GAZİ ÜNİVERSİTESİ

Gazi

1926

UCLA YALNIZLIK ÖLÇEĞİNİN META-ANALİTİK FAKTÖR ANALİZİNDE ÇOK DEĞİŞKENLİ YAKLAŞIMLARIN KARŞILAŞTIRILMASI

Vildan Özdemir

DOKTORA TEZİ

EĞİTİM BİLİMLERİ ANA BİLİM DALI

EĞİTİMDE ÖLÇME VE DEĞERLENDİRME BİLİM DALI

GAZİ ÜNİVERSİTESİ

EĞİTİM BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

AĞUSTOS, 2021

TELİF HAKKI VE TEZ FOTOKOPİ İZİN FORMU

Bu tezin tüm hakları saklıdır. Kaynak göstermek koşuluyla tezin teslim tarihinden itibaren 12 (On iki) ay sonra tezden fotokopi çekilebilir.

YAZARIN

Adı: Vildan

Soyadı: Özdemir

Bölümü: Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme

İmza:

Teslim tarihi:

TEZİN

Türkçe Adı: UCLA yalnızlık ölçeğinin meta-analitik faktör analizinde çok değişkenli yaklaşımların karşılaştırılması

İngilizce Adı: Comparison of multivariate approaches in meta-analytic factor analysis of the UCLA loneliness scale

ETİK İLKELERE UYGUNLUK BEYANI

Tez yazma sürecinde bilimsel ve etik ilkelere uyduğumu, yararlandığım tüm kaynakları kaynak gösterme ilkelerine uygun olarak kaynakçada belirttiğimi ve bu bölümler dışındaki tüm ifadelerin şahsıma ait olduğunu beyan ederim.

Yazar Adı Soyadı: Vildan Özdemir

İmza: ……

JÜRİ ONAY SAYFASI

Vildan Özdemir tarafından hazırlanan "UCLA yalnızlık ölçeğinin meta-analitik faktör analizinde çok değişkenli yaklaşımların karşılaştırılması" adlı tez çalışması aşağıdaki jüri tarafından oy birliği ile Gazi Üniversitesi Eğitim Bilimleri Anabilim Dalı'nda Doktora tezi olarak kabul edilmiştir.

Danışman: Prof. Dr. Şeref Tan

Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Anabilim Dalı, Gazi Üniversitesi …….

Başkan: Prof. Dr. Selahattin Gelbal

Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Anabilim Dalı, Hacettepe Üniversitesi ...……

Üye: Prof. Dr. Mehtap Çakan

Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Anabilim Dalı, Gazi Üniversitesi ....…….

Üye: Prof. Dr. Hakan Yavuz Atar

Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Anabilim Dalı, Gazi Üniversitesi ....…….

Üye: Doç. Dr. Hamide Deniz Gülleroğlu

Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Anabilim Dalı, Ankara Üniversitesi …….

Tez Savunma Tarihi: 17/06/2021

Bu tezin Eğitim Bilimleri Anabilim Dalı'nda Doktora tezi olması için şartları yerine getirdiğini onaylıyorum.

Prof. Dr. Yücel Gelişli

Eğitim Bilimleri Enstitüsü Müdürü ……

Canım emektar babama…

TEŞEKKÜR

Yüksek lisans eğitimimde olduğu gibi doktora eğitimimde de akademik çalışmalarımda desteğini esirgemeyen ve birlikte çalışmaktan mutluluk duyduğum değerli danışmanım Prof. Dr. Şeref Tan'a çok teşekkür ederim. Tez izleme komitesinde yer alan, tezimin şekillenmesinde sundukları katkılardan dolayı kıymetli hocalarım Prof. Dr. Mehtap Çakan ve Doç. Dr. Deniz Gülleroğlu'na teşekkür ederim. Tez savunma jürileri arasında bulunmalarından mutluluk duyduğum, görüş ve önerileriyle tezime değerli katkılarını sunan hocalarım Prof. Dr. Selahattin Gelbal'a ve Prof. Dr. Hakan Yavuz Atar'a teşekkür ederim.

Gazi Üniversitesi'nin bana bahşettiği, hem akademik hem de kişisel anlamda desteklerini esirgemeyen, mutluluklarımızı paylaştığımız kadar zor zamanların da üstesinden geldiğimiz değerli arkadaşlarım Derya Akbaş, Esra Sözer ve Yıldız Yıldırım Görgülü'ye gönülden teşekkür ederim. Araştırma görevlisi arkadaşlarımdan Gül İnce Aracı'ya, Zafer Ertürk'e ve Tuğba Gündüz'e gösterdikleri destekler için ayrıca çok teşekkür ederim. Beni bu günlere taşıyan, hayatım boyunca desteklerini, güvenlerini ve sevgilerini hissettiğim annem Filiz, babam Mehmet, ablam Aybuke ve kardeşim Görkem Bağcı'ya teşekkürü borç bilirim. Bana teyze olma mutluluğunu yaşatan biricik yeğenlerime sonsuz sevgilerimi sunarım. Desteklerini, samimiyetlerini ve sevgilerini sonuna kadar hissettiğim Özdemir ailesine çok teşekkür ederim. Ve eşim Surhay Özdemir'e sadece çalışma hayatımda değil, her konuda desteklerini benden esirgemediği için, zor zamanları olduğu kadar, en güzel mutlulukları birlikte paylaştığımız için çok çok teşekkür ederim. Ayrıca doktora eğitimim süresince sağladığı maddi destekten ötürü Türkiye Bilimsel ve Teknolojik Araştırma Kurumu (TÜBİTAK)'na teşekkürlerimi sunarım.

UCLA YALNIZLIK ÖLÇEĞİNİN META-ANALİTİK FAKTÖR ANALİZİNDE ÇOK DEĞİŞKENLİ YAKLAŞIMLARIN KARŞILAŞTIRILMASI

(Doktora Tezi)

Vildan Özdemir

GAZİ ÜNİVERSİTESİ

EĞİTİM BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

Ağustos, 2021

ÖZ

Klasik meta analiz yaklaşımında, tek bir etki büyüklüğüne odaklanan çalışmaların çoğunlukta olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, son yıllarda araştırmacılar, tek bir etki büyüklüğüne odaklanmanın, kavramsal teorilerin geliştirilmesine katkıda bulunma kapasitesini sınırladığını ifade etmişlerdir. Özellikle sosyal bilimlerdeki çalışmalara daha uygun olması için, son yıllarda karmaşık ilişkiler kümesini eşzamanlı olarak analiz etmeye ve örtük değişkenler ile ölçme hatalarını ele almaya çalışan model tabanlı meta analiz yöntemleri geliştirilmiştir. Bu bağlamda, çok değişkenli etki büyüklüklerine ve meta-analitik teknikler ile yapısal eşitleme modellemesinin (YEM) sentezlendiği karmaşık modellere ilginin arttığı görülmüştür. YEM çalışmalarının meta analiz ile sentezlendiği model tabanlı meta analiz olarak da adlandırılan bu teknik meta-analitik yapısal eşitleme modellemesi (MAYEM, meta analytic structural equation modeling/MASEM) olarak da ifade edilmiştir. Meta-analitik DFA ya da MAYEM oldukça yeni bir araştırma alanı olması ile birlikte

uluslararası literatürde gün geçtikçe kullanımı artmaktadır. Özellikle psikolojik yapıların modellenmesinde, YEM çatısı altındaki tekniklerin (korelasyon analizi, regresyon analizi, varyans analizi (ANOVA), çok değişkenli varyans analizi (MANOVA), faktör analizi) oldukça sık kullanımı, model tabanlı meta analiz ile ilgili yöntemlerin araştırılmasını daha önemli hale getirmiştir. Bu çalışmada psikoloji ve sosyal bilimler alanında yalnızlık yapısını ölçmek için en sık kullanılan ölçeklerden birisi olan UCLA yalnızlık ölçeğinin faktörel yapısına ait korelasyon matrislerine ulaşılabilen çalışmaların meta analizinin yapılması hedeflenmiştir. UCLA yalnızlık ölçeğinin faktörel yapısı için en uygun model; önerilen üç farklı modele ve farklı kestirim yöntemlerine göre karşılaştırılmıştır. Böylece en uygun faktörel model ve en uygun kestirim yöntemi belirlenmeye çalışılmıştır. Araştırmanın çalışma grubunu araştırmacı tarafından belirlenen ölçütleri karşılayan birincil çalışmalar (makaleler, tezler ve bildiriler) oluşturmaktadır. Tanımlama, tarama, uygunluk ve dâhil edilme süreçlerinin sonunda 52 çalışma meta analize dâhil olmuştur. Verilerin analizi aşamasında öncelikle MAYEM için gerekli olan iki unsur kontrol edilmiştir: birincil çalışmaların korelasyon matrisleri ve örneklem büyüklükleri. MAYEM yaklaşımına göre gerçekleşen analizin ilk aşaması için, rastgele etkiler modeli altında korelasyon matrisleri, GLS ve TSSEM yöntemlerine göre sentezlenmiştir. MAYEM'in ikinci aşaması olan model uyumu testinde, önerilen üç faktörel yapı için, iki farklı yönteme göre, model parametreleri ve model uyum indeksleri elde edilerek karşılaştırılmıştır. Çalışmanın bulguları UCLA yalnızlık ölçeği için sentezlenmiş korelasyon matrisine en iyi uyum sağlayan modellerin iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü model olduğunu göstermektedir. Ayrıca MAYEM yöntemleri arasında performans karşılaştırması yapıldığında, TSSEM yönteminin; MAYEM'in ikinci aşaması olan model uyumu testinde, GLS yöntemine göre daha iyi performans sergilediği görülmüştür. Çalışmada ayrıca korelasyon matrislerinin heterojenliğini açıklayabilecek moderatör değişkenlerin etkisi araştırılmıştır. Örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu moderatör değişkenleri için elde edilen sonuçlar özetlenirse, tüm çalışmalarla yapılan analizlere paralel bir şekilde, iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü modelin tek faktörlü modele göre daha iyi uyum sağladığı görülmüştür. Bununla birlikte ikinci düzey üç faktörlü modelden elde edilen uyum indeksleri ve hata indeksleri göz önüne alındığında üç faktörlü modelin veriler ile en iyi uyum gösteren model olduğu söylenebilir. Ayrıca, UCLA yalnızlık ölçeğinin üç faktörlü yapısının örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu moderatör değişkenlerine göre oluşturulan alt gruplarda değişmediği söylenebilir. Meta-analitik DFA analizi ve alan yazında yer alan bulgularla birlikte, UCLA yalnızlık ölçeğinin faktör yapısı için en uygun modelin ikinci düzey evrensel yalnızlık faktörünün olduğu üç faktörlü model olduğu görülmüştür. UCLA yalnızlık ölçeğini çalışmalarında kullanmayı planlayan uygulayıcılar için, ölçeğin üç faktörlü yapısının dikkate alınarak kullanılması önerilmektedir.

