilgili maddelere Hacettepe Üniversitesi’nde lisanslı

olarak bulunan IBM SPSS Statistics 23.0 paket programı kullanılarak açımlayıcı faktör analizi yapılarak erken matematik aktiviteleri ile ilgili model oluşturulmuştur. Oluşturulan model Lisrel 8.0 paket programı kullanılarak doğrulayıcı faktör analizi ile doğrulanmıştır. Üçüncü aşama olarak doğrulanan modelin Latent Gold programının 5.1 versiyonu kullanılarak çoklu-grup örtük sınıf analizi yaklaşımı ile bölgelere ve cinsiyete göre ölçme değişmezliği incelenmiştir.

Erken matematik aktiviteleri modelinin kurulması ve doğrulanması aşamasında analizin problemleri sonuçlar vermemesi adına analizin bu kısmında AFA ve YEM'e dayalı DFA kullanılacağı için bu istatistiki yöntemlerin sayıltılarının kontrol edilmesi gerekmektedir. Bundan dolayı örneklem büyüklüğü, verilerin dağılımı, uç değer analizi, çoklu bağlantıların test edilmesi analizde çıkacak yanlış sonuçların raporlanması gibi problemlerin aza indirgenmesi açısından gereklidir (Kline, 2013).

Kayıp veri. Araştırmalardan çıkarılacak sonuçların geçerliği, analizin bulgularının doğruluğu açısından kayıp verilerin varlığının test edilmesi gerekmektedir. Kayıp verilerin örnekleme göre miktarı ve şekli, kayıp verilere yapılacak olan müdahalede önem taşımaktadır. Hatta kayıp verilerin neden ortaya çıktığı miktarından daha fazla önem taşımaktadır (Şahin Kürşad & Nartgün, 2015; Tabachnick & Fidell, 2014). Kayıp veriler tamamen rastlantısal olabileceği gibi, kayıp verinin değişkenin kendisi ile ilgili olduğu durumda, başka bir deyişle rastlantısal olarak dağılmadığı durumlar da oluşabilir. (Tabachnick & Fidell, 2014). Kayıp veri ile başa çıkmada, kayıp verileri analiz dışında bırakma, yaklaşık değer atama ve parametre tahmini yöntemleri kullanılmaktadır (Kline, 2011; Şahin Kürşad & Nartgün, 2015). Araştırmacılar örneklem büyüklüğü, kayıp verinin şekli ve miktarına göre buna karar verebilirler. Bu bağlamda örneklem büyüklüğü göz önünde bulundurulduğunda Tabachnick ve Fidell (2014)'e göre, her bir değişken için kayıp verilerin sayısı örneklem sayısının %5 veya daha azı olduğunda, bu yöntemlerden herhangi birini eksik veri analizinde kullanılabilir.

Bu çalışmada değişkenlere göre kayıp veri oranı %3,7 ile %4,9 arasında değişmiştir ve kayıp veriler her değişken için rastlantısal olarak dağılmıştır. Listesel silme işlemi, yalnızca kayıp verilerin rastlantısal dağıldığı durumda kullanılabilir (Jöreskog, Olsson, & Wallentin, 2016). Buna göre listesel silme işlemi ile örneklemde 631 veri silinmiştir. Veri setinde bulunan örneklem sayısı 6456'dan 5825'e indirilmiştir.

Uç değerler. Yanlış veri girişi, örnekleme dahil edilecek hedef kitle dışında birinin araştırmaya katılımı gibi sebeplerden dolayı veri setinde uç değerler görülebilir ve bu durum normal dağılımı etkileyebilir (Tabachnick & Fidell, 2014). Uç değerler, veri setinde çok yüksek ya da çok düşük değer alan veriler olabilir.

Çok değişkenli verilerde uç değerler Mahalanobis uzaklık istatistiği D^2 ile tespit edilebilir. D^2 istatistiği gözlenen değişkenlerde bir değer diğerine göre hangi uzaklıkta olduğunu gösterir (Maesschalck, Jouan-Rimbaud, & Massart, 2000). Harrington (2009)'a göre geniş örneklemlerde uç değer tespitinde z değeri -4 ile +4 arasında tanımlanabilir. D^2 istatistiği, gözlenen değişken sayısına eşit serbestlik derecelerine sahip ki-kare istatistiği olarak dağılır. Ki-kare derecesinin kritik değerini aşanlar, uç değer olarak değerlendirilebilir. Tabachnick, Fidell ve Ullman (2007), veri setinde uç değerlerin sayısının birkaç adet olduğu durumlarda ve diğer gözlemleri etkileyecek çoğunlukta olmadığı silmenin iyi bir tercih olduğunu belirtmişlerdir.

Verilen bilgilere göre veri setinin uç değer tespitinde z değerleri ve D^2 istatistiği ($p < 0,001$ 'e göre ki-kare serbestlik derecesi = 24,32) incelendiğinde, 2 verinin uç değer olduğu görülmektedir. Buna göre analize alınacak veri sayısı 5825'ten 5823'e indirilmiştir.

Normallik. Çok değişkenli analiz yapılmak istendiğinde normallik sayıltısı, tüm değişken ve değişkenlerin lineer tüm kombinasyonlarının normal dağılmasıdır (Khine, 2013). Mardia ve Cox-Small testleri ile çok değişkenli normallik kontrollü yapılabilir, fakat geniş örneklemlerinde normallikten çok az bir sapmanın bile bu analizler ile istatistiksel olarak anlamlı çıkabileceğini belirtmiştir (Harrington, 2009 ; Weston & Jr., 2006). Çok değişkenli normalliğin ihlali durumunda oluşacak problemin derecesine göre sonuçlar olması gerekenden iyi ya da kötü çıkarıma sebep olabilir. Çok değişkenli normallik, bütün tek değişkenli dağılımların normalliğine, tüm değişkenlerin diğer bütün değişken değerleri için normal dağılması (ortak dağılım), iki değişkenli saçılım grafiklerinin doğrusal olması ve artıkların eş varyanslı olması özelliklerine dayanır (Khine, 2013; Weston & Jr., 2006).

Çok değişkenli normallik kontrolü tek değişkenli normallik kontrolü ile de sağlanabilir (Kline, 2011). Bundan dolayı, basıklık ve çarpıklık katsayısı ile normal dağılım kontrolü yapılmıştır. Harrington (2009)'a göre, $p < 0,05$ için 1,96'dan büyük

basıklık ve çarpıklık katsayısı, $p < 0,01$ için ise 2,58'den büyük katsayısı normal dağılımı ihlal eder. Çarpıklık değeri 3,0'dan büyük ise aşırı değer olarak kabul edilirken, 8 ile 20 arasındaki basıklık değerleri ise aşırı olarak görülebilir (Bentler & Chou, 1987).

Bu bağlamda, çarpıklık değerleri -0,42 ile 0,48 arasında değişirken; basıklık değerleri -1,40 ile -0,95 arasında değişmektedir ve bu değerler normallik sayıltısını karşılamaktadır.

Çoklu bağlantı. Çoklu bağlantı problemi, birbirinden farklı değişkenlerin aslında aynı şeyi ölçmesi olarak tanımlanabilir. YEM'nde değişkenler ile ilgili ölçümler yapının göstergesi olarak kullanılır ve bu ölçümler birbirleri ile fazla derecede ilişkili olduğunda analiz sonuçları yanıltıcı olabilmektedir (Khine, 2013 ; Kline, 2011).

Çoklu bağlantının kontrolü için değişkenler arası ikili korelasyon değerlerine bakılırsa 0,85'ten büyük değerler problem teşkil edebilir (Weston & Jr., 2006). Aynı zamanda Varyans Şişkinlik Faktörleri (VIF) (Variance Inflation Factors) ve tolerans değeri dikkate alınabilir. VIF değeri >10 olduğunda, tolerans değeri ise $<0,001$ olduğunda çoklu bağlantı problemi ortaya çıkar (Kline, 2011 ; Tabachnick & Fidell, 2014).

Bunlara göre, değişkenler arası ikili korelasyon değerleri Tablo 3'te, tolerans ve varyans şişkinlik değerleri Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 3

Değişkenler Arası İkili Korelasyon Değerleri

	ASBH02J	ASBH 02K	ASBH 02L	ASBH 02M	ASBH 02N	ASBH 02O	ASBH 02P
ASBH02J	1						
ASBH02K	0,499	1					
ASBH02L	0,446	0,469	1				
ASBH02M	0,432	0,513	0,484	1			
ASBH02N	0,333	0,457	0,379	0,457	1		
ASBH02O	0,297	0,330	0,301	0,398	0,360	1	
ASBH02P	0,428	0,391	0,406	0,403	0,269	0,306	1

Tablo 3 incelendiğinde değişkenler arasındaki ikili korelasyon değerlerinin 0.85 değerinden daha düşük olduğu ve bu açıdan çoklu bağlantının oluşmadığı söylenebilir.

Tablo 4

Değişkenlerin Tolerans ve Varyans Şişkinlik Faktörleri Değerleri

Madde	Tolerans	VIF
ASBH02J	0,643	1,556
ASBH02K	0,575	1,738
ASBH02L	0,639	1,565
ASBH02M	0,578	1,731
ASBH02N	0,690	1,449
ASBH02O	0,775	1,291
ASBH02P	0,714	1,400

Tablo 4'e göre değişkenlere ait tolerans ve varyans şişkinlik faktörleri değerleri incelendiğinde tolerans ve VIF değerlerinin de belirtilen değerlere uygun olduğu ve çoklu bağlantı probleminin olmadığı söylenebilir.

Sayıtların incelenmesi sonucunda kayıp ve uç değerler analizlere dahil edilmemiştir. Bir sonraki aşamada model oluşturulacaktır.

Modelin oluşturulması. AFA ve sonrasında DFA uygulandığında büyük örneklerde veriyi ikiye ayırmak sık kullanılan bir yoldur (Thompson, 2004). Modelin oluşturulması aşamasında örnekleme bulunan veriler tesadüfi yolla ikiye ayrılmış ve yine tesadüfi şekilde bir yarısına AFA, diğer yarısına DFA uygulanmıştır. AFA ve DFA uygulaması için dördüncü sınıf anketindeki erken matematik aktiviteleri ile ilgili maddelere önce AFA sonrasında ise modelin doğrulanması için DFA uygulanmıştır.

Açımlayıcı faktör analizi. AFA bulguları yorumlanmadan önce veri setinin faktör analizine uygunluğu test edilmiştir. Bu amaçla Keiser-Meyer Olkin (KMO) ve

Barlett küresellik testi değerleri kontrol edilmiştir. KMO ve Barlett küresellik testi değerleri maddelerin değerlerinin tutarlılığına ilişkin yaklaşımlardır.

KMO değeri için alt sınırın 0,50 olduğunu, 0,80 ve üzeri değerlerin iyi ve 0,90 üzeri değerlerin ise mükemmel olarak nitelendirilebileceği belirtilmiştir (Field, 2013). Faktör analizine uygunluğun incelendiği Barlett küresellik testi sonucunda elde edilen ki-kare değerlerinin manidar olması gerekmektedir. Bu bağlamda AFA uygulanacak değişkenlere ait KMO değeri 0,88 olarak bulunmuştur. Bu değer faktör analizine uygun olduğu ve iyi bir uygunluk sağladığı söylenebilir. Barlett küresellik testine ait değerler incelendiğinde $p < 0,001$ için değer anlamlı bulunmuştur. Barlett küresellik testi değerlerinin de faktör analizi için uygun olduğu söylenebilir. Bu doğrultuda veri setindeki maddelerin KMO değeri 0,88 ve Barlett küresellik testi ise $p < 0,001$ için anlamlı bulunduğundan dolayı, faktör analizine uygun olduğu tespit edilmiştir.