Anahtar kelimeler: Meta-analitik yapısal eşitleme modellemesi, Meta-analitik DFA, İki aşamalı yapısal eşitleme modellemesi, UCLA yalnızlık ölçeği

Sayfa adedi: xxi + 195

Danışman: Prof. Dr. Şeref Tan

COMPARISON OF MULTIVARIATE APPROACHES IN META-ANALYTIC FACTOR ANALYSIS OF THE UCLA LONELINESS SCALE

(Ph.D. Thesis)

Vildan Özdemir

GAZI UNIVERSITY

GRADUATE SCHOOL OF EDUCATIONAL SCIENCES

August, 2021

ABSTRACT

In the classical meta-analysis approach, studies focusing on a single effect size are in the majority. However, in recent years researchers have stated that focusing on a single effect size limits the capacity to contribute to the development of conceptual theories. In recent years, it has been tried to develop model-based meta-analysis techniques that try to simultaneously analyze the complex set of relations and deal with latent variables and measurement errors, in order to be more suitable for studies in social sciences. In this context, it has been observed that interest in multivariate effect sizes and complex models in which meta-analytical techniques and structural equation modeling (SEM) are synthesized have increased. This technique, also called model-based meta-analysis, in which SEM studies are synthesized with meta-analysis, has been also expressed as meta-analytic structural equation modeling (MASEM). Although meta-analytic CFA or MASEM is a new research area, its

use is increasing day by day in the international literature. Especially in the modeling of psychological structures, the use of techniques under SEM (correlation analysis, regression analysis, ANOVA, MANOVA, factor analysis) made it more important to investigate methods related to model-based meta-analysis. In this study, it was aimed to conduct a meta-analysis of the primary studies in which the correlation matrices of the factorial structure of the UCLA loneliness scale, which has been one of the most frequently used scales to measure the loneliness structure in the field of psychology and social sciences. The most suitable model for the factorial structure of the UCLA loneliness scale was compared according to three different models and estimation methods. The study group of the research consisted of primary studies (articles, theses and papers) that meet the criteria determined by the researcher. At the end of the identification, screening, eligibility and inclusion processes, 52 studies were included in the meta-analysis. Two points required for MASEM were checked prior to data analysis: correlation matrices and sample sizes of primary studies. For the first stage of the analysis, correlation matrices were synthesized under the random effects model according to the GLS and TSSEM estimation methods. Model parameters and model fit indices were obtained and compared according to two different methods for the three factorial structures proposed in the second stage of MASEM. The findings of the study showed that the two-factor and second-level three-factor models were the models that best fit the synthesized correlation matrix for UCLA loneliness scale. In addition, when the performance between MASEM methods was compared, it was seen that the TSSEM method performed better than the GLS method. In this study, the effect of moderator variables that could explain the heterogeneity of correlation matrices was also investigated. When the results obtained for the moderator variables of sample size and sample age is summarized, it was seen that the two-factor and the second-level three-factor model fit better than the one-factor model, in parallel with the analyzes conducted with all studies. However, considering the model fit indexes and error indexes obtained from the second-order three-factor model, it can be said that the second-order three-factor model is the model that best fits the data. In addition, it can be said that the second-order three-factor structure of the UCLA loneliness scale did not change in the subgroups formed according to the moderator variables of sample size and sample age. As a result of the meta-analytic CFA analysis and based on findings in the literatüre, it was seen that the most suitable model for the factor structure of the UCLA loneliness scale is the three-factor model in which the second level global loneliness factor is. For practitioners who plan to use the UCLA loneliness scale in their studies, it is recommended to use the scale's three-factor structure.

Key Words: Meta-analytical structural equation modeling, Meta-analytic CFA, Two-stage structural equalization modeling, UCLA loneliness scale

Page Number: 195

Supervisor: Prof. Dr. Şeref Tan

İÇİNDEKİLER

ÖZ vi
ABSTRACT ix
İÇİNDEKİLER xi
TABLOLAR LİSTESİ xv
ŞEKİLLER LİSTESİ xix
SİMGELER VE KISALTMALAR LİSTESİ xx
BÖLÜM I 1
GİRİŞ 1
Problem Durumu 1
Yalnızlık 4
UCLA Yalnızlık Ölçeği 6
Araştırmanın Amacı 14
Araştırmanın Önemi 17
Sayıltılar 19
Sınırlılıklar 19
BÖLÜM II 21
ARAŞTIRMANIN KAVRAMSAL TEMELİ VE İLGİLİ ARAŞTIRMALAR 21
Araştırmanın Kavramsal Temeli 21

Meta analiz Yaklaşımı **21**

Etki Büyüklüğü (Effect Size) ***23***

Etki Büyüklükleri İndeksleri *25*

Meta analizde Modeller ***28***

Sabit Etkiler Modeli *29*

Rastgele Etkiler Modeli *30*

Heterojenlik ***31***

Karma Etkiler Modeli *33*

Meta-analitik Yapısal Eşitleme Modellemesi (MAYEM) **34**

MAYEM'de Kovaryans Ya Da Korelasyon Matrislerinin Kullanılması **35**

Korelasyon Matrislerinin Sentezlenmesinde Kullanılan Yöntemler **36**

1. Tek Değişkenli Yöntemler ***37***

2. Çok Değişkenli Yöntemler ***45***

2.1. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (GLS) *45*

2.2. İki Aşamalı Yapısal Eşitleme Modeli Yöntemi (TSSEM) *53*

GLS ve TSSEM Yöntemlerinin Kullanıldığı Çalışmalar ***57***

BÖLÜM III **79**

YÖNTEM **79**

Araştırmanın Modeli **79**

Çalışma Grubu **80**

Meta analize Dâhil Edilme Ölçütleri **80**

Verilerin Toplanması **82**

Çalışmaların Kodlanması **84**

Moderatör Değişkenler **85**

Verilerin Analizi **86**

BÖLÜM IV **89**

BULGULAR VE YORUMLAR **89**

Birinci Alt Probleme İlişkin Bulgular **89**

Korelasyon Matrislerinin Homojenliği Testi **89**

MAYEM 1. Adım Sonuçları: **90**

İkinci Alt Probleme İlişkin Bulgular **95**

Tek Faktörlü Model İçin Elde Edilen Model Uyum İndeksleri: **96**

İki Faktörlü Model İçin Elde Edilen Model Uyum İndeksleri: **100**

İkinci Düzey Üç Faktörlü Model İçin Elde Edilen Model Uyum İndeksleri: . **105**

Tek Faktörlü, İki Faktörlü ve İkinci Düzey Üç Faktörlü Model Sonuçlarının Karşılaştırılması: **108**

Üçüncü Alt Probleme İlişkin Bulgular **110**

MAYEM 1. Adım Sonuçları: **110**

Dördüncü Alt Probleme İlişkin Bulgular **120**

Tek Faktörlü Model İçin Elde Edilen Model Uyum İndeksleri: **121**

İki Faktörlü Model İçin Elde Edilen Model Uyum İndeksleri: **126**

İkinci Düzey Üç Faktörlü Model İçin Elde Edilen Model Uyum İndeksleri: . **131**

Tek Faktörlü, İki Faktörlü ve İkinci Düzey Üç Faktörlü Model Sonuçlarının Karşılaştırılması: **137**

BÖLÜM V **143**

TARTIŞMA, SONUÇ VE ÖNERİLER **143**

Tartışma ve Sonuç **143**

Öneriler **152**

KAYNAKLAR **155**

EKLER **173**

EK 1. Meta analiz Çalışmasına Dâhil Edilen Birincil Çalışmaların Kaynakçası **174**