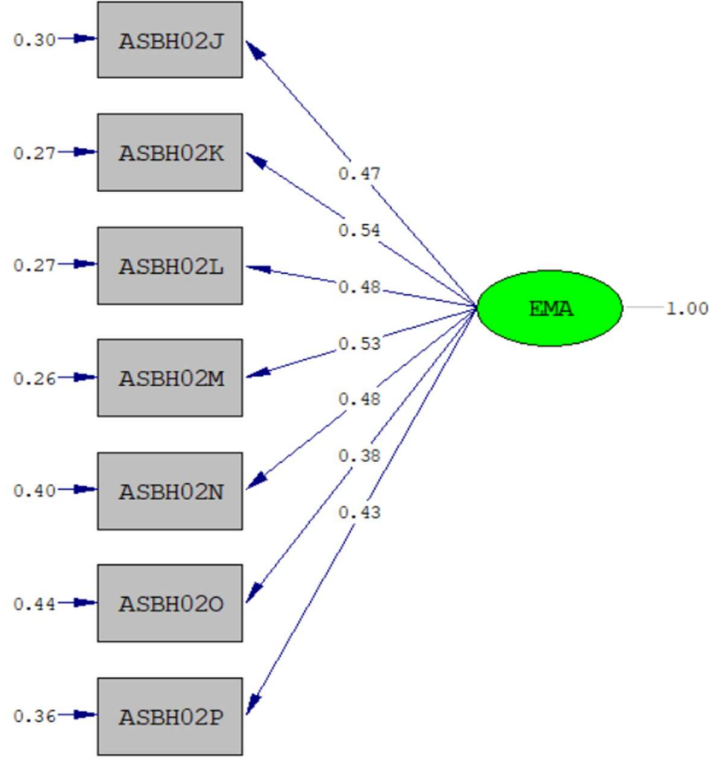
AFA sonuçları incelendiğinde, analize dahil edilen erken matematik aktiviteleri ile ilgili 7 maddenin tümü tek bir boyutta toplanmıştır. Erken matematik aktiviteleri ile ilgili 7 madde varyansın %48,3'ünü açıklamaktadır. Bu maddelerin faktör yükleri ise 0,591 ile 0,772 arasında değişmektedir. AFA'da faktör yüklerinin 0,30'dan düşük olmaması ve maddelerin varyansın tek faktörlü desenlerde %30'unu açıklamasının yeterli olacağı belirtilmiştir (Büyüköztürk, 2007; Tavşancıl, 2005). Bu bilgilere göre açıklanan varyans oranı ve maddelerin faktör yüklerinin analize devam edebilecek seviyede olduğu görülmüştür. Maddelere ait faktör yükleri ise Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 5

Maddelere Ait Faktör Yükleri

Madde	Faktör Yüğü
ASBH02J	0,711
ASBH02K	0,772
ASBH02L	0,714
ASBH02M	0,763
ASBH02N	0,657
ASBH02O	0,591
ASBH02P	0,639

Doğrulatoryı faktör analizi. DFA, analizi yapılan ve boyutlara indirgenmiş kuramsal altyapısı bulunan bir modelin ve bu modele ait deęişkenlerin faktör yüklerinin doğrulanması amacı ile kullanılmaktadır (Brown, 2006). Bu doğrulanma sağlandığında oluşturulan yapı ile ilgili bir kanıt da sağlanmış olur. Bu bağlamda AFA ile belirlenen erken matematik aktiviteleri modeli DFA ile doğrulanmıştır. Yapılan DFA sonucu oluşturulan erken matematik aktiviteleri yol diyagramı Şekil 2'de gösterilmiştir.



Şekil 2. Erken matematik aktiviteleri modeli yol diyagramı (Standartlaştırılmış Katsayılar).

Şekil 2'deki erken matematik aktiviteleri (EMA) diyagramı incelendiğinde, faktör yüklerinin 0,38 ile 0,54 arasında değiştiği görülmektedir. Ayrıca faktör yüklerinin tamamı $p < 0,05$ düzeyinde anlamlıdır. Hata varyanslarına bakıldığında ise 0,26 ile 0,44 arasında değiştiği görülmektedir. Model-veri uyumunun değerlendirilmesi için uyum iyiliği indekslerinin kontrolü yapılmıştır. Modelin veriye uygunluğu açısından birçok farklı uyum iyiliği istatistiği bulunmaktadır ve bunların her biri modelin veriye uyup uymadığı konusunda çeşitli bilgiler sunmaktadır. Bu sebepten dolayı birden fazla uyum iyiliği istatistiği sunulmuş ve kriterlerin yorumlanması buna göre yapılmıştır. İlgili alanyazında sıklıkla kullanılan uyum iyiliği istatistikleri olarak ve kullanılan paket programın Lisrel olmasından ötürü düşük ki-kare değeri (χ^2), uyum iyiliği indeksi (GFI), düzeltilmiş uyum iyiliği indeksi (AGFI), normlaştırılmış uyum indeksi NFI, yaklaşık hataların ortalama karekökü (RMSEA), karşılaştırmalı uyum indeksi CFI değerleri göz önünde bulundurulmuştur (Harrington, 2009).

Kontrolü yapılmış olan uyum iyiliği indeksi ölçütleri ve modele ait değerler Tablo 6'da gösterilmiştir.

Tablo 6

Uyum İyiliği Ölçütleri ve Model Değerleri

Uyum İndeksi	İyi Uyum	Kabul Edilebilir Uyum	Model Değeri
χ^2	$p > 0,05$	$p > 0,05$	$p < 0,05$
χ^2/sd	$0 \leq \chi^2/sd \leq 2$	$2 \leq \chi^2/sd \leq 5$	13,78
NFI	$0,95 \leq NFI \leq 1,00$	$0,90 \leq GFI \leq 0,95$	0,98
RMSEA	$0 \leq RMSEA \leq 0,05$	$0,05 \leq RMSEA \leq 1,00$	0,05
CFI	$0,95 \leq CFI \leq 1,00$	$0,90 \leq CFI \leq 0,95$	0,98
GFI	$0,95 \leq GFI \leq 1,00$	$0,90 \leq GFI \leq 0,95$	0,98

Kaynak: Harrington, D. (2009). *Confirmatory factor analysis*. Oxford: Oxford university press ; Kline, R. B. (2011). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (3 ed.). New York: The Guilford Press.

Tablo 6'da yer alan modele ait değerler incelendiğinde, χ^2 (ki-kare) ve χ^2/sd değerleri haricindeki NFI, RMSEA, CFI ve GFI değerlerinin model ile iyi uyum gösterdiği görülmektedir. Ki-kare değerinin sınırlılıklarından birisi de örnekleme bağılı olması ve büyük örneklerde model uyumu incelendiğinde genellikle manidar değer vermesidir (Harrington, 2009 ; Kline, 2011). Bu bağlamda yapılan analizlerde modelin veriye iyi uyum sağladığı ve erken matematik aktiviteleri ile ilgili oluşturulan modelin doğrulandığı söylenebilir.

Çoklu-Grup Örtük Sınıf Analizi. Bölüm 2’de de detaylı olarak belirtildiği gibi ÇGÖSA, iki ya da daha fazla grubun gizil yapılarının gözlenen değişkenlerin analizi ile ortaya çıkarılmasıdır. ÇGÖSA yöntemi ile ölçme değişmezliğinin incelenmesi ise çeşitli farklı sınırlandırmalar ve homojenlik seviyeleri içeren model parametrelerinin gruplar arasında değişip değişmediğinin karşılaştırılmasıdır (Kankaraš, Moors, & Vermunt, 2011).

Bu bağlamda bir sonraki aşamada AFA ile ortaya konulan ve DFA ile doğrulanan erken matematik aktiviteleri modelinin bölgeler ve cinsiyetler arasında değişip değişmediği ÇGÖSA yöntemi ile incelenmiştir. ÖSA yaklaşımının tek sayıltısı yerel bağımsızlıktır. Standart bir örtük sınıf modelinde değişkenlerin örtük sınıflar içerisinde birbirlerinden bağımsız olduğunu varsayar. ÖSA alanyazınında koşullu olasılıklar ya da yerel bağımsızlık olarak geçen bu sayıltı, örtük sınıflarda gözlenen değişkenlerin birbirinden bağımsız olmasıdır. Bu durum geleneksel faktör analizindeki hataların birbirinden bağımsız olması durumuna benzerdir. Vermunt ve Magidson (2004), yerel bağımsızlığı gözlenen değişkenlerin maddelere verecekleri yanıt olasılıklarının örtük değişken ile açıklanması olarak belirtmişlerdir. Aksi bir durumda bir koşul sağlanmadığında durumunda yerel bağımlılık olur ve bunun çözümü için herhangi bir işlem yapılmazsa model uyum istatistikleri olması gerekenden fazla değer verebilir (Uebersax, 1993). Model uyum istatistiklerinin fazla değer vermesi ise, araştırmacının yapmaması gerekirken yeni bir örtük sınıf eklemesine ve hem istatistiksel hem de yorumlama açısından yanlışlara sebep olabilir. Lord (1980), tek boyutluluğun sağlanmasının yerel bağımsızlık sayıltısını da sağlayacağını belirtmiştir. Ancak bu araştırmada yerel bağımsızlık sayıltısının sağlanıp sağlanmadığına iki değişkenli artık (bivariate residual) istatistiğinden faydalanılarak bakılmıştır. Uygun sınıflı modeldeki L^2 istatistiğinin p değerine bakılır ve bu istatistiğin p olasılığına göre manidar bir değer vermesi yerel bağımlılık olduğunu gösterir (Hagenaars & McCutcheon, 2002 ; Oberski, 2013).

Bu bağlamda araştırmaya yerel bağımsızlık şartının incelenmesine dair iki değişkenli artık istatistiklerine Tablo 7’de yer verilmiştir.

Tablo 7

İki Değişkenli Artık (Bivariate Residual) İstatistikleri

Gözlenen Değişkenler	ASBH02J	ASBH02K	ASBH02L	ASBH02M	ASBH02N	ASBH02O	ASBH02P
ASBH02J							
ASBH02K	0,7880						
ASBH02L	0,0068	0,0406					
ASBH02M	0,5250	0,1559	1,5982				
ASBH02N	0,7051	1,3126	0,0278	1,1007			
ASBH02O	0,6472	0,8469	0,4911	1,2416	2,3283		
ASBH02P	0,9468	0,2173	0,5313	0,1929	1,3087	0,4103	

3 sınıflı modelin L^2 p değeri : 0,0034

Tablo 7 incelendiğinde L^2 istatistiğinin p değerine göre gözlenen değişkenlerin tümünün 0,0034'ten yüksek olduğu gözlenmektedir. Buna göre araştırmaya alınan değişkenlerin yerel bağımsızlık sayılıtısını ihlal etmediği söylenebilir.

Bölüm 4

Bulgular ve Yorumlar

Bu bölümde araştırmanın alt problemlerine ait bulgular ve bulgulara ait yorumlar sırasıyla verilmiştir. Öncelikle erken matematik aktiviteleri modeline ÖSA uygulanarak en uygun kaç sınıflı modelin olduğunun bulguları ve yorumları verilmiştir. Sonrasında ise ÇGÖSA yöntemi ile modelin ölçek ve madde seviyesinde bölgelere göre ölçme değişmezliğinin bulguları ve yorumları verilmiştir. En son ise yine ÇGÖSA ile modelin ölçek ve madde seviyesinde cinsiyetlere göre ölçme değişmezliğinin bulguları ve yorumları verilmiştir.

Araştırmanın 1. Alt Problemine Yönelik Bulgular

Birinci alt problemde “TIMSS 2015 ev anketinden oluşturulan erken matematik aktiviteleri modeli için en uygun örtük sınıf sayısı kaçtır?” sorusu yer almaktadır. Bu probleme cevap bulmak amacıyla modeldeki değişkenlere ÖSA uygulanmış, en uygun modelin belirlenmesi için de bilgi kriterleri değerleri Tablo 8’de sunulmuştur. Örtük sınıf sayılarından uygun model seçilirken veriyi iyi temsil edebilen en sade ve yorumlanabilen modelin seçilebilmesi için bilgi kriteri değerlerinden en düşük değer seçilir (Eid, Langeheine, & Diener, 2003 ; Moors & Wennekers, 2003).

Tablo 8

1-5 Örtük Sınıflı Modellerin Bilgi Kriteri Değerleri

Model	Tahminlenen Parametre	L ²	BIC	AIC	AIC3	CAIC	sd
1 Sınıflı	14	14574,67	-4255,63	10230,67	8058,67	-6427,63	2172
2 Sınıflı	29	2392,59	-15787,49	-1801,40	-3898,40	-17784,49	2157
3 Sınıflı	44	2261,05	-15788,99	-1902,94	-3984,94	-17870,99	2142
4 Sınıflı	59	2197,47	-15722,52	-1936,52	-4003,52	-17789,52	2127
5 Sınıflı	74	2136,59	-15653,36	-1967,40	-4019,40	-17705,36	2112

Tablo 8’e bakıldığında örneklem büyüklüğü de göz önünde bulundurularak BIC değerinin en düşük olduğu modelin 3 örtük sınıflı model olduğu söylenebilir. AIC3 bilgi kriteri değerine bakıldığında ise 5 örtük sınıflı modelin uygun olduğu görülmektedir. Fakat uygun örtük sınıf belirlemede örneklem sayısı çok olduğunda BIC kriterinin daha iyi sonuçlar gösterdiği belirtilmiştir (Hagenaars & McCutcheon, 2002; Magidson & Vermunt, 2004; Nylund, Asparouhov & Muthén, 2007). Buna göre

en sade ve yorumlanabilir olan modelin 3 örtük sınıflı model olduğu da söylenebilir. Analizin bu aşamasından sonra 3 örtük sınıflı modele ait örtük sınıf olasılıkları Tablo 9’da sunulup yorumlanmıştır.