EK 2. Rastgele Etkiler Modeli Altında TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen *I*2 Değerleri **180**

EK 3. Örneklemi 200'den Büyük Olan Çalışmalar İçin TSSEM Yöntemi İle Elde Edilen Tek Faktörlü ve İki Faktörlü Meta-Analitik DFA Modelleri **181**

EK 4. Örneklemi 200'den Küçük Olan Çalışmalar İçin TSSEM Yöntemi İle Elde Edilen Tek Faktörlü ve İki Faktörlü Meta-Analitik DFA Modelleri **182**

EK 5. Örneklemi 11-17 Yaş Grubundaki Bireylerden Oluşan Çalışmalar İçin TSSEM Yöntemi İle Elde Edilen Tek Faktörlü ve İki Faktörlü Meta-Analitik DFA Modelleri **183**

EK 6. Örneklemi 18-24 Yaş Grubundaki Bireylerden Oluşan Çalışmalar İçin TSSEM Yöntemi İle Elde Edilen Tek Faktörlü ve İki Faktörlü Meta-Analitik DFA Modelleri **184**

EK 7. Örneklemi 50 ve Üstü Yaş Grubundaki Bireylerden Oluşan Çalışmalar İçin TSSEM Yöntemi İle Elde Edilen Tek Faktörlü ve İki Faktörlü Meta-Analitik DFA Modelleri **185**

EK 8. UCLA Yalnızlık Ölçeği (Demir, 1989) **186**

EK 9. R Studio MetaSEM Paketi, Tek Faktörlü Meta-analitik DFA Modeli İçin Örnek Kod **187**

EK 10. Etik Komisyon İzni **195**

TABLOLAR LİSTESİ

Tablo 1. *Birincil Çalışmalardaki Veri Türlerine Göre Etki Büyüklüğü İndeksleri* 26

Tablo 2. *Tek Değişkenli ve Çok Değişkenli Yöntemlerin Karşılaştırıldığı Çalışmaların Özeti* 65

Tablo 3. *Meta analizde Yer Alan Çalışmaların Betimleyici Özelliklerine Göre Frekansları* 85

Tablo 4. *MAYEM 1. Adımda GLS Yöntemine Göre Kestirilen Sentezlenmiş Korelasyon Matrisi*.....91

Tablo 5. *MAYEM 1. Adımda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Sentezlenmiş Korelasyon Matrisi*.....92

Tablo 6. *GLS ve TSSEM Yöntemlerine Göre Kestirilen Sentezlenmiş Korelasyon Matrislerinin Farkından Oluşan Fark Korelasyon Matrisi*.....94

Tablo 7. *Tek Faktörlü Model İçin GLS Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri ve Hata Varyansları* 97

Tablo 8. *Tek Faktörlü Modelin Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri ve Hata Varyansları* 99

Tablo 9. *Tek Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda GLS ve TSSEM Yöntemlerine Göre Elde Edilen Model Uyum İndeksleri* 99

Tablo 10. *İki Faktörlü Model İçin GLS Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri ve Hata Varyansları* 101

Tablo 11. *İki Faktörlü Modelin Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri ve Hata Varyansları* 103
Tablo 12. *İki Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda GLS ve TSSEM Yöntemlerine Göre Elde Edilen Model Uyum İndeksleri* 104
Tablo 13. *İkinci Düzey Üç Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda GLS ve TSSEM Yöntemlerine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri* 107
Tablo 14. *Tek Faktörlü, İki Faktörlü ve İkinci Düzey Üç faktörlü Modeller İçin GLS ve TSSEM Yöntemlerine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri* 109
Tablo 15. *Örneklem Büyüklüğü Moderatör Değişkenine Göre Oluşturulan Alt Gruplardaki Heterojenlik Testi Sonuçları* 111
Tablo 16. *Örneklemi 200'den Büyük Olan Çalışmalar İçin MAYEM 1. Adımda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Sentezlenmiş Korelasyon Matrisi* 112
Tablo 17. *Örneklemi 200'e Eşit ve 200'den Küçük Olan Çalışmalar İçin MAYEM 1. Adımda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Sentezlenmiş Korelasyon Matrisi* 113
Tablo 18. *Örneklem Yaş Grubu Moderatör Değişkenine Göre Oluşturulan Alt Gruplardaki Heterojenlik Testi Sonuçları* 115
Tablo 19. *Örneklemi 11-17 Yaş Grubundaki Ortaokul ve Lise Öğrencilerinden Oluşan Çalışmalar İçin MAYEM 1. Adımda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Sentezlenmiş Korelasyon Matrisi* 116
Tablo 20. *Örneklemi 18-24 Yaş Grubundaki Üniversite Öğrencilerinden Oluşan Çalışmalar İçin MAYEM 1. Adımda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Sentezlenmiş Korelasyon Matrisi* 117
Tablo 21. *Örneklemi 50 ve 50 Üstü Yaş Grubundaki Bireylerden Oluşan Çalışmalar İçin MAYEM 1. Adımda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Sentezlenmiş Korelasyon Matrisi* 118
Tablo 22. *Örneklem Büyüklüğüne Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin Tek Faktörlü Modelin TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri* 121

Tablo 23. *Örneklem Büyüklüğüne Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin Tek Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri* 122
Tablo 24. *Örneklem Yaş Grubuna Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin Tek Faktörlü Modelin TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri* 123
Tablo 25. *Örneklem Yaş Grubuna Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin Tek Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri* 124
Tablo 26. *Örneklem Büyüklüğü ve Örneklem Yaş Grubu Kategorileri için Tek Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri* 125
Tablo 27. *Örneklem Büyüklüğüne Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin İki Faktörlü Modelin TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri* 127
Tablo 28. *Örneklem Büyüklüğüne Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin İki Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri* 128
Tablo 29. *Örneklem Yaş Grubuna Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin İki Faktörlü Modelin TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri* 129
Tablo 30. *Örneklem Yaş Grubuna Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin İki Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri* 130
Tablo 31. *Örneklem Büyüklüğüne Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin İkinci Düzey Üç Faktörlü Modelin TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri* 132
Tablo 32. *Örneklem Büyüklüğüne Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin İkinci Düzey Üç Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri* 133

Tablo 33. *Örneklem Yaş Grubuna Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin İkinci Düzey Üç Faktörlü Modelin TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri* 135
Tablo 34. *Örneklem Yaş Grubuna Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin İkinci Düzey Üç Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri* 136
Tablo 35. *Örneklem Büyüklüğü ve Örneklem Yaş Grubu Moderatör Değişkenleri İçin, Sentezlenmiş Korelasyon Matrisinin Tek Faktörlü, İki Faktörlü ve İkinci Düzey Üç Faktörlü Modele Göre Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri* 138

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1. PRISMA akış şeması.....83

Şekil 2. GLS yöntemi ile elde edilen tek faktörlü meta-analitik DFA modeli.....97

Şekil 3. TSSEM yöntemi ile elde edilen tek faktörlü meta-analitik DFA modeli.....98

Şekil 4. GLS yöntemi ile elde edilen iki faktörlü meta-analitik DFA modeli.....101

Şekil 5. TSSEM yöntemi ile elde edilen iki faktörlü meta-analitik DFA modeli 103

Şekil 6. GLS yöntemi ile elde edilen ikinci düzey üç faktörlü meta-analitik DFA modeli106

Şekil 7. TSSEM yöntemi ile elde edilen ikinci düzey üç faktörlü meta-analitik DFA modeli 107

SİMGELER VE KISALTMALAR LİSTESİ

SEM	Sabit Etkiler Modeli
REM	Rastgele Etkiler Modeli
YEM	Yapısal Eşitleme Modellemesi
MASEM	Meta Analytic Structural Equation Modeling
MAYEM	Meta-analitik Yapısal Eşitleme Modeli
DFA	Doğrulayıcı Faktör Analizi
AFA	Açımlayıcı Faktör Analizi
TSSEM	Two Stage Structural Equating Modeling
GLS	Generalised Least Squares
WLS	Weighted Least Squares
NYU	New York University
UCLA	University of California, Los Angeles
UCLA YÖ	UCLA Yalnızlık Ölçeği
ML	Maximum Likelihood
AGFI	Adjusted Goodness of Fit Index
CFI	Confirmatory Fit Index
RMSEA	Root Mean Square Error of Approximation
SRMR	Standardized Root Mean Square Residual
IFI	Incremental Fit Index
TLI	Tucker-Lewis Index

AIC	Akaike's Entropy-Based Information Criterion
BIC	Bayesian Information Criterion
AERA	American Educational Research Association
APA	American Psychological Association
NCME	National Council on Measurement in Education
HO-z	Hedges ve Olkin Yöntemi
HS-r	Hunter ve Schmidt Yöntemi
MI	Multiple Imputation
PD	Pairwise Deletion
MCAR	Missing Completely At Random
MNAR	Missing Not At Random
TAM	Technology Acceptance Model
HADS	Hospital Anxiety and Depression Scale
DJG YÖ	De Jong Gierveld Yalnızlık Ölçeği
PRISMA	Preferred Reporting Items for Systematic reviews and Meta-Analyses

BÖLÜM I

GİRİŞ

Bu bölümde, araştırmaya ilişkin problem durumu, araştırmanın amacı ve önemi, problem cümlesi, alt problemler, sayıltılar ve sınırlılıklar yer almaktadır.

Problem Durumu

Klasik meta analiz yaklaşımı altında, tek bir etki büyüklüğüne odaklanan çalışmaların (deney grubu ile kontrol grubu arasındaki standartlaştırılmış ortalama fark ya da iki değişken arasındaki korelasyon katsayısı gibi) çoğunlukta olduğu görülmektedir (Aktamış, Hiğde, & Özden, 2016; Kablan, Topan, & Erkan, 2013; Şahin & Tekdal, 2005). Bununla birlikte, son yıllarda araştırmacılar, tek bir etki büyüklüğüne odaklanmanın, kavramsal teorilerin geliştirilmesine katkıda bulunma kapasitesini sınırladığını ifade etmişlerdir (Shadish, 1996). Özellikle sosyal bilimlerdeki çalışmalara daha uygun olması için, son yıllarda karmaşık ilişkiler kümesini eşzamanlı olarak analiz etmeye ve örtük değişkenler ile ölçme hatalarını ele almaya çalışan model tabanlı meta analiz yöntemleri geliştirilmeye çalışılmıştır. Bu bağlamda, çok değişkenli etki büyüklüklerine ve meta-analitik teknikler ile yapısal eşitlik modellemesinin (YEM) sentezlendiği karmaşık modellere ilginin arttığı görülmüştür (Cheung W. , 2002; Cho, 2015; Quinn, 2016; Zhang, 2011).

Yapısal eşitleme modellemesinin; teorik modelleri, örtük ve gözlenen değişkenleri içeren ilişkili eşitliklere dönüştürebilmesi, özellikle davranış bilimleri alanında kullanımını arttırmıştır (Lai, 2012). YEM ile ham verilere ihtiyaç duyulmadan, ilgilenilen değişkenlerin kovaryans veya korelasyon matrisi ile analizleri yapılarak modeller test edilebilmektedir (Jak, 2015, s. 15). Bu sebeple kovaryans ya da korelasyon yapı analizi olarak da bilinmektedir (Cheung M. L., 2015, s. 13). YEM çalışmalarında raporlanan korelasyon ya da kovaryans matrisleri, birincil çalışmalarda raporlanan tek değişkenli etki büyüklükleri gibi meta analiz için analiz birimi olabilmektedirler. Bu bağlamda, birincil çalışmalarda, araştırma değişkenleri arasındaki korelasyonlar ya da kovaryanslar raporlanmışsa, sonuçlar model tabanlı bir meta analiz çalışmasında kullanılabilmektedir. YEM çalışmalarının meta analiz ile sentezlendiği model tabanlı meta analiz olarak da adlandırılan bu teknik Cheung ve Chan (2005) ve Furlow ve Beretvas (2005) tarafından meta-analitik yapısal eşitleme modellemesi (MAYEM, meta analytic structural equation modeling/MASEM) olarak da ifade edilmiştir. Bununla birlikte farklı araştırmacılar tarafından çeşitli terimler de literatürde yer almıştır: meta-analitik yol analizi (meta-analytic path analysis), (Colquitt, LePine, & Noe, 2000); faktör analizlerinin meta analizi (meta-analysis of factor analysis), (Becker, 1996; Bushman, Cooper, & Lemke, 1991). Araştırmacılar tarafından verilen isimlerin, araştırmada test edilen modele göre değişkenlik gösterdiği söylenebilir. Örneğin bu çalışmada doğrulayıcı faktör analizi modeli test edilmek istendiği için meta-analitik doğrulayıcı faktör analizi (meta-analitik DFA) terimi tercih edilmiştir.

Meta analizin DFA ya da YEM ile kullanılması iki aşamalı bir süreçten oluşmaktadır. İlk olarak, birincil çalışmalarda raporlanan ve örtük yapıyla ilişkili olan korelasyon matrisleri, örtük yapıyı test etmek üzere sentezlenmektedir. Daha sonra, önerilen modellerin, sentezlenmiş (pooled) korelasyon matrisine uyumu, model parametre ve model uyum indekslerine göre değerlendirilmektedir (Jak, 2015, s. 15).

Meta analizin doğrulayıcı faktör analizi ya da diğer yapısal modeller ile sentezlenerek kullanılması faktör analizi ve diğer yapısal eşitleme modellerinin pek çok sınırlılığının

üstesinden gelebilmektedir. Faktör analizi, kavramsal model hipotezlerinin test edilmesinde oldukça güçlü bir yöntem olmasına rağmen, bazı araştırma bulguları tutarsızlık gösterebilmektedir. Benzer yapılar için, araştırmacılar kendi verileri ile uyum gösteren aynı faktör yapısına sahip modellerle karşılaşabildiği gibi farklı faktör yapısına sahip modellerle de karşılaşabilmektedir. Bu modelleri sistematik olarak karşılaştırmak ve sentezlemek oldukça zor olmaktadır. Meta analiz ile bu modellerden elde edilen sonuçlar birleştirilebilir ve sistematik olarak karşılaştırılabilir hale gelmektedir (Becker B. J., 1992). Örneğin, Norton, Cosco, Doyle, Done ve Sacker (2013), meta-analitik DFA ile "Hastane Anksiyete ve Depresyon Ölçeği'ne en uygun faktör yapısını ortaya çıkarmak için literatürde önerilen on farklı modeli sentezleyerek karşılaştırmış ve ölçeğin faktör yapısına en uygun modeli belirleyebilmişlerdir.

MAYEM ya da meta-analitik DFA'nın bir diğer üstünlüğü, istatistiksel güç açısından büyük örneklemler gerektiren faktör analizi modellerinin aksine, küçük örnekleme sahip çalışmaları da sentezleyerek geniş çalışmalar yelpazesi ile daha hassas sonuçlar sağlamasıdır. Ayrıca model uyum indekslerinin yanı sıra, güven aralıkları ve standart hatalarla ilgili parametre tahminleri sağlamaktadır (Jak, 2015, s. 12).

Birincil araştırmalarda yer alan faktör analizi (FA) ya da diğer yapısal modellerin yukarıda bahsedilen sınırlılıklarının aşılması için ilgili faktör analizi çalışmalarının sentezlendiği meta analiz çalışmalarına ihtiyaç duyulmaktadır. Ülkemizde eğitim bilimleri ve sosyal bilimleri alanında meta analiz çalışmalarına oldukça sık rastlanmakla birlikte model tabanlı meta analiz çalışmaları henüz yer almamaktadır. Meta-analitik DFA ya da MAYEM oldukça yeni bir araştırma alanı olması ile birlikte uluslararası literatürde gün geçtikçe kullanımı artmaktadır. Özellikle psikolojik yapıların modellenmesinde, YEM çatısı altındaki tekniklerin (korelasyon analizi, regresyon analizi, varyans analizi (ANOVA), çok değişkenli varyans analizi (MANOVA), faktör analizi) oldukça sık kullanımı, model tabanlı meta analiz ile ilgili yöntemlerin araştırılmasını daha önemli hale getirmiştir. Bu nedenle bu çalışmada, birincil çalışmalarda yer alan korelasyon matrislerinin farklı yöntemlere göre sentezlendiği

bir meta-analitik DFA yapılmıştır. Böylelikle faktör analizi ya da diğer yapısal eşitleme modellerini içeren çalışmaların meta analizinin nasıl yürütüleceğine ilişkin alanyazına katkı sağlanacağı düşünülmüştür. Meta-analitik DFA ile test edilen psikolojik yapı ise "yalnızlık"tır. Çalışmada bu psikolojik yapının tercih edilmesinin önemi, sonraki paragraflarda yapının tanımıyla ilgili bilgilendirmelerle birlikte ele alınmıştır.

Yalnızlık

Sosyal ilişkiler, her zaman insan hayatının merkezinde yer almıştır. Dolayısıyla insan ilişkilerinin sorunlu yönleri, şaşırtıcı olmayan bir şekilde psikolojik araştırmalarının odak noktası olmuştur (Garcia, Tor & Schiff, 2013; Orpinas & Frankowski, 2001). Sosyal ilişkilerdeki saldırganlık, çekişme, öfke ve yalnızlık gibi pek çok olumsuz faktörler bu araştırmaların konuları arasındadır (Russel, Peplau & Cutrona, 1980).

İnsanların sosyal ilişkilerini etkileyen olumsuz duygulardan birisi olan yalnızlık Weiss'e (1973) göre, istenmeyen bireyselleşme durumu olarak tanımlanmıştır. Perlman ve Peplau (1981) ise yalnızlığı, "bireyin sosyal ilişkiler ağının niceliksel veya niteliksel olarak önemli bir ölçüde yetersiz kalmasıyla ortaya çıkan durum" olarak tanımlamışlardır. Ayrıca yazarlar tanımda üç noktaya dikkat çekmişlerdir. Bunlardan birincisi, yalnızlığın kişinin sosyal ilişkilerindeki eksikliklerden kaynaklanması, ikincisi yalnızlığın öznel bir fenomen olması, üçüncüsü ise yalnızlığın tatsız ve üzücü olmasıdır. Bu açıdan yalnızlık, bireylerin arzuladığı ve ulaşabildiği sosyal ilişki düzeyleri arasındaki tutarsızlık olarak da tanımlanabilmektedir (Peplau & Perlman, 1979).