Tablo 9

Üç Örtük Sınıflı Modele Ait Koşullu Olasılıklar

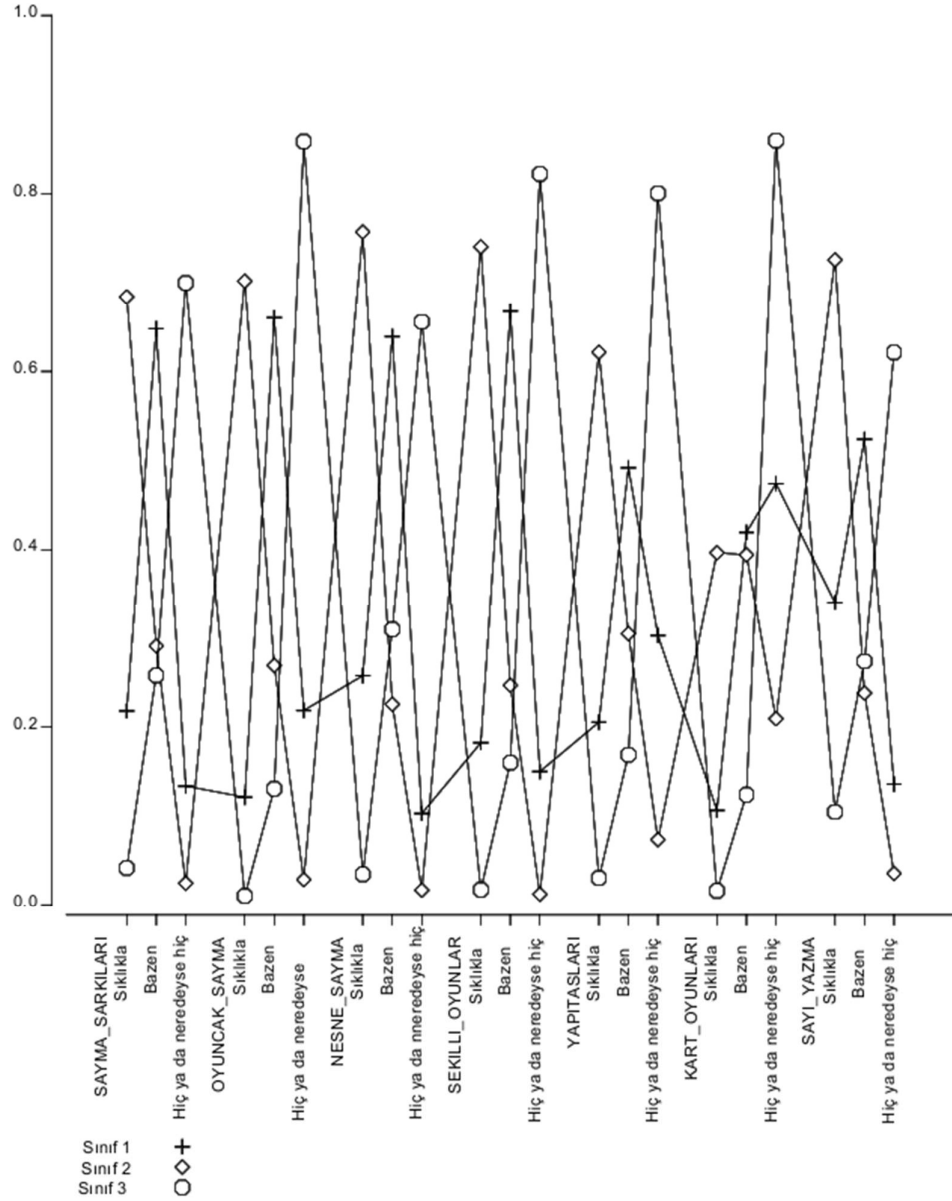
	Sınıf 1	Sınıf 2	Sınıf 3
Sınıf Büyüklüğü	0,47	0,37	0,16
Gözlenen Değişkenler			
Sayma tekerlemeleri ya da sayma şarkıları söyler (ASBH02J).			
Sıklıkla	0,22	0,68	0,04
Bazen	0,65	0,29	0,26
Hiç ya da neredeyse hiç	0,13	0,02	0,70
Sayı oyuncakları ile oynar (ASBH02K).			
Sıklıkla	0,12	0,70	0,01
Bazen	0,66	0,26	0,13
Hiç ya da neredeyse hiç	0,22	0,02	0,86
Farklı şeyleri sayar (ASBH02L).			
Sıklıkla	0,26	0,75	0,04
Bazen	0,64	0,22	0,31
Hiç ya da neredeyse hiç	0,10	0,01	0,65
Geometrik şekil içeren oyunlar oynar (ASBH02M).			
Sıklıkla	0,18	0,74	0,02
Bazen	0,67	0,24	0,16
Hiç ya da neredeyse hiç	0,15	0,01	0,82
Nesneleri üst üste dizme veya inşaat oyuncakları ile oynar (ASBH02N).			
Sıklıkla	0,21	0,62	0,03
Bazen	0,49	0,30	0,17
Hiç ya da neredeyse hiç	0,30	0,07	0,80
Masa ya da kart oyunları oynar (ASBH02O).			
Sıklıkla	0,11	0,39	0,02
Bazen	0,42	0,39	0,12
Hiç ya da neredeyse hiç	0,47	0,20	0,86
Sayıları yazar (ASBH02P).			
Sıklıkla	0,34	0,72	0,11
Bazen	0,52	0,23	0,27
Hiç ya da neredeyse hiç	0,14	0,03	0,62

Tablo 9’da erken matematik modeline ait üç örtük sınıfın olasılıklarına bakıldığında anket katılımcılarının %47’sinin birinci örtük sınıfta, %37’sinin ikinci örtük sınıfta ve %16’sının da üçüncü örtük sınıfta bulunduğu görülmektedir. Tabloda gözlenen değişkenlere ait cevap örüntüleri ise “sıklıkla”, “bazen”, “hiç ya da neredeyse hiç” şeklindedir.

Gözlenen değişkenlere ait örtük sınıf olasılıkları incelendiğinde “Sayma tekerlemeleri ya da sayma şarkıları söyler (ASBH02J)” maddesine 1. sınıfta bulunan kişilerin %65’i “bazen” yanıtını verme olasılığına, 2. sınıfta bulunanların ise %68’i “sıklıkla” yanıtını verme ve 3. sınıfta bulunanların %70’i ise “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtını tercih etme olasılıkları vardır. “Sayı oyuncakları ile oynar (ASBH02K)” maddesine ise 1. sınıfta bulunan kişilerin “bazen” yanıtını tercih etme olasılığı %66, aynı şekilde 2. sınıfta bulunan kişilerin bu maddeye “sıklıkla” yanıtını verme olasılığı ise %70 ve 3. sınıfta bulunanlar bu maddeye “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtını %86 verme olasılığına sahiptir. “Farklı şeyleri sayar (ASBH02L)” maddesine 1. sınıfta bulunan kişiler “bazen” yanıtını %64 oranında verme olasılığına sahipken, 2. sınıfta bulunan kişiler “sıklıkla” yanıtını vermek için %75 olasılığa ve 3. sınıfta bulunan kişilerin %65 “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtını verme olasılığına sahiptir. “Geometrik şekil içeren oyunlar oynar (ASBH02M)” maddesine 1. sınıfta bulunan kişiler %67 “bazen” yanıtını verme olasılığına sahipken, aynı maddeye 2. sınıfta bulunan kişiler “sıklıkla” yanıtını verme olasılığına %74 ve 3. sınıfta bulunan kişiler ise “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtını verme olasılığına %82 oranında sahiptir. “Nesneleri üst üste dizme veya inşaat oyuncakları ile oynar (ASBH02N)” maddesine göre sınıflara ait koşullu olasılıklara bakıldığında ise 1. sınıfta bulunan yanıtlayıcıların %49’u “bazen” yanıtı, 2. sınıfta bulunanların %62’si “sıklıkla” yanıtı, 3. sınıfta bulunan yanıtlayıcıların ise %80’i “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtını verme olasılığına sahiptir. “Masa ya da kart oyunları oynar (ASBH02O)” maddesine 1. sınıfta bulunanların “bazen” yanıtını verme olasılığı %42’dir ve “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtını verme olasılıkları ise %47’dir. Aynı maddeye 2. sınıfta bulunan kişilerin “sıklıkla” ve “bazen” yanıtını verme olasılığı %39 ve 3. sınıfta bulunan kişilerin “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtını vermeye %86 oranında sahiptir.”Sayıları yazar (ASBH02P)” maddesine ise 1. sınıfta bulunan kişilerin “bazen” yanıtını verme olasılığına %52, 2. sınıfta bulunanların ise “sıklıkla” yanıtını verme olasılığına %72 ve son olarak 3. sınıfta bulunan yanıtlayıcılar ise %62’si “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtını verme olasılığına sahiptir.

Bu bağlamda Tablo 9’daki erken matematik aktiviteleri modelinin örtük sınıf olasılıklarına bakıldığında, 1. sınıfta bulunan yanıtlayıcıların maddelere en yüksek olasılıkla “bazen” yanıtını verme örüntüsünü sergiledikleri görülmektedir. Bu durumun değişmediği fakat bazen yanıtını verme örüntüsünün azaldığı madde ise

“Nesneleri üst üste dizme veya inşaat oyuncakları ile oynar (ASBH02N).” maddesidir. Bu maddeye verilen 1. sınıfa ait yanıt örüntüsünde “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtını verme olasılığının arttığı görülmektedir. Yalnızca “Masa ya da kart oyunları oynar (ASBH02O).” maddesinde ise 1. sınıf yanıt örüntüsünde “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtını verme olasılığı “bazen” yanıtını verme olasılığından daha yüksek olmuştur. Bu madde dışında, 1. sınıftaki yanıt örüntüsü “bazen” olmuştur. Bundan dolayı 1. sınıfta bulunan, ev anketine yanıt veren velilerin araştırmaya katılan çocuklarının erken matematik aktivitelerini bazen gerçekleştirdiği ve/veya düzenli bir şekilde yapılmadığı için işaretlendiği söylenebilir. 2. sınıfta bulunan örtük sınıf olasılıklarındaki yanıt örüntüsü ise “Masa ya da kart oyunları oynar (ASBH02O).” maddesi hariç tamamında yüksek olasılıkla “sıklıkla” yanıtını verme eğiliminde olduğu söylenebilir. “Masa ya da kart oyunları oynar (ASBH02O).” maddesinde ise “sıklıkla” ve “bazen” yanıtlarının aynı olasılıktaki olduğu görülmektedir. Bu bağlamda 2. sınıfta bulunan, ev anketini yanıtlayan velilerin araştırmaya katılan çocuklarının erken matematik aktivitelerini sıklıkla gerçekleştirdiği için bu cevabı verme örüntüsünü sergiledikleri söylenebilir. 3. sınıfta bulunan yanıtlanan maddelere ait örtük sınıf olasılıkları incelendiğinde ise maddelerin tümünde en yüksek olasılıkla “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtını verme eğiliminde oldukları görülmektedir. Buna göre 3. sınıfta bulunan, ev anketini yanıtlayan velilerin araştırmaya katılan çocuklarının erken matematik aktivitelerini gerçekleştirilmeyen veya çok az gerçekleştiren grup olarak nitelendirilebilir. Tablo 8’de verilen örtük sınıflara ait olasılıkları aynı zamanda Şekil 3’te sunulmuştur.



Şekil 3. Erken matematik aktivitelerine ait örtük sınıf olasılıkları.

Araştırmanın 2. Alt Problemine Yönelik Bulgular

Araştırmanın ikinci alt probleminde “TIMSS 2015 ev anketinden erken matematik aktiviteleri ile ilgili oluşturulan örtük sınıf modeli bölgelere göre ölçek ve madde düzeyinde ölçme değişmezliğini sağlamakta mıdır?” sorusuna yanıt aranmıştır. Bu amaçla 3 örtük sınıflı modele ÇGÖSA uygulanmıştır. ÇGÖSA heterojen model, kısmi homojen model ve homojen model oluşturularak uygulanmıştır. Bölgeler arasındaki ölçme değişmezliğini incelemek amacıyla temel model olarak hiçbir parametrenin sınırlandırılmadığı heterojen model kurulmuştur.

Sonrasında sırasıyla homojenliğin arttığı eğim parametrelerinin grupların arasında eşitlendiği kısmi homojen model ve son olarak eğim ve sabit parametresinin eşit olduğu homojen model kurulmuştur. Sonraki aşamada bilgi kriterleri de yorumlanarak sırasıyla ölçek ve madde düzeyinde ölçme değişmezliği incelenmiştir. Tablo 9'da ise erken matematik aktivitelerine ait modelin üç sınıflı çoklu-grup örtük sınıf analizi, ölçme değişmezliği açısından incelenip ölçek ve madde ile ilgili bilgi kriterleri değerleri sunulmuştur.