Bireylerin arzuladığı sosyal ilişki düzeyleri, geçmiş yaşantılarındaki sosyal ilişkileri ve gelecekteki sosyal ilişki beklentileri dâhil olmak üzere birçok düşünceye dayanmaktadır. Dolayısıyla yalnızlık, "sosyal izolasyon", "ıssızlık" ve "tek başınalık" kavramlarıyla aynı anlamlara gelmemektedir. Başka bir ifadeyle bireyler yalnız kalmadan da yalnız hissedebilirler (Peplau & Perlman, 1979).

Yalnızlığın bireylerde yaratabileceği etkiler Peplau ve Perlman (1979) tarafından üç kategoride toplanmıştır: duyuşsal, bilişsel (veya motivasyonel) ve davranışsal. Duyuşsal açıdan yalnızlık pek çok yazarın da belirttiği gibi mutsuzluk vericidir (Russell, Peplau & Ferguson, 1978; Weiss, 1973; Yavuz, 2019). Yalnızlık; mutsuzluk duygusunun yanında depresyon, kaygı, boşlukta hissetme ve huzursuzluk duygularıyla da ilişkilendirilmiştir. Bu sebeple yalnızlık tanımlarının pek çoğunda yalnızlığın istenmeyen durum olarak ifade edildiği görülmektedir (örn., Weiss, 1973).

Bilişsel açıdan etkiler incelendiğinde, yalnızlığın birey motivasyonu üzerinde etkisinin olabileceği belirtilmiştir. Bu etkinin pozitif yönde olduğunu gösteren çalışmaların olmasıyla birlikte negatif yönde olduğunu gösteren çalışmalarda bulunmaktadır (Majorano, Musetti, Brondino & Corsano, 2015; Sullivan, 1953, s. 260; Vanhalst, Luyckx, Van Petegem & Soenens, 2018). Yalnızlığın bireylerde yarattığı bilişsel etkilerin kişiler arası ilişkilerde de ortaya çıkabileceği belirtilmiştir. Weiss (1973) bu durumu şu şekilde açıklamıştır: yalnızlık; bireylerin küçük işaretlere aşırı duyarlık göstermesine ve başkalarının göstermiş olduğu iyi niyetli ya da kötü niyetli davranışları yanlış yorumlama ya da abartma eğiliminde bulunmasına sebebiyet verebilmektedir.

Son olarak, yalnızlığın davranışsal etkilerine değinildiğinde, araştırmacılar, yalnız bireylerin yeme veya uyku düzeni bozukluğu, baş ağrısı gibi fiziksel anksiyete belirtileri göstermeye eğilimli olabileceklerini öne sürmüşlerdir (Levine, 2012; Mahon, 1994). Yalnızlığın zaman zaman patolojik boyutlara ulaşabileceği durumlar da mevcuttur. Fakat sosyal bilimlerdeki araştırmalarda çoğunlukla toplumdaki "normal" (patolojik olmayan) yalnızlık düzeyleriyle ilgilenildiği için bu çalışmada bu konu üzerinde durulmamıştır.

Alanyazında yukarıda belirtilen çalışmalarda olduğu gibi, yalnızlık farklı açılardan ele alınmış, araştırılmış ve bireylerin yalnızlık düzeylerini değerlendirmek için ise ölçekler geliştirilmiştir. De Jong-Gierveld yalnızlık ölçeği (De Jong & Kamphuis, 1985), NYU (New York University) yalnızlık ölçeği (Rubenstein & Shaver, 1982), Sosyal ve Duygusal yalnızlık ölçeği (DiTommaso & Spinner, 1993) bunlardan bazılarıdır. Bununla birlikte

psikoloji ve sosyal bilimler alanında, bireylerin yalnızlık düzeylerini ölçmek için geliştirilen ölçme araçları arasında en çok kullanılanı UCLA (University of California, Los Angeles) yalnızlık ölçeği (Russell vd., 1978) olmuştur (Hartshorne, 1993).

UCLA Yalnızlık Ölçeği

Russel vd. (1978) bireylerin yalnızlık düzeyini ölçmek için alanyazında yer alan diğer yalnızlık ölçeklerinden nispeten daha kısa, yüksek güvenirliğe ve geçerliğe sahip bir ölçme aracı olan UCLA yalnızlık ölçeğini (UCLA YÖ) geliştirmişlerdir.

Russel vd. (1978) çalışmalarında, UCLA YÖ'yü üç farklı gruptan oluşan 239 üniversite öğrencisine uygulamıştır. Birinci örneklem grubu kendini "yalnız hisseden" öğrencilerden oluşan klinik grup olarak adlandırılmıştır. İkinci örneklem grubu sosyal psikoloji bölümü öğrencisinden oluşan kontrol grubudur ve UCLA YÖ, bu gruba klinik grup ile eş zamanlı olarak uygulanmıştır. Üçüncü örneklem grubu, psikoloji bölümü öğrencilerinden oluşmaktadır ve ölçek diğer iki gruptan ayrı olarak uygulanmıştır. Russell vd., (1978) UCLA YÖ maddelerini oluştururken, Sisenwein (1964) tarafından geliştirilen ve maddelerini 20 psikoloğun yazmış olduğu 75 maddeli yalnızlık ölçeğini kullanmışlardır ve bu ölçekten ilk önce 25 madde seçmişlerdir (Sisenwein'den aktaran Russel vd., 1978). Ancak veri analizinde madde-toplam puan korelasyonu 0,50'nin altında olan beş madde ölçekten çıkarılmıştır. Her bir bireyin yalnızlık puanı basit bir şekilde 20 olumsuz maddeye verdiği yanıtların toplanmasıyla elde edilmektedir. UCLA yalnızlık ölçeğindeki maddeler likert tipinde olup yanıtlar "hiç yaşamam", "nadiren yaşarım", "bazen yaşarım" ve "sık sık yaşarım" şeklindedir. Ölçeğin güvenirliği için alfa katsayısı hesaplanmıştır ve 0,96 bulunmuştur. Ölçeğin geçerlik çalışmaları kapsamında, kendini yalnız hisseden klinik grup ($\overline{X}_{klinik}$=60,1) ile kontrol grubundaki öğrencilerin ($\overline{X}_{kontrol}$=39,1) ortalama ölçek puanları arasında manidar farklılık (t=5,09, p<0,01) bulunmuştur. Geçerlik çalışmaları kapsamında son olarak, ölçek toplam puanlarıyla öğrencilerin kendilerini tanımlayan sıfatlara vermiş

oldukları yanıtlar arasındaki korelasyonlar incelenmiştir. Bulgulara göre, yalnızlık puanları "önemsiz" (r=0,54), "içe dönük" (r=0,54), "beceriksiz" (r=0,46), "huzursuz" (r=0,38) ve "sıkılmış" (r=0,36) hisleriyle manidar (p<0,01) ilişkiler göstermiştir. Yalnız hisseden öğrenciler kendilerini "utangaç" (r=0,45 p<0,01) ve daha az "ilgi çekici" (r=-0,30, p<0,01) olarak tanımlamışlardır.

UCLA YÖ geliştirildikten sonra pek çok araştırmacı tarafından kullanılmış ve yeterliliği desteklenmiş olsa da ölçekle ilgili bazı problemlerin ortaya çıkması ölçeğin revize edilmesini gerekli kılmıştır. Bu problemlerden birisi ölçek maddelerinin tamamının aynı yönlü (olumsuz) olmasıydı. Bu durumun ölçekten alınan yüksek ve düşük toplam puanlar için sistematik yanıt yanlılığına sebep olabileceği düşünülmüştür. Bir diğer problem ise, ölçeğin ayırt edici geçerliği için yeterli kanıtların olmamasıydı. Bu sorunları ortadan kaldırmak için, Russell vd. (1980), UCLA YÖ'nün ikinci formunu oluşturmuşlardır ve ikinci formun güvenirlik ve geçerliği için daha kapsamlı kanıtlar sunmuşlardır.

Russell vd. (1980), ölçekte yer alan 10 maddeyi pozitif yönlü olarak yeniden oluşturmuş ve 162 üniversite öğrencisine uygulamışlardır. Güvenirlik analizleri sonucu, ölçeğin iç tutarlık katsayısı 0,94 ve orijinal form ile korelasyonu 0,91 bulunmuştur. Ayrıca cinsiyete göre ölçek puanlarının farklılaşıp farklılaşmadığı test edilmiştir ve erkeklerin ortalama yalnızlık puanlarının kadınlara göre daha yüksek olduğu bulunmuştur. Ölçeğin benzer ölçekler geçerliği kapsamında duygu durumu ölçekleri ile ilişkileri incelenmiştir ve "depresyon", "kaygı" duygularıyla pozitif yönde ve manidar ilişkiler bulunmuştur. Ayırt edici geçerlik için yalnızlığın yordayıcıları olarak duygu durumu ve kişilik ölçeklerini birleştirerek çoklu regresyon analizi kullanılmıştır. Analiz sonucuna göre ilişkisel motivasyon, sosyal risk alma ve olumsuz etki ölçümleri yalnızlığın önemli yordayıcıları iken, sosyal kabul edilirlik faktörü yalnızlık ile ilişkili bulunmamıştır. UCLA YÖ'nün ikinci formunun geliştirildiği çalışmadan elde edilen sonuçlar, UCLA YÖ'nün yalnızlığın geçerli ve güvenilir bir ölçüsü olarak kullanımını desteklese de, yazar farklı örneklemlerde, risk gruplarında (yeni işe başlayanlar, boşanmış insanlar vb.) yeniden geçerliğin test edilmesini önermiştir.