Tablo 10

Üç Sınıflı Çoklu-Grup Örtük Sınıf Analizi (Ölçek, Madde Düzeyinde)

	Tahminle- nen Parametre	L ²	BIC	AIC	AIC3	CAIC	sd
Heterojen Model	299	12694,13	-35196,58	1646,12	-3877,87	-40720,58	5524
Kısmi Homojen Model	131	13025,43	-36321,76	1641,4344	-4050,56	-42013,76	5692
Homojen model	47	13227,16	-36848,29	1675,1560	-4100,84	-42624,28	5776
+Madde 1	83	13181,73	-36581,60	1701,7366	-4038,26	-42321,60	5740
+Madde 2	119	13136,51	-36314,72	1728,5100	-3975,49	-42018,72	5704
+Madde 3	155	13065,23	-36073,89	1729,2347	-3938,76	-41741,89	5668
+Madde 4	191	12995,22	-35831,79	1731,2286	-3900,77	-41463,79	5632
+Madde 5	227	12946,07	-35568,84	1754,0774	-3841,92	-41164,84	5596
+Madde 6	263	12832,78	-35370,02	1712,7894	-3847,21	-40930,02	5560
+Madde 7	299	12694,12	-35196,58	1646,1274	-3877,87	-40720,58	5524
Tamamen Homojen Model	35	13287,80	-36841,67	1711,8041	-4076,19	-42619,67	5788

Tablo 10'a bakıldığında ölçek düzeyinde BIC, AIC3 ve CAIC bilgi kriterlerine göre en iyi modelin üç örtük sınıflı homojen model olduğu görülmektedir. Literatürde YEM yaklaşımına göre ölçek değişmezliğine denk gelen homojen model, MTK'nda ise madde güçlük ve ayırt edicilik indeksinin gruplar arasında eşit olduğu modellerle paralel olduğu söylenebilir (Güngör - Culha,2012). Tamamen homojen model, homojen modele göre daha sınırlandırılmış bir modeldir. Homojen model denkleminde hem sabitler hem de eğim parametreleri gruplar arasında eşittir. Tamamen homojen modelde ise bunlara ek olarak örtük sınıf olasılıkları da eşitlenir. Tablo 10'a bakıldığında, bilgi kriteri değerlerinde tamamen homojen modelin en uygun model olmadığı görülmektedir. Kankaraş ve Moors (2009)'a göre homojen model, araştırmadaki örtük yapı olan erken matematik aktivitelerinin tüm gruplarda aynı yapıda olduğunu belirtir, diğer bir deyişle ölçek düzeyinde erken matematik aktivitelerinin modeli bölgelere göre değişmez olduğu söylenebilir.

Ölçek düzeyinde analizler yapıldıktan sonra karşılaştırma grubu olarak homojen model seçilerek her madde için sınırlandırma konulmayan heterojen modelle karşılaştırılmıştır. Bu karşılaştırma, örneğin "+Madde 3" 'te sunulan bilgi kriterleri 1-3 arasındaki maddeler için sınırlandırma koyulmadığı 4-7 arasındaki maddelere ise sınırlandırma konulduğunu ifade eder. Bu analizi yapmaktaki amaç, ölçek düzeyinde maddelerden kaynaklanan yanlılığının varlığının tespitinin yapılmasıdır. Tablo 10'a göre madde düzeyinde yapılan analizde bilgi kriterlerine bakıldığında, tüm maddelere ait BIC, AIC3 ve CAIC değerlerinin homojen modele göre daha büyük olduğu görülmektedir. Ancak örtük sınıflara ait model parametreleri değerlendirildiğinde en düşük değerini veriye daha uyumlu model olduğu göz önünde bulundurulduğunda, homojen modelin yine en iyi model olduğu söylenebilir. Bu bağlamda erken matematik aktiviteleri modelinin bölgelere göre değişmez olduğu, ayrıca bölgelere göre maddelerde bir yanlılığın bulunmadığı yorumunda bulunulabilir. Analizin bir sonrasındaki aşamada ise kabul edilen model olan homojen modelin parametre tahminleri ve bölgelere ait örtük sınıf olasılıkları Tablo 11 ve Tablo 12'de sunulmuştur.

Tablo 11

Homojen Modelin Maddelere Göre Parametre Tahminleri (Koşullu Olasılıklar)

Sınıf	Yanıtlar		
Madde 1 Sayma tekerlemeleri ya da sayma şarkıları söyler (ASBH02J).			
Sınıf	Sıklıkla	Bazen	Hiç ya da neredeyse hiç
1	0,24	0,60	0,15
2	0,73	0,25	0,00
3	0,01	0,35	0,62
Madde 2 Sayı oyuncakları ile oynar (ASBH02K).			
Sınıf	Sıklıkla	Bazen	Hiç ya da neredeyse hiç
1	0,15	0,62	0,22
2	0,74	0,24	0,00
3	0,00	0,18	0,81
Madde 3 Farklı şeyleri sayar (ASBH02L).			
Sınıf	Sıklıkla	Bazen	Hiç ya da neredeyse hiç
1	0,28	0,60	0,11
2	0,80	0,19	0,00
3	0,01	0,37	0,60
Madde 4 Geometrik şekil içeren oyunlar oynar (ASBH02M).			
Sınıf	Sıklıkla	Bazen	Hiç ya da neredeyse hiç
1	0,20	0,63	0,15
2	0,79	0,19	0,00
3	0,00	0,24	0,75
Madde 5 Nesnelere üst üste dizme veya inşaat oyuncakları ile oynar (ASBH02N).			
Sınıf	Sıklıkla	Bazen	Hiç ya da neredeyse hiç
1	0,22	0,45	0,31
2	0,65	0,29	0,04
3	0,02	0,23	0,73
Madde 6 Masa ya da kart oyunları oynar (ASBH02O).			
Sınıf	Sıklıkla	Bazen	Hiç ya da neredeyse hiç
1	0,11	0,38	0,49
2	0,42	0,41	0,15
3	0,01	0,18	0,79
Madde 7 Sayıları yazar (ASBH02P).			
Sınıf	Sıklıkla	Bazen	Hiç ya da neredeyse hiç
1	0,36	0,47	0,15
2	0,76	0,22	0,01
3	0,06	0,37	0,55

Tablo 11’de homojen modelin parametre değerlerine bakıldığında, birinci örtük sınıfta bulunan yanıtlayıcıların genellikle “bazen” yanıtını verme örüntüsünü

gösterdiği görülmektedir. İkinci örtük sınıfta bulunan kişilerin ise madde 6 dışında yüksek olasılıkla “sıklıkla” yanıtını verme ve üçüncü örtük sınıfta bulunan yanıtlayıcıların ise yüksek olasılıkla “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtını verme örüntüsünü gösterdiği görülmektedir. Bu bağlamda birinci örtük sınıfta yer alan anketi yanıtlayan velilerin çocuklarının erken matematik aktivitelerini bazen yapıp bazen yapmama özelliğini gösterdikleri, ikinci örtük sınıfta bulunan bireylerin TIMSS uygulamasına katılan çocuklarının erken matematik aktivitelerini sıklıkla yaptığı, yani okul öncesi matematik etkinliklerini sık gerçekleştirme özelliği sergiledikleri söylenebilir. Son olarak üçüncü örtük sınıfta bulunan anket yanıtlayıcısı velilerin TIMSS uygulamasına katılan çocuklarının ise okul öncesi matematik aktivitelerini hiç gerçekleştirmedikleri söylenebilir.

Örtük sınıflara ait olasılıkları karşılaştırdığımızda, birinci örtük sınıfta bulunan bireylerin madde 1’de en yüksek olasılıkla verdikleri yanıt olan “bazen” tercihinden sonra %24 olasılık ile “sıklıkla” yanıtını verme olasılığı bulunmaktadır. Madde 2’de ise “bazen” tercihinden sonra %24 olasılık ile “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtını verme olasılığı, madde 3’te ise %28 ile ikinci yüksek “sıklıkla” yanıtını verme olasılıkları bulunmaktadır. Aynı şekilde birinci örtük sınıfta bulunan kişilerin madde 4’te ise ikinci en yüksek %20 “sıklıkla” yanıtını verme olasılığı bulunmaktadır. Madde 5’te ise ikinci en yüksek %31 olasılıkla “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtını verme olasılığı vardır. Madde 6’da ise genel yanıt örüntüsünden farklı olarak birinci örtük sınıfta bulunan bireyler en yüksek olasılıkla %49 “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtını verme eğilimindedir ve bu yanıtın sonra %38 ile “bazen” yanıtını verme olasılığı bulunmaktadır. Madde 6’nın genel yanıt örüntüsünden farkından dolayı örtük yapı ile ilgili çok iyi bilgi vermediği söylenebilir. Son olarak birinci örtük sınıfta bulunan bireyler madde 7’ye “bazen” yanıtından sonra en yüksek olasılıkla %36 “sıklıkla” yanıtını verme eğilimindedirler. Tüm maddelere ait olasılıklar karşılaştırıldıktan sonra, birinci örtük sınıfta bulunan ve erken matematik aktivitelerini velilerin verdikleri yanıtlara göre çoğunlukla bazen gerçekleştiren çocukların, bu özellikten sonra sıklıkla gerçekleştirdikleri ve yanıt örüntüsünü bu şekilde verdikleri söylenebilir.

İkinci örtük sınıfta bulunan bireyler ise en yüksek olasılıkla “sıklıkla” yanıtını vermişlerdir. Bu yanıtın sonra ise 1. , 2. , 3. , 4. maddelerde ise bu yanıtın sonra ikinci yüksek oranda sırasıyla %25, %24 ,%19 ,%19 olasılığıyla “bazen” yanıtını

verme eğiliminde oldukları söylenebilir. İkinci örtük sınıfta bulunan bireyler 1, 2, 3, ve 4 numaralı maddelerin tamamında erken matematik aktivitelerine “hiç ya da neredeyse hiç” gerçekleştirme tercihini %0 olasılığında verdikleri görülmüştür. Diğer bir deyişle bu yanıtı verme örüntüsünü gerçekleştirmedikleri söylenebilir. Madde 5, 6, 7’de ise aynı şekilde “sıklıkla” yanıtından sonra sırasıyla %29, %41, %22 olasılığıyla “bazen” yanıtı gelmektedir. Üç örtük sınıflı homojen modelde ikinci örtük sınıfın örtük sınıf olasılıkları incelendiğinde “sıklıkla” yanıt örüntüsünden sonra en fazla olasılıkla “bazen” yanıtını verdikleri görülmektedir. Aynı zamanda ikinci örtük sınıfta bulunan bireylerin “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtını madde 5,6,7’de sırasıyla %4, %15 ve %1 oranlarında olması dışında yanıtı verme eğiliminde bulunmadıkları söylenebilir.

Üçüncü örtük sınıfa ait örtük sınıf olasılıklarına bakıldığında ise madde 1’den madde 7’ye kadar en yüksek olasılıkla “hiç ya da neredeyse hiç” yanıtından sonra “bazen” yanıtını verdikleri görülmektedir. Madde 1’de %35, madde 2’de %18, madde 3’te %37, madde 4’te %24, madde 5’te %23, madde 6’da %18 ve son olarak madde 7’de %37 olasılıkla “bazen” yanıtını verme örüntüsü sergiledikleri görülmektedir. Üçüncü örtük sınıfın “sıklıkla” yanıtını verme olasılığı ise madde 7 haricinde %0 ile %2 arasında değişmektedir. Madde 7’de ise %6 olasılığında “sıklıkla” yanıtını verme örüntüsünü sergilemişlerdir. Tüm maddelere ait örtük olasılıklar karşılaştırıldığında yanıtlayıcıların en yüksek tercihinden sonra ikinci tercihleri birinci örtük sınıf haricinde “bazen” yanıtı olmuştur.

Tablo 12’de ise üç örtük sınıflı homojen modelin bölgelere göre örtük sınıf olasılıkları sunulup, yorumlanmıştır.

Tablo 12

Homojen Modelin Bölgelere Göre Parametre Tahminleri (Örtük Sınıf Olasılıkları)

Bölge	Sınıf		
	1	2	3
İstanbul	0,44	0,42	0,14
Batı Marmara	0,43	0,31	0,27
Ege	0,46	0,35	0,18
Doğu Marmara	0,49	0,44	0,08
Batı Anadolu	0,50	0,36	0,14
Akdeniz	0,60	0,32	0,09
Orta Anadolu	0,63	0,21	0,16
Batı Karadeniz	0,52	0,26	0,22
Doğu Karadeniz	0,58	0,33	0,09
Kuzeydoğu Anadolu	0,61	0,24	0,15
Orta Doğu Anadolu	0,59	0,26	0,15
Güneydoğu Anadolu	0,52	0,18	0,30
Türkiye Geneli Kırsal	0,45	0,31	0,23

Tablo 12 incelendiğinde birinci örtük sınıf olan erken matematik aktivitelerini bazen gerçekleştiren bireylerin bulunduğu sınıftaki örtük sınıf olasılıkları genel anlamda incelendiğinde; Akdeniz bölgesinde %60 olasılıkla, Orta Anadolu bölgesinde %63 olasılıkla ve Kuzeydoğu Anadolu bölgesi %61 olasılıkla en yüksek yanıt örüntüsünün olduğu bölgelerdir. Birinci örtük sınıfta en düşük olasılığın bulunduğu bölgeler ise %44 ile İstanbul, %43 ile Batı Marmara ve %45 ile Türkiye Geneli Kırsal bölgelerinin olduğu görülmektedir. Erken matematik aktivitelerini sıklıkla gerçekleştiren bireylerin bulunduğu ikinci örtük sınıfta ise %44 ile Doğu Marmara, %42 ile İstanbul ve %36 ile Batı Anadolu bölgelerinin bulunduğu görülmektedir. İkinci örtük sınıfta en düşük sıklıkla yanıt örüntüsünü gerçekleştirme olasılığı ise %18 ile Güneydoğu Anadolu, %21 ile Orta Anadolu ve %24 ile Kuzeydoğu Anadolu bölgeleridir. Üçüncü örtük sınıf olan erken matematik

aktivitelerini hiç veya hiçe yakın gerçekleştiren bireylerden %30'u Güneydoğu Anadolu bölgesi, %27'si Batı Marmara bölgesi ve %23'ü ise Türkiye Geneli Kırsal bölgesi olmak üzere en yüksek olasılıklardır. En düşük üçüncü sınıfta bulunma olasılığı incelendiğinde ise %8 ile Doğu Marmara, %9 ile Akdeniz ve Doğu Karadeniz olmak üzere en düşük olasılıklardır.

Bu bağlamda bölgelere ait örtük sınıf olasılıkları da incelendiğinde örtük sınıf olasılıklarının bölgeler arasında dağılım farkları bulunmaktadır. Bundan dolayı, Tablo 11'de gösterilen örtük sınıf olasılıklarına bakıldığında bu istatistiklerin gruplar arasındaki örtük sınıf olasılıklarının da eşitlendiği tamamen homojen modelin kabul edilmemesinin de bir göstergesi olduğu söylenebilir.

Araştırmanın 3. Alt Problemine Yönelik Bulgular

Araştırmanın üçüncü alt problemde "TIMSS 2015 ev anketinden erken matematik aktiviteleri ile ilgili oluşturulan örtük sınıf modeli cinsiyetlere göre ölçek ve madde düzeyinde ölçme değişmezliğini sağlamakta mıdır?" sorusuna yanıt aranmıştır. Bu amaçla birinci alt problemde kabul edilen üç örtük sınıflı modele, ÇGÖSA yöntemi ile cinsiyetler arasında değişmezliğin tespiti amaçlanmıştır. Bu amaçla, ÇGÖSA modellerinden heterojen model temel alınarak, kısmi homojen model ve homojen modelden en uygununu seçmek amacıyla bilgi kriterleri ölçek ve madde düzeyinde Tablo 13'te sunulmuş ve yorumlanmıştır.

Tablo 13

Üç Örtük Sınıflı Çoklu-Grup Örtük Sınıf Analizi (Ölçek, Madde Düzeyinde)

	Tahminle- nen Parametre Sayısı	L ²	BIC	AIC	AIC3	CAIC	sd
Heterojen	46	5475,58	-32028,98	-3176,41	-7502,41	-36354,98	4326
Kismi Homojen Model	32	5493,23	-32132,70	-3196,76	-7526,76	-36472,70	4340
Homojen model	25	5499,49	-32197,13	-3194,50	-7544,50	-36544,13	4347
+Madde1	28	5494,21	-32166,40	-3193,78	-7537,78	-36510,40	4344
+Madde2	31	5490,03	-32144,56	-3191,96	-7532,96	-36485,56	4341
+Madde 3	34	5485,92	-32122,67	-3190,07	-7528,07	-36460,67	4338
+Madde 4	37	5483,55	-32099,03	-3186,44	-7521,44	-36434,03	4335
+Madde 5	40	5482,08	-32074,50	-3181,91	-7513,91	-36406,50	4332
+Madde 6	43	5478,29	-32052,27	-3179,70	-7508,70	-36381,27	4329
+Madde 7	46	5475,58	-32028,98	-3176,41	-7502,41	-36354,98	4326
Tamamen Homojen Model	24	5500,29	-32194,99	-3185,70	-7543,70	-36542,99	4348

Tablo 13'te ölçek ve madde düzeyindeki bilgi kriteri değerleri incelendiğinde, ölçek düzeyinde AIC değerine bakıldığında kısmi homojen modelin; BIC, AIC3, CAIC değerlerine bakıldığında ise en düşük değerlerin homojen modelde olduğu görülmektedir. AIC'ın küçük örneklemlerle verilerde daha az yanlı sonuçlar verdiği, büyük örneklemler de ise BIC ve CAIC uyum istatistiklerinin daha iyi sonuçlar verdiği belirtildiğinden BIC ve CAIC uyum istatistiklerinin sonuçları daha çok dikkate alınmıştır (Güngör-Culha,2012 ; Kankaraš, Moors, & Vermunt,2011). Bu nedenle ölçek düzeyinde en uygun model olarak üç örtük sınıflı homojen model seçilmiştir.

Homojen model, kısmi homojen ve heterojen modele göre daha çok sınırlandırılmış modeldir. Bu modelde eğim ve sabit parametreleri gruplar arasında eşitlenerek analiz yapılır. Ölçek düzeyinde homojen modelin kabulü ile erken matematik aktiviteleri modelinin cinsiyetlere göre aynı örtük yapıda olduğu söylenebilir. Kurulan erken matematik aktiviteleri modeli, ölçek düzeyinde cinsiyetler arasında değişmezdir denilebilir. Analizin bu aşamasından sonra, maddelerin model seçiminde ve değişmezlikte herhangi bir yanlılığa neden olup olmadığının araştırılması için, yine Tablo 13'te görülebilen madde düzeyinde de analizler yapılmıştır. Madde düzeyinde analizler yapılırken karşılaştırmalı model olarak kabul edilen model olan homojen model seçilmiştir. Daha sonra her madde teker teker eklenerek ayrı ayrı analizi yapılmış ve tabloya eklenmiştir.

Tablo 13'te madde düzeyinde değişmezliğin kontrolü için bilgi kriteri değerlerine bakıldığında, tüm maddeler için bilgi kriteri değerlerinin kabul edilen model olan homojen modelden daha yüksek olduğu görülmektedir. ÖSA'nde bilgi kriteri değerlerinde en düşük değer veren modelin daha uygun model olduğu düşünüldüğünde, maddelerin herhangi bir yanlılığa sebep olmadığı söylenebilir. Bu bağlamda, üç örtük sınıflı homojen modelin kabul edildiği; erken matematik aktiviteleri modelinin cinsiyetler arasında değişmez olduğu sonucuna varılmıştır. Analizin bir sonraki aşamasında, daha detaylı yorumlamalar yapılması açısından homojen modele ait parametre tahminleri ve cinsiyete göre örtük sınıf olasılıkları incelenmiştir. Tablo 14'te cinsiyetlere göre maddelerin örtük sınıf olasılıkları sunulmuştur.

Tablo 14

Cinsiyetlere Göre Maddelerin Örtük Sınıf Olasılıkları

Cinsiyet	Sınıf	Sıklıkla	Bazen	Hiç ya da neredeyse hiç
Madde 1 Sayma tekerlemeleri ya da sayma şarkıları söyler (ASBH02J).				
Kadın	1	0,34	0,63	0,02
Kadın	2	0,59	0,15	0,25
Kadın	3	0,24	0,00	0,74
Erkek	1	0,36	0,61	0,01
Erkek	2	0,62	0,14	0,22
Erkek	3	0,27	0,00	0,72
Madde 2 Sayı oyuncakları ile oynar (ASBH02K).				
Kadın	1	0,20	0,78	0,00
Kadın	2	0,62	0,21	0,16
Kadın	3	0,25	0,00	0,74
Erkek	1	0,16	0,82	0,00
Erkek	2	0,63	0,22	0,14
Erkek	3	0,24	0,00	0,74
Madde 3 Farklı şeyleri sayar (ASBH02L).				
Kadın	1	0,38	0,59	0,02
Kadın	2	0,59	0,12	0,28
Kadın	3	0,21	0,00	0,78
Erkek	1	0,37	0,61	0,01
Erkek	2	0,61	0,10	0,28
Erkek	3	0,18	0,00	0,81
Madde 4 Geometrik şekil içeren oyunlar oynar (ASBH02M).				
Kadın	1	0,25	0,73	0,00
Kadın	2	0,63	0,15	0,21
Kadın	3	0,20	0,00	0,79
Erkek	1	0,23	0,76	0,00
Erkek	2	0,64	0,16	0,19
Erkek	3	0,19	0,00	0,79
Madde 5 Nesnelere üst üste dizme veya inşaat oyuncakları ile oynar (ASBH02N).				
Kadın	1	0,24	0,73	0,02
Kadın	2	0,46	0,31	0,21
Kadın	3	0,30	0,04	0,64
Erkek	1	0,23	0,73	0,02
Erkek	2	0,46	0,31	0,23
Erkek	3	0,29	0,04	0,66
Madde 6 Masa ya da kart oyunları oynar (ASBH02O).				
Kadın	1	0,17	0,81	0,01
Kadın	2	0,38	0,50	0,12
Kadın	3	0,42	0,15	0,42
Erkek	1	0,19	0,78	0,01
Erkek	2	0,38	0,48	0,12
Erkek	3	0,40	0,16	0,42
Madde 7 Sayıları yazar (ASBH02P).				
Kadın	1	0,39	0,53	0,06
Kadın	2	0,48	0,15	0,36
Kadın	3	0,22	0,01	0,76

Erkek	1	0,37	0,55	0,06
Erkek	2	0,46	0,16	0,37
Erkek	3	0,21	0,01	0,76

Tablo 14'e bakıldığında, birinci örtük sınıfta erken matematik aktivitelerini bazen gerçekleştiren bireyler bulunmaktadır. Birinci örtük sınıftaki kadın ve erkeklere ait örtük sınıf olasılıkları incelendiğinde madde 1'deki cinsiyetlere göre örtük sınıf olasılıklarına bakıldığında, kadınlar %63 olasılıkla ve erkekler %61 olasılıkla "bazen" yanıt örüntüsünü sergilemektedirler. Madde 2'de ise %78 olasılıkla kadınlar ve %82 erkekler "bazen" yanıtını verme olasılığına sahiptirler. Madde 3'e bakıldığında kadınlar %59, erkekler %61 "bazen" yanıtını verme olasılığına sahiptir. Madde 4'te ise kadınlar ve erkeklerde sırasıyla %73 ve %76 olasılıkla "bazen" yanıtını tercih etme eğilimindedirler. Madde 5'e bakıldığında kadınlar ve erkekler %73 "bazen" yanıt örüntüsünü sergilemektedirler. Madde 6'da ise kadınlar %81, erkekler %78 "bazen" yanıtını tercih edebilirler. Madde 7'de ise kadınlar ve erkeklerde sırasıyla %53 ve %55 olmak üzere "bazen" yanıtını verme olasılığına sahiptirler.

Tablo 14'te ikinci örtük sınıf, erken matematik aktivitelerini sıklıkla gerçekleştiren bireylerin bulunduğu sınıftır. İkinci örtük sınıfta cinsiyetlere göre örtük sınıf olasılıkları incelendiğinde madde 1'de kadınların %59, erkeklerin ise %62 "sıklıkla" yanıt örüntüsünü sergileme olasılığı bulunduğu görülmektedir. Madde 2'de %62 ile kadınlar ve %63 ile erkekler "sıklıkla" yanıtını verme olasılığındadır. Madde 3'te ise %59 kadınlar ve %61 erkekler "sıklıkla" yanıt örüntüsünü sergilemektedirler. Madde 4'te kadınlar ve erkekler sırasıyla %63 ve %64 "sıklıkla" tercihini verme olasılığındadır. Madde 5 ve 6'da kadın ve erkeklerin "sıklıkla" yanıt örüntüsünü sergileme olasılığı aynıdır ve bu olasılık sırasıyla %43 ve %38'dir. Madde 7'de ise kadınlar %48 ve erkekler %46 ikinci örtük sınıfta bulunma olasılığına, başka bir deyişle erken matematik aktivitelerini sıklıkla gerçekleştirme özelliğine sahiptir.