UCLA YÖ'nün revize edilmesiyle birlikte yalnızlığın ölçülmesi için standart, geçerli ve güvenilir bir ölçme aracının varlığı alana kazandırılmıştır. Bununla birlikte Russel vd. (1980)'nin önerileri doğrultusunda ölçeğin geçerliliği ile ilgili farklı örneklem gruplarında pek çok çalışma yapılmıştır (Hays & DiMatteo, 1987; Hartshorne, 1993).

Farklı araştırmacılar tarafından UCLA YÖ'nün faktör yapısı ile ilgili yapılan çalışmalarla birlikte, Russel (1996) ölçeğin psikometrik özelliklerini ve faktör yapısını daha kapsamlı bir örneklem grubunda test etmeye ihtiyaç duymuştur. Daha önceki çalışmalarında ölçeğin yalnızca üniversite öğrencilerine uygulanması ölçeğin genellenebilirliğini sınırladığı düşüncesiyle faklı örneklem gruplarını da dâhil ederek (üniversite öğrencileri, hemşireler, öğretmenler, yaşlılar/65 yaş üstü bireyler) psikometrik özellikler test edilmiştir. Ayrıca bu çalışmada, Russel vd. (1980) tarafından ikinci formu oluşturulan ölçeğin; bazı maddelerinde çift olumsuz anlamlı ifadelerin olması ve bazı sözcüklerin anlaşılamaması (örn., "sosyal ilişkilerim yüzeysel düzeydedir" ifadesinde geçen "yüzeysel" kelimesi) sebebiyle basitleştirilerek üçüncü formu oluşturulmuştur. Ölçeğin revize çalışmaları kapsamında her bir maddeye "ne sıklıkta….hissedersiniz?" kalıbı eklenerek soru ifadesine dönüştürülmüştür. Yanıt seçenekleri basitleştirilmiştir ve "hiçbir zaman", "nadiren", "bazen" ve "her zaman" şeklindedir. Ayrıca tek bir madde (4. madde) için madde anlamı olumludan olumsuza çevrilmiştir. Böylece UCLA YÖ'nün üçüncü formu, 11 olumsuz anlamlı ve 9 olumlu anlamlı maddeden oluşmuştur. Güvenirlik analizleri sonuçları, ölçeğin iç tutarlık katsayısının örneklem grupları için 0,89 ile 0,94 arasında değiştiğini göstermiştir. Ayrıca test-tekrar test güvenirliği 0,73 bulunmuştur. Yapı geçerliği çalışmaları kapsamında, UCLA YÖ faktör yapısını değerlendirmek için Russel (1996) üç farklı modelin veri ile uyumunu incelemiştir. Bu modellerden birincisinde madde yanıtları arasındaki kovaryansların tek faktörlü iki kutuplu (bipolar) yapıyla açıklandığı varsayılmıştır. İkinci modelde olumlu ve olumsuz anlamlı maddelere karşılık gelen ve faktörler arasındaki ilişkiye izin veren iki faktörlü yapı test edilmiştir. Son olarak üçüncü model iki faktöre ek olarak, iki kutuplu bir evrensel yalnızlık faktöründen oluşmaktadır. Bu üç faktörün de birbiri ile ilişkisi

yoktur, başka bir değişle diktirler. Bu üç farklı modeli test etmek için her bir örneklem grubunda (üniversite öğrencileri, hemşireler, öğretmenler, yaşlılar) en çok olabilirlik kestirim yönteminin (Maximum Likelihood, ML) kullanıldığı DFA yapılmıştır. Öğrenci, öğretmen ve yaşlı bireylerden oluşan örneklemlerde tek faktörlü model için model uyum (AGFI 0,73 - 0,76, CFI 0,74 - 0,83) indeksleri yeterli bulunmamıştır. Öğretmenlerden oluşan grupta ise ölçeğin 10 maddesi uygulanmıştır ve tek faktörlü model veri ile iyi uyum sergilemiştir. Önerilen iki faktörlü model için ise model uyum indeksleri tek faktörlü modele göre dört örneklem grubunda da daha yüksek (AGFI 0,80 - 0,90, CFI 0,84 - 0,95) bulunmuştur. Ayrıca iki faktör arasında ters yönlü ve güçlü korelasyonlar (-0,72 ile -0,82 arasında) olduğu görülmüştür. Son olarak üçüncü model için elde edilen model uyum istatistikleri incelenmiştir ve her bir örneklem için model veri uyumunun en iyi düzeyde (AGFI 0,84 - 0,92, CFI 0,89 - 0,98) sağlandığı görülmüştür. Böylece faktör analizi sonuçları incelendiğinde UCLA YÖ için en uygun modelin; maddelerin iki kutuplu evrensel yalnızlık faktörüne yüklendiği üçüncü model olduğu görülmüştür. Ayrıca iki faktörlü model de her bir örneklem için iyi uyum sağlamış olsa da üçüncü bir evrensel yalnızlık faktörünün eklendiği üç faktörlü model daha iyi uyum sağlamıştır.

Russel vd. (1980) tarafından geliştirilen UCLA yalnızlık ölçeği ülkemizde ilk defa Yaparel (1984) tarafından kullanılmıştır. Bununla birlikte ölçeğin geçerliği bu çalışmada Beck Depresyon envanteri ile korelasyonuna (r=0,50) bakılarak incelenmiştir. Yaparel'in (1984) ölçeğin geçerliğini sadece Beck Depresyon envanterini ölçüt alarak incelemesi, ölçek maddelerinin çevirilerinin, geçerlik ve güvenirliğinin yeniden incelenmesini gerekli kılmıştır. Bu bağlamda, Demir (1989) UCLA yalnızlık ölçeğinin Türk örnekleminde geçerlik ve güvenirlik çalışmasını gerçekleştirmiştir. Ölçeğin Türkçe'ye uyarlanmış formu, 10 olumlu 10 olumsuz anlamlı maddeden oluşmaktadır. Ölçek maddeleri bireylerin sosyal ilişkilerle ilgili duygu ve düşüncelerini belirten durumlardan oluşmakta ve bireylerin bu durumları ne sıklıkta yaşadıkları dörtlü likert tipi ölçek ile cevaplanmaktadır. Olumlu anlamlı maddeler için yanıt kategorileri: hiç yaşamam: 4, nadiren yaşarım: 3, bazen yaşarım:

2, sık sık yaşarım: 1; olumsuz anlamlı maddeler için yanıt kategorileri: hiç yaşamam: 1, nadiren yaşarım: 2, bazen yaşarım: 3, sık sık yaşarım: 4 şeklindedir. Bireylerin ölçekten alabileceği en düşük puan 20 iken; en yüksek puan 80'dir ve toplam puanın artışına bağlı olarak yalnızlık düzeyi artmaktadır. Demir (1989) çalışmasında UCLA YÖ'yü yalnızlıktan yakınan ve nörotik depresif tanısı almış 36 birey ile sağlıklı ve normal olan 36 bireye uygulanmıştır. Örneklem grubunun yaş ranjı 18-51 arasındadır ve her iki grup için de yaş, cinsiyet ve eğitim düzeyi özellikleri açısından denge kurulması sağlanmıştır. Bireylerin ölçekten elde ettikleri puanlar doğrultusunda, ölçeğin; yalnız hisseden ve yalnızlıktan yakınması olmayan bireyleri birbirinden manidar bir düzeyde ayırdığı bulunmuştur. Diğer bir geçerlik kanıtı olarak, ölçeğin depresyon ve sosyal içedönüklük puanları ile yüksek düzeyde manidar ($r=0,77$ ve $r=0,82$, $p<0,01$) ilişkili olduğu görülmüştür. Ölçeğin güvenirlik çalışmaları kapsamında iç tutarlık katsayısı ve test-tekrar test güvenirliği hesaplanmıştır. Elde edilen bulgular ($\alpha=0,96$, $r=0,94$ ve $p<0,01$) neticesinde ölçeğin güvenirlik katsayılarının yeterli düzeyde olduğu görülmüştür.

UCLA yalnızlık ölçeğinin, Demir (1989) tarafından geçerlik ve güvenirlik çalışmaları yapılmış olsa da Türkçe'ye uyarlanmış ölçeğin faktör yapısı ile ilgili çalışma sonrasında Durak ve Senol-Durak (2010) tarafından yapılmıştır.

Durak ve Senol-Durak (2010), Russell (1996) tarafından yapılan son revizyon çalışmasından elde edilen UCLA YÖ üçüncü formunun faktör analizi çalışmalarını gerçekleştirmiştir. Faktör analizi çalışmaları için ölçek iki ayrı örneklem grubuna uygulanmıştır: 18-28 yaş aralığındaki üniversite öğrencileri, 60-79 yaş aralığındaki bireyler. Ölçeğin Türk örneklemindeki faktör yapısını değerlendirmek için Russell (1996) tarafından belirtilen tek faktörlü, iki faktörlü ve üç faktörlü modelin yeterlilikleri doğrulayıcı faktör analizi ile incelenmiştir. Üniversite öğrencilerinden oluşan örneklem için tek faktörlü modelden elde edilen model uyum ve hata indeksleri (RMSEA= 0,099, IFI= 0,76, TLI= 0,73, CFI= 0,76) model veri uyumunun yeterli olmadığını göstermiştir. İki faktörlü model için elde edilen sonuçlar (RMSEA= 0,08, IFI= 0,86, TLI= 0,84, CFI= 0,86) model veri uyumunun yeterli

düzeyde olduğunu göstermiştir. Üç faktörlü model için elde edilen sonuçlar ise (RMSEA= 0,06, IFI= 0,92, TLI= 0,90, CFI= 0,92) model veri uyumunun oldukça iyi düzeyde olduğunu göstermiştir. 60-79 yaş aralığındaki bireyler için yapılan DFA analizi sonucu elde edilen sonuçlar, tek faktörlü modelde, RMSEA= 0,10, IFI= 0,77, TLI= 0,74, CFI= 0,77; iki faktörlü modelde, RMSEA= 0,08, IFI= 0,85, TLI= 0,83, CFI= 0,85; üç faktörlü modelde, RMSEA= 0,06, IFI= 0,92, TLI= 0,90, CFI= 0,92 olarak bulunmuştur. Sonuçlar, evrensel yalnızlık faktörünün olduğu ikinci düzey üç faktörlü modelin uyum iyiliği indeksleri açısından her iki örneklemde de veri ile daha uyumlu olduğunu göstermiştir.

Sosyal bilimler ve psikoloji alanında oldukça sık kullanılan UCLA YÖ'nün faktör yapısı geliştirme ve uyarlama çalışmalarının yanı sıra pek çok yazar tarafından da farklı çalışmalarda araştırılmıştır (Austin, 1983; Hartshorne, 1993; Hays & DiMatteo, 1987; Zakahi & Duran, 1982). Bu çalışmaların bir kısmında UCLA yalnızlık ölçeğinin tek boyutlu yapısı doğrulanmış olsa da (Hartshorne, 1993; Hughes, Waite, Hawkley, & Cacioppo, 2004; Newcomb & Bentler, 1986); çalışmaların büyük bir kısmı, tüm maddelerin tek bir boyutu temsil etmediğini ve ölçeğin çok boyutluluğunu öne sürmüştür (Austin, 1983; Hays & DiMatteo, 1987). Bu çalışmaların bir kısmı aşağıdaki paragraflarda özetlenmiştir.

Austin (1983) tarafından yapılan çalışmada üniversite öğrencilerine uygulanan ölçeğin, faktör analizi sonuçlarına göre üç faktörlü bir yapıya sahip olduğu ifade edilmiştir. Bu faktörler, kişisel yalnızlık, sosyal yalnızlık ve aidiyet eksikliği olarak isimlendirilmiştir. Bu çalışmadaki bulgulara benzer bir şekilde Knight, Chisholm, Marsh ve Godfrey (1988) ölçeğin; toplam varyansın %53,4'ünü açıklayan üç faktörlü yapıya sahip olduğunu ifade etmişlerdir. Bununla birlikte, iki faktörlü modelin de yapıyı basit kılma ve kolay yorumlama açısından daha başarılı olduğunu belirtmişlerdir. İki faktörlü yapıda, birinci faktör negatif yönlü maddelerden; ikinci faktör ise pozitif yönlü maddelerden oluşmaktadır. Adams, Openshaw, Bennion, Mills ve Noble (1988), üniversite öğrencilerine uyguladıkları ölçeğin faktör yapısının diğer sonuçlara benzer şekilde üç faktörlü olduğunu ifade etmişlerdir. Bu faktörleri psikolojik yalnızlık, sosyal yalnızlık ve psikososyal yalnızlık olarak

isimlendirmişlerdir. Dussault, Fernet, Austin ve Leroux (2009) öğretmenler üzerinde uyguladıkları ölçeğin faktör yapısını test etmek için tek faktörlü ve üç faktörlü modelleri karşılaştırmışlardır ve üç faktörlü yapının en uygun yapı olduğuna karar vermişlerdir.

Açımlayıcı faktör analizi (AFA) ile ölçeğin faktör yapısının araştırıldığı çalışmalardan bir diğerinde (Hojat, 1982), öğrenci örneklemi üzerinde çalışılmıştır ve ölçeğin; izolasyon (issolation), insanlar (people), başkalarıyla paylaşım (sharing with others), yakın birinin olmaması (absence of an intimate person) ve sosyallik (sociability) olmak üzere beş faktörlü bir yapıya sahip olduğu gösterilmiştir. Ölçeğin çok boyutlu olduğunu destekleyen, üniversite öğrencilerinden oluşan bir örneklemde yapılan diğer bir çalışmada da (Hays & DiMatteo, 1987), bulgular beş faktörlü yapıyı göstermiştir. Bu faktörler; algılanan sosyal izolasyon (perceived social isolation), empatik sırdaşların bulunmaması (unavailability of empathic confidants), destekleyici kişilerin bulunmaması (unavailability of supporting persons), sosyal entegrasyon eksikliği (lack of social integration) ve anlamlı sosyal ilişkilerin olmaması (lack of meaningful social relationships) şeklinde tanımlanmıştır.

UCLA yalnızlık ölçeğinin iki boyutlu yapıya sahip olduğunu ve bu boyutların maddelerin yönlerinden (pozitif yönlü ve negatif yönlü) kaynaklandığını destekleyen çalışmalar da literatürde yer almaktadır (Knight vd., 1988; Mahon &Yarcheski, 1990; Wilson, Cutts, Lees, Mapungwana & Maunganidze, 1992; Zakahi & Duran, 1982). Mahon ve Yarcheski (1990) çalışmalarında, ölçeğin faktör analizine tek faktörlü çözüm ile başlamışlardır. Döndürme yapıldıktan sonra ise iki faktörlü yapı ortaya çıkmıştır. Negatif yönlü maddelerin oluşturduğu faktörü sosyal ilişkiler (social others); pozitif yönlü maddelerin oluşturduğu faktörü ise yakın ilişkiler (intimate others) olarak isimlendirmişlerdir. Benzer şekilde, Zakahi ve Duran (1982), üniversite öğrencilerinden oluşan bir örneklem üzerinde çalışmışlar ve yakın ilişkiler (intimate others) ve sosyal ağlar (social network) olarak isimlendirdikleri iki faktörlü yapıyı öne sürmüşlerdir. Wilson vd. (1992) ise lise ve üniversite öğrencileri üzerinde yaptıkları faktör analizi çalışmasıyla, yine ölçeğin iki faktörlü yapıda olduğunu

desteklemişlerdir ve bu faktörlere Mahon ve Yarcheski'nin (1990) çalışmasında olduğu gibi yakın ilişkiler ve sosyal ilişkiler isimlerini vermişlerdir.

UCLA yalnızlık ölçeğinin faktör yapısı, sadece geliştirildiği ülkede değil uyarlama çalışmalarının yapıldığı pek çok farklı ülkede de araştırılmıştır (örn., Almanya (Stephan, Fäth, & Lamm, 1988); Portekiz (Neto, 1992); Güney Afrika (Pretorius, 1993); Arjantina (Sacchi & Richaud de Minzi, 1997); Danimarka (Lasgaard, 2007); Tayvan (Wu & Yao, 2008); İtalya (Boffo, Mannarini, & Munari, 2012); Fars (Zarei, Memari, Moshayedi, & Shayestehfar, 2016)). UCLA YÖ'nün Danimarka formunda, Lasgaard (2007) tek boyutlu bir yapı elde etmiştir. Fars kültürüne uyarlanan ölçeğin doğrulayıcı faktör analizi sonucunda ise üç faktörlü yapı verilerle iyi uyum göstermiştir (Zarei vd., 2016). Bu sonuca benzer şekilde ölçeğin İtalyan kültürüne uyarlanmış versiyonu için de üç faktörlü yapı verilerle en iyi uyum gösteren model olmuştur (Boffo vd., 2012). Arjantin formunda sonuçlar, genel bir yalnızlık faktörünün ve yanıtlama yönüyle ile ilgili iki faktörün bulunduğu modelin verilerle en iyi uyum sağlayan model olduğunu göstermiştir. Bu bulgulardan farklı olarak ölçeğin Portekiz uyarlamasında, toplam varyansın %54,5'ini açıklayan ve Hojat (1982) tarafından da desteklenen beş faktörlü model elde edilmiştir (Neto, 1992).