Tablo 14'teki üçüncü örtük sınıf ise erken matematik aktivitelerini hiç veya neredeyse hiç gerçekleştiren bireylerin bulunduğu örtük sınıftır. Üçüncü örtük sınıfta cinsiyetlere göre örtük sınıf olasılıkları incelendiğinde ise, madde 1'de kadınlar %74 ve erkekler %72 olasılıkla "hiç ya da neredeyse hiç" yanıt örüntüsünü sergilemektedirler. Madde 2, 4, 6, 7'de ise kadın ve erkeklerin "hiç ya da neredeyse hiç" yanıtını verme olasılıkları eşittir ve bu olasılıklar sırasıyla %74, %79, %42, %76'dır. Madde 3'te ise bu olasılık kadınlarda %78 ve erkeklerde %81'dir. Son

olarak madde 5'te kadınlar ve erkeklerin üçüncü örtük sınıfta, başka bir deyişle erken matematik aktivitelerini hiç gerçekleştirme olasılığı sırasıyla %64 ve %66'dır. Tablo 15'te ise cinsiyetlere göre örtük sınıf olasılıkları sunulup, yorumlanmıştır.

Tablo 15

Cinsiyetlere Göre Örtük Sınıf Olasılıkları

Cinsiyet	Sınıf 1	Sınıf 2	Sınıf 3
Kadın	0,51	0,33	0,15
Erkek	0,50	0,32	0,17

Tablo 15'te kadın ve erkeklerin örtük sınıflarda bulunma olasılıklarına bakıldığında, kadınların birinci örtük sınıfta bulunma olasılıkları %51, ikinci örtük sınıfta bulunma olasılıkları %33 ve üçüncü örtük sınıfta bulunma olasılıkları ise %15'tir. Erkeklerin birinci örtük sınıfta bulunma olasılıkları %51, ikinci örtük sınıfta bulunma olasılıkları %32 ve üçüncü örtük sınıfta bulunma olasılıkları ise %17'dir. Bu bilgilere göre kadın ve erkeklerin örtük sınıflarda yer alma olasılıklarının birbirlerine çok yakın olduğu görülmektedir. Kadınların erken matematik aktivitelerini bazen gerçekleştiren örtük sınıf olan birinci örtük sınıfta ve sıklıkla gerçekleştiren örtük sınıf olan ikinci örtük sınıfta bulunma olasılıkları daha yüksektir. Erkeklerin ise erken matematik aktivitelerini hiç gerçekleştirme özelliği gösteren üçüncü örtük sınıfta bulunma olasılıkları kadınlardan daha yüksektir. Homojen modelin kabul edilmesiyle örtük sınıf olasılıklarının gruplar arasında eşitlendiği tamamen homojen modelin kabul edilmemesini destekleyici bulgular tespit edilmiştir.

Bölüm 5

Sonuç, Tartışma ve Öneriler

Bu bölümde, araştırma problemlerine ilişkin bulgular ve yorumlardan çıkarılan sonuçlardan bahsedilmiş ve bunlardan yola çıkılarak çeşitli önerilerde bulunulmuştur.

Sonuçlar

Araştırmada TIMSS 2015'te 4. sınıfların velilerine yönelik uygulanan ev anketinde yer alan 7 maddeden oluşan erken matematik aktiviteleri ile ilgili modelin bölgelere ve cinsiyete göre ölçme değişmezliğini sağlayıp sağlamadığı incelenmiştir. Buna göre öncelikle sayıtların kontrolünden sonra AFA ile model oluşturulup, bu model DFA ile doğrulanmıştır. Sonrasında ise yerel bağımsızlık sayıtlarının kontrolünden sonra ÖSA ile uygun sınıf sayısı belirlenmiş, ÇGÖSA ile ise önce bölgeler sonra cinsiyetler arasında ölçme değişmezliğinin olup olmadığı tespit edilmiştir. Ölçme değişmezliği gruplar arasında ölçek ve madde düzeyinde tespit edilmiştir.

Verilerin analizine 7 maddeden oluşturulan modele AFA uygulandığında, maddelerin erken matematik aktiviteleri olarak adlandırılan tek boyuttan olduğu tespit edilmiştir. Modelin verilere olan uyumu DFA ile kontrol edilip, oluşturulan model doğrulanmıştır.

Bulgular kısmında ise, öncelikle TIMSS 2015 ev anketinden oluşturulan erken matematik aktiviteleri modeli için en uygun modelin kaç sınıflı örtük model olduğunun tespiti amacıyla ÖSA uygulanmıştır. Bilgi kriterlerinden BIC ve CAIC'a göre üç örtük sınıflı modelin en uygun model olduğuna karar verilmiştir. En uygun modelin seçiminden sonra, yanıtlayıcıların birinci örtük sınıfta bulunma olasılığı %47, ikinci örtük sınıfta bulunma olasılığı %37 ve üçüncü örtük sınıfta bulunma olasılığı %16 olarak tespit edilmiştir. Madde içerikleri incelendiğinde birinci örtük sınıfta bulunan velilerin çocuklarının, erken matematik aktivitelerini bazen gerçekleştirme özelliğine sahip olduğu, ikinci örtük sınıfta bulunan velilerin çocuklarının erken matematik aktivitelerini sıklıkla gerçekleştirmekte olduğu ve üçüncü örtük sınıfta bulunan velilerin çocuklarının erken matematik aktivitelerini hiç gerçekleştirmeme özelliği gösterdikleri belirlenmiştir.

Üç örtük sınıflı modelin uygun model olarak belirlenmesinden sonra, bölgeler arasında ölçme değişmezliğinin olup olmadığı ÇGÖSA uygulanarak tespit edilmiştir. Bilgi kriterleri değerlendirildiğinde BIC ve CAIC değerlerine göre en uygun model olarak üç örtük sınıflı homojen model seçilmiştir. Alanyazında teorik olarak en sınırlı model tamamen homojen model olmasına rağmen pratikte gruplar arasında karşılaştırmaların yapılması ve ölçmelerin değişmez sayılması için homojen modelin de geçerli sayılabileceği belirtilmiştir (Güngör vd., 2013 ; Kankaraş vd., 2011 ; McCutcheon, 2002). Homojen model, YEM yöntemindeki ölçek değişmezliğine paraleldir. Buna göre, araştırmada ele alınan erken matematik aktiviteleri modelinin tüm gruplarda aynı yapıda olduğu, ölçek düzeyinde erken matematik aktiviteleri modelinin bölgelere göre değişmez olduğu söylenebilir. Madde düzeyinde oluşacak bir yanlılığın tespiti ve özellikle geçerlik kanıtının artırılması için madde düzeyinde de ölçme değişmezliği incelenmiştir. Bu amaçla kabul edilen homojen model karşılaştırılmalı model olarak alındığında, maddelerdeki tüm bilgi kriterleri değerlerinde homojen modelin daha uygun olduğu gözlenmiştir. Bu bağlamda erken matematik aktiviteleri modelinin ölçek ve madde düzeyinde bölgelere göre değişmez olduğu, bu sayede modeldeki 7 madde ile ilgili grupların ölçek puanlarının karşılaştırılabilir olduğu söylenebilir. Bölgelere ait örtük sınıf olasılıklarına bakıldığında, birinci örtük sınıfta bulunan bireyler, yani erken matematik aktivitelerini bazen gerçekleştiren bireylerin en yüksek olasılıkla Orta Anadolu, Kuzey Doğu Anadolu ve Akdeniz bölgelerinde olduğu görülmektedir. İkinci örtük sınıfta bulunan, yani erken matematik aktivitelerini sıklıkla gerçekleştiren bireylerin en yüksek olasılıkla Doğu Marmara, İstanbul ve Batı Anadolu bölgelerinde olduğu görülmektedir. Son olarak üçüncü örtük sınıfta, yani erken matematik aktivitelerini hiç gerçekleştirmeyen bireyler en yüksek olasılıkla Güneydoğu Anadolu, Türkiye Geneli Kırsal ve Batı Marmara bölgelerindedir. Bölgelere göre örtük sınıf olasılıklarının farklılaşması, örtük sınıf olasılıklarının da eşitlendiği tamamen homojen modelin kabul edilmemesini desteklemektedir.

Cinsiyetler arasında ölçme değişmezliğinin ÇGÖSA yöntemi ile tespitine devam edilmiştir. Bilgi kriterleri değerlendirildiğinde BIC ve CAIC değerlerine göre, ölçek düzeyinde üç örtük sınıflı homojen model kabul edilmiştir. Ölçek düzeyinde erken matematik aktiviteleri modelinin cinsiyetlere göre değişmez olduğu sonucuna varılmıştır. Sonrasında madde düzeyinde analizler de kabul edilen model olan

homojen modeli karşılaştırma modeli olarak bilgi kriterleri değerlendirildiğinde, madde düzeyinde de en iyi model değerlerini homojen modelin karşıladığı görülmüştür. Bu bağlamda cinsiyetler arasında ölçek ve madde düzeyinde ölçme değişmezliğinin sağlandığı söylenebilir. Bu da erken matematik aktiviteleri ile ilgili maddelerde cinsiyetlere göre, gruplar arası karşılaştırmaların ve bu doğrultuda yapılacak olan çıkarımların geçerliğini artırmıştır. Cinsiyetler arasındaki örtük sınıf olasılıklarına bakıldığında ise; birinci ve ikinci örtük sınıflarda kadınların bulunma olasılığı %51 ve %33 ile fazla iken, üçüncü örtük sınıfta bulunma olasılığı %17 ile erkeklerde daha fazladır. Örtük sınıf olasılıkları cinsiyetler arasında farklı olsa da, bu farkın oldukça az olduğu görülmektedir.

Bölgelere ve cinsiyete göre erken matematik aktiviteleri modeli ölçek ve madde düzeyinde de ölçme değişmezliği incelendiğinde üç sınıflı homojen model kabul edilmiştir. Homojen modelde gözlenen maddeler ile örtük değişkenler özdeştir, bunun için örtük sınıf üyelikleri tüm gruplarda aynı anlama gelmektedir. Alanyazında tamamen homojen modelde bunlara ek olarak örtük sınıf olasılıkları da aynı olduğundan, pratikte gerçekleşmesinin zor olduğunu belirtilmiştir. Araştırma bulguları bu yönüyle alanyazında ÖSA ile yapılan ölçme değişmezliği çalışmalarında Güngör, Korkmaz & Somer (2013), Kankaraş & Moors, (2009) Kankaraş, Vermunt, & Moors (2011)'un yaptıkları araştırmalara paralellik göstermektedir. Fakat homojen modelin ölçme değişmezliğinin sağlanması için yeterli olduğu belirtilmiştir. Bu bağlamda, erken matematik aktiviteleri modelinde yer alan 4. sınıf öğrencilerinin okul öncesi etkinliklere katılımının matematik başarısına etkisinin karşılaştırılabilir olduğu söylenebilir. Başka bir deyişle, TIMSS 2015 4. sınıf matematik olası başarı puanları ile okul öncesi matematik etkinliklerine katılımı bölge ve cinsiyete göre karşılaştırılabilir. TIMSS 2015 sonuçlarına göre 4. sınıfların erken matematik aktivitelerini gerçekleştirme sıklığı arttıkça matematik başarısının da arttığı gözlenmektedir. Bu durum alanyazında Hong (1996), Macdonald ve Carmicheal (2016), Çetin (2019), Uyanık & Kandır (2010), Shanley ve ark. (2017)'in yaptığı çalışmalara benzerlik göstermektedir.

Öneriler

- 1) Ulusal eğitim sistemindeki karar verici ve uygulayıcı paydaşlar, TIMSS 2015 araştırmasından hareketle okul öncesi sayısal işlemlerin matematik başarısı üzerindeki etkisini bölgeler ve cinsiyetlere göre karşılaştırabilirler.
- 2) TIMSS uygulamasına katılım gösteren diğer ülkeler belirlenerek ev anketindeki erken fen bilimleri aktiviteleri, okula başlangıç dönemi ve okul dışındaki sosyal aktiviteler ile ilgili, bu ülkeler arasındaki değişmezlik çalışması yapılabilir.
- 3) Araştırmada kullanılan yöntem olan ÖSA ve ÇGÖSA ile, diğer uluslararası olan PISA, PIRLS gibi araştırmalar ve bu araştırmalarda uygulanan öğrenci, okul yöneticileri, öğretmen anketleri ile ilgili çalışmalar yapılabilir.
- 4) Araştırma kapsamında model AFA ile kurulup, DFA ile doğrulanmıştır. Araştırmacılar verilerine uygun olacak biçimde Açıklayıcı Örtük Sınıf Faktör Analizi (AÖSFA) ve Doğrulayıcı Örtük Sınıf Faktör Analizi (DÖSFA) yöntemlerini kullanarak bir model kurup, ölçme değişmezliğini ise ÇGÖSA inceleyebilirler.
- 5) Araştırmada ölçme değişmezliğini incelemek için yalnızca ÖSA'ya dayalı yöntem olan ÇGÖSA kullanılmıştır. Aynı veri seti üzerinden farklı ölçme değişmezliği inceleme yöntemlerinin karşılaştırıldığı bir çalışma yapılabilir. Yapılacak bu çalışma ile alternatif bir yöntem olan ÇGÖSA'nın model seçim sürecine ilişkin alanyazına katkı sağlanabilir.

Kaynaklar

- Alexander, K. L., Entwisle, D. R., & Dauber, S. L. (1993). First-Grade Classroom Behavior: Its Short- and Long-Term Consequences for School Performance. *Child Development*, 64(3), 801-814. doi:https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1993.tb02944.x
- Amy, M., & Carmicheal, C. (2016). Early mathematical competencies and later outcomes: Insights from the Longitudinal Study of Australian Children. *Mathematics Education Research Group of Australasia*, 415-422.
- Aslanargun, E., Bozkurt, S., & Sariođlu, S. (2016). Sosyo ekonomik deđiřkenlerin ođrencilerin akademik bařarısı üzerine etkileri. *Uřak Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 9(27/3), 201-234.
- Aydın, A., Sarier, Y., & Uysal, ř. (2012). Sosyoekonomik ve Sosyokültürel Deđiřkenler Açısından PISA Matematik Sonuçlarının Karřılařtırılması. *Eđitim ve Bilim*, 37(164), 21-30.
- Aydođan, Y. (2006). Ev Ortamının Çocuđun Geliřimine Göre Düzenlenmesi. *Aile ve Toplum - Eđitim-Kültür ve Arařtırma Dergisi*, 3(10).
- Baroody, A. J. (2003). The development of adaptive expertise and flexibility: The integration. *The development of arithmetic concepts and skills: Constructive adaptive expertise*, 1-33.
- Bařusta, N. B., & Gelbal, S. (2015). Gruplararası karřılařtırmalarda ölçme deđiřmezliđinin test edilmesi: pısa ođrenci anketi örneđi. *Hacettepe Üniversitesi Eđitim Fakültesi Dergisi*, 30(4), 80-90.
- Bentler, P. M., & Chou, C.-P. (1987). practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research*, 16(1), 78-117.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford press.
- Burgaz, B. (2002). Kalabalık Sınıf Nitelikli Öđretmen. *Bilim ve Teknik*(420).
- Büyükoztürk, ř. (2007). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı*. Ankara: Pegem A Yayıncılık.
- Camilli, G., & Shepard, L. A. (1994). *MMSS: Methods for identifying biased test items*.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2000). Assessing Extreme and Acquiescence Response Sets in Cross-Cultural Research Using Structural Equations

- Modeling. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 31(2), 187-212.
doi:<https://doi.org/10.1177/0022022100031002003>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling*, 9(2), 233-255.
- Çiftçi, C., & Çağlar, A. (2014). Ailelerin sosyo-ekonomik özelliklerinin öğrenci başarısı üzerindeki etkisi. *International Journal of Human Sciences*, 11(2).
- Claessens, A., & Engel, M. (2013). How Important Is Where You Start? Early Mathematics Knowledge and Later School Success. *Teachers College Record*(115).
- Clements, D. H., & Sarama, J. (2004). *Engaging young children in mathematics: Standards for early childhood*. Londra: Lawrence Erlbaum Associates.
- Clements, D. H., & Sarama, J. (2011). Early Childhood Mathematics Intervention. *Science*(6045), 968-970. doi:10.1126/science.1204537
- Collins, L. M., & Lanza, S. T. (2010). *Latent Class and Latent Transition Analysis*. New Jersey: John Wiley & Sons Publication.
- Comer, J. P. (1984). Home-school relationships as they affect the academic success of children. *Education and urban society*, 16(3), 323-337.
- Culha, D. G., & Korkmaz, M. (2011). Örtük Sınıf Analizi ile Bir Örnek Uygulama. *Eğitimde ve Psikolojide Ölçme ve Değerlendirme Dergisi*, 2(2), 191-199.
- Desa, D. (2014). Evaluating measurement invariance of TALIS 2013 complex scales: Comparison between Continuous and Categorical Multiple-Group Confirmatory Factor Analyses. *OECD Education Working Papers*(103). doi:<http://dx.doi.org/10.1787/5jz2kbbvlb7k-en>
- Eid, M., Langeheine, R., & Diener, E. (2003). Comparing Typological Structures Across Cultures By Multigroup Latent Class Analysis: A Primer. *Cross-Cultural Psychology*, 4(1), 195-210.
- Erkal, M. (1990). *Bölge Açısından Azgelişmişlik*. İstanbul: Der Yayınları.
- Evran, D. (2019). Assessing Measurement Invariance: Multiple Group Confirmatory Factor Analysis for Differential Item Functioning Detection in Polytomous Measures of Turkish and American Students. *Harran Education Journal*, 4(1), 1-20. doi:<http://dx.doi.org/10.22596/2019.0401.1.20>
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics*. Sage.
- Filiztekin, A. (2008). Türkiye’de Bölgesel Farklar ve Politikalar. *Sabancı Üniversitesi*.

- Flowers, C. P., Raju, N. S., & Oshima, T. C. (2002). A Comparison of Measurement Equivalence Methods Based on Confirmatory Factor Analysis and Item Response Theory. *Annual Meeting of the National Council on Measurement in Education* (pp. 1-28). New Orleans: ERIC.
- Gelbal, S. (2010). Sekizinci sınıf öğrencilerinin sosyoekonomik özelliklerinin Türkçe başarıları üzerinde etkisi. *Eğitim ve Bilim*(33), 150.
- Ginsburg, H. P., & Amit, M. (2008). What is teaching mathematics to young children? A theoretical perspective and case study. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 29(4), 274-285.
- Graziano, P., Reavis, R. D., & Keane, S. (2007). The role of emotion regulation in children's early academic success. *Journal of school psychology*, 45(1), 3-19.
- Grønmo, L. S., Lindquist, M., Arora, A., & Mullis, I. V. (2015). TIMSS 2015 mathematics framework. *TIMSS*, 11-27.
- Gülleroğlu, H. D. (2017). PISA 2012 matematik uygulamasına katılan Türk öğrencilerin duyuşsal özelliklerinin cinsiyete göre ölçme değışmezliğinin İncelenmesi. *Gazi Üniversitesi Gazi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 37(1).
- Güngör, D., Korkmaz, M., & Sazak, H. S. (2015). Örtük Sınıf Analiziyle Yapılan Ölçme Eşdeğerliği Çalışmalarında Model Seçimi. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 30(1), 90-105.
- Güngör, D., Korkmaz, M., & Somer, O. (2013, Aralık). Çoklu Grup Örtük Sınıf Analizi ve Ölçme Eşdeğerliği. *Türk Psikoloji Dergisi*, 28(72), 48-57.
- Güngör-Culha, D. (2012). *Örtük Sınıf Analizlerinde Ölçme Eşdeğerliğinin İncelenmesi*. (Yayınlanmış Doktora Tezi), Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Hambleton, R. K., Swaminathan, H., & Rogers, H. (1991). *Fundamentals of item response theory*. Sage.
- Hancock, G. R., Mueller, R. O., & Stapleton, L. M. (2010). *The reviewer's guide to quantitative methods in the social sciences*. Routledge.
- Hannula, M. S., Kaasila, R., Pehkonen, E., & Laine, A. (2007). Elementary Education Students' Memories of Mathematics in Family Context. *Proceedings of the 31st Conference of the International Group for the Psychology of Mathematics Education*, 3, 1-8.
- Harrington, D. (2009). *Confirmatory factor analysis*. Oxford: Oxford university press.

- Hawkins, J. D. (1997). *Academic performance and school success: Sources and consequences*. Sage Publications.
- Horn, J. L. (1991). Comments on issues in factorial invariance. *Best methods for the analysis of change*, 114-125.
- Horn, J. L., & McArdle, J. (1992). A practical and theoretical guide to measurement invariance in aging research. *Experimental aging research*, 18(3), 117-44.
- Hox, J., & Bechger, T. (1998). An Introduction to Structural Equation Modeling. *Family Science Review*(11), 354-373.
- IEA. (2017). *TIMSS 2015 User Guide for the International Database*. International Association for the Evaluation of Educational Assessment Study Center.
- Jöreskog, K. G., Olsson, U. H., & Wallentin, F. Y. (2016). *Multivariate Analysis with Lisrel*. İsviçre: Springer. doi:10.1007/978-3-319-33153-9
- Jöreskog, K. G., Olsson, U. H., & Wallentin, F. Y. (2016). *Multivariate Analysis with LISREL*. Sweden: Springer.
- Kankaraš, M., & Moors, G. (2009). Measurement Equivalence in Solidarity Attitudes in Europe Insights from a Multiple-Group Latent-Class Factor Approach. *International Sociology*, 24(4), 557-579.
- Kankaraš, M., Moors, G., & Vermunt, J. K. (2011). Latent Class Analysis. In E. Davidov, P. Schmidt, & J. Billiet, *Cross-Cultural Analysis Methods and Applications* (pp. 359-412). New York: Psychology Press.
- Kankaraš, M., Vermunt, J. K., & Moors, G. (2011). Measurement equivalence of ordinal items: A comparison of factor analytic, item response theory, and latent class approaches. *Sociological Methods & Research*, 40(2), 279-310.
- Karaağaç, M. K., & Erbay, H. N. (2015). Aile İşlevselliğinin Matematik Başarısıyla İlişkisi. *Mustafa Kemal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 12(31), 21-33.
- Karaca, O. (2004). *Türkiye de Bölgelerarası Gelir Farklılıkları: Yakınsama Var mı?* Ankara: Türkiye Ekonomi Kurumu.
- Karakoç Alatl, B. (2016, Şubat). Uluslararası Öğrenci Değerlendirme Programı (PISA-2012) Okuryazarlık Testlerinin Ölçme Değişmezliğinin İncelenmesi. *Yayınlanmamış Doktora Tezi*. Ankara, Türkiye.
- Kass, R. E., & Raftery, A. E. (1995). Bayes factors. *Journal of the american statistical association*, 90(430), 773-795.

- Keçeli-Kaysılı, B. (2008). Akademik Başarının Arttırılmasında Aile Katılımı. *Ankara Üniversitesi Eğitim Bilimleri Fakültesi Özel Eğitim Dergisi*, 9(1), 69-83.
- Khine, M. S. (2013). *Application of structural equation modeling in educational research and practice*. SensePublishers.
- Kıbrıslıoğlu, N. (2015). Pısa 2012 Matematik Öğrenme Modelinin Kültürlere ve Cinsiyete Göre Ölçme Değişmezliğinin İncelenmesi: Türkiye-Çin (Şangay)-Endonezya Örneği. Yüksek Lisans Tezi Eğitim Bilimleri.
- Kim, E. S., Cao, C., Wang, Y., & Nguyen, D. T. (2017). Measurement invariance testing with many groups: A comparison of five approaches. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 24(4), 524-544.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (3 ed.). New York: The Guilford Press.
- Lanza, S. T., Collins, L. M., Lemmon, D. R., & Schafer, J. L. (2007). PROC LCA : A SAS procedure for latent class analysis. *Structural equation modelling : a multidisciplinary journal*, 14(4), 671-694.
- LaRoche, S., Joncas, M., & Foy, P. (2016). *Methods and Procedures in TIMSS 2015 - Sample Design in TIMSS 2015*. Boston College. Boston: TIMSS & PIRLS International Study Center. Retrieved Şubat 13, 2020, from <https://timssandpirls.bc.edu/publications/timss/2015-methods/chapter-3.html>
- Lord, F. M. (1980). *Application of Item Response Theory to Practical Testing Problems*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Association.
- Maesschalck, R. D., Jouan-Rimbaud, D., & Massart, D. (2000). The mahalanobis distance. *Chemometrics and intelligent laboratory systems*, 50, 1-18.
- Magidson, J., & Vermunt, J. K. (2003). Comparing Latent Class Factor Analysis with the Traditional Approach in Data Mining. *Statistical data mining and knowledge discovery*, 373-383.
- Marcoulides, G. (1989, Ocak). Structural equation modeling for scientific research. *Journal of Business and Society*, 130-138.
- Marcoulides, G., & Schumacker, R. (1997). Advanced structural equation modelling : Issues and techniques. *Journal of the Royal Statistical Society- Series A Statistics in Society*, 160(1), 155.
- McCutcheon, A. L. (1987). *Latent class analysis*. Sage.

- McCutcheon, A. L. (2002). Basic concepts and procedures in single-and multiple-group latent class analysis. *Applied latent class analysis*, 56-88.
- Meade, A. W., & Lautenschlager, G. J. (2004). Same Question, Different Answers:CFA and Two IRT Approaches to Measurement Invariance. *Symposium presented at the 19th Annual Conference of the Society for Industrial and Organizational Psychology*. Chicago.
- MEB. (2016). *TIMSS 2015 Ulusal Matematik ve Fen Bilimleri Ön Raporu*. Ankara: MEB.
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58(4), 525-543.
- Millsap, R. E. (2012). *Statistical approaches to measurement invariance*. Routledge.
- Millsap, R. E., & Meredith, W. (1992). Inferential conditions in the statistical detection of measurement bias. *Psychological Measurement*, 16(4), 389-402.
- Moors, G., & Wennekers, C. (2003). Comparing moral values in Western European countries between 1981 and 1999. A multiple group latent-class factor approach. *International Journal of Comparative Sociology*, 44(2), 155-172.
- Mullis, I. V. (2016). *TIMSS 2015 Encyclopedia*. Boston: TIMSS & PIRLS International Study Center.
- Nylund, K. L., Asparouhov, T., & Muthén, B. O. (2007). Deciding on the number of classes latent class analysis and growth mixture modeling : a monte carlo simulation study. *Structural Equation Modeling*, 14(4), 535-569.
- Oberski, D. (2013). Local dependence in latent class models: application to voting in elections. *SIS 2013*. Milan.
- Ölçüoğlu, R., & Çetin, S. (2016). TIMSS 2011 sekizinci sınıf öğrencilerinin matematik başarısını etkileyen değişkenlerin bölgelere göre incelenmesi. *Eğitimde ve Psikolojide Ölçme ve Değerlendirme Dergisi*, 7(1), 202-220.
- Orçan, M. (2013). Erken çocukluk dönemi matematik eğitimi için örnek bir model: Yapı Taşları. *Eğitim ve Öğretim Araştırmaları Dergisi*, 2(2), 1-13.
- Özdoğan, B. (2001). Altı-On İki Yaşlarındaki Çocukların Eğitimi ve Okul Başarıları. *Eğitim ve Bilim*, 26(120), 3-7.
- Pugesek, B. H., Tomer, A., & Eye, A. v. (2003). *Structural Equation Modeling*. New York: Cambridge University Press.

- Pungello, E., Kupersmidt, J., Burchinal, M., & Patterson, C. (1996). Environmental risk factors and children's achievement from middle childhood to early adolescence. *Developmental Psychology, 32*(4), 755.
- Raykov, T., & Marcoulides, G. A. (2000). A method for comparing completely standardized solutions in multiple groups. *Structural equation modeling, 7*(2), 292-308.
- Reise, S. P., Widaman, K. F., & Pugh, R. H. (1993). Confirmatory factor analysis and item response theory: two approaches for exploring measurement invariance. *Psychological bulletin, 114*(3), 552.
- Reusser, K. (2000). Success and failure in school mathematics: effects of instruction and school environment. *European Child & Adolescent Psychiatry, 9*(2), 17-26.
- Şahin Kürşad, M., & Nartgün, Z. (2015). Kayıp veri sorununun çözümünde kullanılan farklı yöntemlerin ölçeklerin geçerlik ve güvenilirliği bağlamında karşılaştırılması. *Eğitimde ve Psikolojide Ölçme ve Değerlendirme Dergisi, 6*(2), 254-267.
- Schafer, J. L., & Graham, J. W. (2002). Missing data: our view of state of the art. *Psychological methods, 7*(2), 147.
- Schoot, R. v., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology, 9*(4), 486-492.
- Shanley, L., Clarke, B., Doabler, C., Kurtz-Nelson, E., & Fien, H. (2017). Early Number Skills Gains and Mathematics Achievement: Intervening to Establish Successful Early Mathematics Trajectories. *The Journal of Special Education, 51*(3), 177-188. doi:10.1177/0022466917720455
- Somer, O., Korkmaz, M., Dural, S., & Can, S. (2009, Aralık). Ölçme Eşdeğerliğinin Yapısal Eşitlik Modellemesi ve Madde Cevap Kuramı Kapsamında İncelenmesi. *Türk Psikoloji Dergisi, 24*(64), 61-75.
- Steenkamp, J.-B., & Baumgartner, H. (1998). Assessing measurement invariance in cross-national consumer research. *Journal of consumer research, 25*(1), 78-90.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2014). *Using Multivariate Statistics* (6 ed.). Edinburg: Pearson Education Limited.
- Tavşancıl, E. (2005). *Tutumların ölçülmesi SPSS veri analizi*. Ankara: Nobel Yayınları.

- Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis : Understanding Concepts and Applications*. Washington: American Psychological Association.
- Tiryaki, F. (2019, Haziran). *PISA 2015 Öğrenci Tutum Anketlerinin Değişen Madde Fonksiyonları ve Ölçme Değişmezliğinin İncelenmesi*. (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi), Ankara Üniversitesi Eğitim Bilimleri Enstitüsü, Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Anabilim Dalı, Ankara.
- Uebersax, J. (1993). A latent trait finite mixture model for analysis of rating agreement. *Biometrics*, 49, 823-835.
- Ural, A., & Çınar, F. N. (2014). Anne ve Babanın Eğitim Düzeyinin Öğrencinin Matematik Başarısına Etkisi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Eğitim Bilimleri Enstitüsü Dergisi*, 3(4), 41-56.
- Uzun, B., & Öğretmen, T. (2010). Fen başarısı ile ilgili bazı değişkenlerin TIMSS-R Türkiye örnekleminde cinsiyete göre ölçme değişmezliğinin değerlendirilmesi. *Eğitim ve Bilim*, 35(155).
- Uzun, N. B. (2010). Ölçme Eşdeğerliği. *Eğitimde ve Psikolojide Ölçme ve Değerlendirme Dergisi*, 1(2), 58-64.
- Vermunt, J., & Magidson, J. (2004). Latent Class Analysis. *The sage encyclopedia of social sciences research methods*, 2, 549-553.
- Weston, R., & Jr., P. A. (2006, Eylül). A brief guide to structural equation modeling. *The counseling psychologist*, 719-751. doi:10.1177/0011000006286345
- Yalçın, S. (2018). 21. Yüzyıl Becerileri ve Bu Becerilerin Ölçülmesinde Kullanılan Araçlar ve Yaklaşımlar. *Ankara Üniversitesi Eğitim Bilimleri Fakültesi Dergisi*, 51(1), 183-201. doi:10.30964/auebfd.405860

EK-A: Veri Analizi İçin Kullanılan Latent Gold Sentaksları

Heterojen Model İçin Kullanılan Sentaks

```
// multiple group LCA
// heterogeneous model: using conditional effects ('| bolge')
options
  algorithm
    tolerance=1e-008 emtolerance=0.01 emiterations=250 nriterations=50;
  startvalues
    seed=0 sets=10 tolerance=1e-005 iterations=50;
  bayes
    categorical=1 variances=1 latent=1 poisson=1;
  missing excludeall;
  output
    parameters=first standarderrors probmeans=posterior
    profile bivariateresiduals frequencies classification
    estimatedvalues;
variables
  dependent i1 ordinal, i2 ordinal, i3 ordinal,
    i4 ordinal, i5 ordinal, i6 ordinal, i7 ordinal;
  independent bolge nominal;
  latent
    Cluster ordinal 3;
equations
  Cluster <- 1 | bolge;
  i1 <- 1 | bolge + Cluster | bolge;
  i2 <- 1 | bolge + Cluster | bolge;
  i3 <- 1 | bolge + Cluster | bolge;
  i4 <- 1 | bolge + Cluster | bolge;
  i5 <- 1 | bolge + Cluster | bolge;
  i6 <- 1 | bolge + Cluster | bolge;
  i7 <- 1 | bolge + Cluster | bolge;
```

Heterojen, kısmi homojen ve homojen modelin sentaksları analiz cinsiyetlere göre yapıldığında ise sentakstaki “bolge” değişkeni yerine “cinsiyet” değişkeninin adı girilmiştir.

Kısmi Homojen Model İçin Kullanılan Sentaks

```
// multiple group LCA
// partial homogenous model: using bolge effects on items, but no bolge-Cluster
interactions
options
  algorithm
    tolerance=1e-008 emtolerance=0.01 emiterations=250 nriterations=50;
  startvalues
    seed=0 sets=10 tolerance=1e-005 iterations=50;
  bayes
    categorical=1 variances=1 latent=1 poisson=1;
  missing excludeall;
  output
    parameters=first standarderrors probmeans=posterior
    profile bivariateresiduals frequencies classification
    estimatedvalues;
variables
  dependent i1 ordinal, i2 ordinal, i3 ordinal,
    i4 ordinal, i5 ordinal, i6 ordinal, i7 ordinal;
  independent bolge nominal;
  latent
    Cluster ordinal 3;
equations
  Cluster <- 1 | bolge;
  i1 <- 1 + Cluster + bolge;
  i2 <- 1 + Cluster + bolge;
  i3 <- 1 + Cluster + bolge;
  i4 <- 1 + Cluster + bolge;
  i5 <- 1 + Cluster + bolge;
  i6 <- 1 + Cluster + bolge;
  i7 <- 1 + Cluster + bolge;
```

Homojen Model İçin Kullanılan Sentaks

```
// multiple group LCA
// homogeneous model: only class sizes differ across groups
// we use conditional effect ('| bolge')
options
  algorithm
    tolerance=1e-008 emtolerance=0.01 emiterations=250 nriterations=50 ;
  startvalues
    seed=0 sets=10 tolerance=1e-005 iterations=50 ;
  bayes
    categorical=1 variances=1 latent=1 poisson=1 ;
  missing excludeall;
  output
    parameters=first standarderrors probmeans=posterior
    profile bivariateresiduals frequencies classification
    estimatedvalues;
variables
  dependent i1 ordinal, i2 ordinal, i3 ordinal,
    i4 ordinal, i5 ordinal, i6 ordinal, i7 ordinal;
  independent bolge nominal;
  latent
    Cluster ordinal 3;
equations
  Cluster <- 1 | bolge;
  i1 <- 1 + Cluster;
  i2 <- 1 + Cluster;
  i3 <- 1 + Cluster;
  i4 <- 1 + Cluster;
  i5 <- 1 + Cluster;
  i6 <- 1 + Cluster;
```

EK-B: Veri Talebi Cevap Yazısı



T.C.
MİLLÎ EĞİTİM BAKANLIĞI
Ölçme, Değerlendirme ve Sınav Hizmetleri Genel Müdürlüğü

Sayı : 57750415-605.01-E.3020028
Konu : Veri Talebi (Semih KARASU)

11.02.2020

HACETTEPE ÜNİVERSİTESİ REKTÖRLÜĞÜNE
(Eğitim Bilimleri Enstitüsü Müdürlüğü)

İlgi : 14.01.2020 tarihli ve 51944218-300-E.00000952714 sayılı yazınız.

Enstitünüz Eğitim Bilimleri Ana Bilim Dalı Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Bilim Dalı yüksek lisans programı öğrencisi Semih KARASU'nun "TIMSS 2015 Türkiye Örnekleminde Matematik Başarısını Etkileyen Çeşitli Değişkenlerin Bölgelere Göre İncelenmesi" başlıklı tez çalışması kapsamında ilgi yazı ile veri talebinde bulunulmuştur.

İlgi yazı ve ekleri Genel Müdürlüğümüzce incelenmiş olup talep edilen 2015 TIMSS 4 üncü sınıf uygulama verilerinin yukarıda anılan tez çalışmasında kullanılması Genel Müdürlüğümüzce uygun görülmüştür. Ancak söz konusu tez çalışmasının Teşekkür Sayfasında Genel Müdürlüğümüz Veri Analizi İzleme ve Değerlendirme Daire Başkanlığına yer verilmesi ve tezin bir nüshasının Genel Müdürlüğümüze teslim edilmesi hususları Semih KARASU tarafından taahhüt edilmesi hâlinde talep edilen veriler elden teslim edilecektir.

Bilgilerinizi ve gereğini rica ederim.

Dr. Sadri ŞENSOY
Bakan a.
Genel Müdür

Ek: Taahhütname (1 sayfa)

Evrakın elektronik imzalı suretine <https://belgedogrulama.hacettepe.edu.tr> adresinden dd12ef65-b6c7-44ce-bf0d-96a9aa87417a kodu ile erişebilirsiniz.
Bu belge 5070 sayılı Elektronik İmza Kanunu'na uygun olarak Güvenli Elektronik İmza ile imzalanmıştır.

Teknikokullar/ANKARA
Elektronik Ağ: www.meb.gov.tr
Kep: meb@hs01.kep.tr

Ayrıntılı bilgi için: Mustafa CENGİZ / Şef
Tel: (0312) 413 32 76
e-posta: mustafa.cengiz@meb.gov.tr

Bu evrak güvenli elektronik imza ile imzalanmıştır. <https://evraksorgu.meb.gov.tr> adresinden 41e2-c0a5-36b2-841e-cd8f kodu ile teyit edilebilir.