Alanyazında görüldüğü gibi UCLA yalnızlık ölçeği, geliştirildiği tarihten itibaren pek çok çalışmada kullanılmış ve ölçeğin faktör yapısı ile ilgili çeşitli bulgular sunulmuştur. Ölçek maddelerinin tek bir boyutlu yapıyı temsil ettiğini destekleyen çalışmalar olduğu gibi, ölçeğin çok boyutlu (iki faktör, üç faktör, beş faktör) bir yapıda olduğunu destekleyenler çalışmalar da bulunmaktadır. Ayrıca çalışmaların büyük bir kısmında, maddelerin temsil ettikleri boyutlar farklı şekilde isimlendirilmiştir. Örneğin, iki faktörlü yapıyı destekleyen çalışmaların birinde, Mahon ve Yarcheski (1990) negatif yönlü maddeleri sosyal ilişkiler olarak isimlendirirken bir diğer çalışmada, Austin (1983) pozitif yönlü maddeleri bu şekilde isimlendirmiştir. Bu bağlamda ölçeğin faktör yapısı ile ilgili tutarsız sonuçlarla birlikte faktör isimlerinde de kavram karmaşası olduğu görülmektedir. UCLA YÖ'nün faktör yapısı ile ilgili tutarsız sonuçlar görülmesi araştırmacıların ölçeği uygulayacakları örneklemlerde

faktör yapısını yeniden test etmeleri gerektiğini göstermektedir. Bununla birlikte, Türkiye'de de oldukça sık kullanılan ölçeğin kullanıldığı çalışmaların pek çoğunda faktör analizi çalışmaları yer almamaktadır. Ölçeğin kullanıldığı çalışmalarda ise, ölçeğin ilk geliştirme çalışmasındaki sonuçlar dikkate alınarak, tek boyutlu yapıda olduğu ifade edilmiştir. Hâlbuki ölçek geliştirildikten sonra ve son yıllarda UCLA YÖ'nün faktör yapısı ile ilgili pek çok çalışmalar yapıldığı ve gelişmeler izlendiği yukarıdaki paragraflarda da açıklandığı gibi görülmektedir. Bu nedenle bu çalışmada UCLA yalnızlık ölçeğinin faktör yapısı, Türk örneklemi için geleneksel DFA yöntemine göre daha hassas parametre kestirimleri sağlayan meta-analitik DFA yöntemi ile araştırılmıştır.

Ölçeğin faktör yapısı için test edilen modeller: i) bütün maddelerin tek faktörü temsil ettiği tek faktörlü model ii) pozitif yönlü maddelerin birinci faktöre, negatif yönlü maddelerin ikinci faktöre yüklendiği iki faktörlü model iii) pozitif yönlü maddelerin birinci faktöre, negatif yönlü maddelerin ikinci faktöre ve tüm maddelerin evrensel yalnızlık faktörüne yüklendiği ikinci düzey üç faktörlü model şeklindedir. Bu modeller; Russel (1996)'ın ve Durak ve Senol-Durak (2010)'ın çalışmaları dikkate alınarak oluşturulmuştur.

UCLA YÖ'nün 20 maddeli uzun formunun yanı sıra, araştırma koşullarına göre kısaltılmış formunu kullanmak isteyen araştırmacılar için sırasıyla Russel vd. (1980) ve Hays ve Dimatteo (1987) tarafından geliştirilen dört maddeli ve sekiz maddeli kısa formları da bulunmaktadır. Ancak bu çalışma, ülkemizde daha çok tercih edilen ve faktörel yapısı hakkında soru işaretleri barındıran UCLA YÖ'nün 20 maddeli uzun formu ile sınırlıdır.

Araştırmanın Amacı

Bu araştırmada, psikoloji ve sosyal bilimleri alanında yalnızlık yapısını ölçmek için en sık kullanılan ölçeklerden birisi olan UCLA yalnızlık ölçeğinin Türkiye için faktörel yapısına ait korelasyon matrislerine ulaşılabilen çalışmaların meta analizinin yapılması hedeflenmiştir. UCLA yalnızlık ölçeğinin faktörel yapısı için en uygun model; önerilen üç

farklı modele ve farklı kestirim yöntemlerine göre karşılaştırılmıştır. Böylece en uygun faktörel model ve en uygun kestirim yöntemi belirlenmeye çalışılmıştır.

Araştırmanın amacı ile paralel olarak araştırma problemi şu şekildedir:

"UCLA yalnızlık ölçeğinin kullanıldığı çalışmalardaki korelasyon matrislerinin meta analizinde farklı çok değişkenli yöntemlere (İki aşamalı yapısal eşitleme modellemesi ve Genelleştirilmiş en küçük kareler tekniği) ve önerilen farklı DFA modellerine (tek faktörlü model, iki faktörlü model ve ikinci düzey üç faktörlü model) göre elde edilen evren parametreleri ve model uyum indeksleri nasıl farklılaşmaktadır?"

Bu problem doğrultusunda aşağıdaki alt problemlere cevap aranmıştır;

1. Rastgele etkiler modeli altında, UCLA yalnızlık ölçeğinin meta-analitik faktör analizinde MAYEM'in korelasyon matrislerinin sentezlenmesi adımında çok değişkenli yöntemlere göre elde edilen bulgular nelerdir?
    1.1. Korelasyon matrislerinin sentezlenmesi sürecinde kullanılan GLS ve TSSEM yöntemlerine göre elde edilen bulgular nelerdir?
    1.2. Korelasyon matrislerinin sentezlenmesi sonucu elde edilen sentezlenmiş korelasyon matrisleri GLS ve TSSEM yöntemlerine göre nasıl farklılaşmaktadır?
2. Rastgele etkiler modeli altında, MAYEM'in model uyumu testi adımında çok değişkenli yöntemlere göre elde edilen bulgular nelerdir?
    2.1. Tek faktörlü modelin sentezlenmiş korelasyon matrisi ile uyumunun değerlendirilmesinde TSSEM ve GLS yöntemlerine göre kestirilen evren parametreleri ve model uyum indeksleri nelerdir?
    2.2. İki faktörlü modelin sentezlenmiş korelasyon matrisi ile uyumunun değerlendirilmesinde TSSEM ve GLS yöntemlerine göre kestirilen evren parametreleri ve model uyum indeksleri nelerdir?

2.3. İkinci düzey üç faktörlü modelin sentezlenmiş korelasyon matrisi ile uyumunun değerlendirilmesinde TSSEM ve GLS yöntemlerine göre kestirilen evren parametreleri ve model uyum indeksleri nelerdir?

2.4. Sentezlenmiş korelasyon matrisinin tek faktörlü, iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü modele göre uyumunun değerlendirilmesi sonucu elde edilen model uyum indekslerine göre yalnızlık psikolojik yapısı için en uygun model hangisidir?

3. UCLA yalnızlık ölçeğinin meta-analitik faktör analizinde örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu moderatör değişkenlerine göre oluşturulan alt grup analizlerinde, MAYEM'in korelasyon matrislerinin sentezlenmesi adımında çok değişkenli TSSEM yöntemine göre elde edilen bulgular nelerdir?

3.1. Örneklem büyüklüğüne göre oluşturulan alt gruplarda, korelasyon matrislerinin sentezlenmesi sürecinde TSSEM yöntemine göre elde edilen bulgular nelerdir?

3.2. Örneklem yaş grubu göre oluşturulan alt gruplarda, korelasyon matrislerinin sentezlenmesi sürecinde TSSEM yöntemine göre elde edilen bulgular nelerdir?

3.3. Korelasyon matrislerinin sentezlenmesi sonucu elde edilen sentezlenmiş korelasyon matrisleri, örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu moderatör değişkenlerine göre oluşturulan alt gruplarda nasıl farklılaşmaktadır?

4. Örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu moderatör değişkenlerine göre oluşturulan alt grup analizlerinde, MAYEM'in model uyumu testi adımında çok değişkenli TSSEM yöntemine göre elde edilen bulgular nelerdir?

4.1. Örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu moderatör değişkenlerine göre oluşturulmuş alt gruplarda, tek faktörlü modelin sentezlenmiş korelasyon matrisleri ile uyumunun değerlendirilmesinde, TSSEM yöntemine göre kestirilen evren parametreleri ve model uyum indeksleri nelerdir?

4.2. Örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu moderatör değişkenlerine göre oluşturulmuş alt gruplarda, iki faktörlü modelin sentezlenmiş korelasyon matrisleri ile uyumunun değerlendirilmesinde, TSSEM yöntemine göre kestirilen evren parametreleri ve model uyum indeksleri nelerdir?

4.3. Örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu moderatör değişkenlerine göre oluşturulmuş alt gruplarda, ikinci düzey üç faktörlü modelin sentezlenmiş korelasyon matrisleri ile uyumunun değerlendirilmesinde, TSSEM yöntemine göre kestirilen evren parametreleri ve model uyum indeksleri nelerdir?

4.4. Örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu moderatör değişkenlerine göre oluşturulmuş alt gruplarda, sentezlenmiş korelasyon matrislerinin tek faktörlü, iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü modele göre uyumunun değerlendirilmesi sonucu elde edilen model uyum indekslerine göre, yalnızlık psikolojik yapısı için en uygun model hangisidir?

Araştırmanın Önemi

Bu çalışmada psikoloji ve sosyal bilimler alanında bireylerin yalnızlığını ölçmek için en sık kullanılan ölçeklerden birisi olan UCLA (University of California, Los Angeles) yalnızlık ölçeğinin faktör yapısı meta-analitik DFA ile yeniden test edilmiştir. Yalnızlık psikolojik yapısını ölçmede önemli bir rol oynayan ve sıklıkla kullanılan bu ölçek için geçerlik kanıtı sağlamak oldukça önemlidir. Geçerlik; Eğitimsel ve Psikolojik Test Standartları'nda (American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education (AERA, APA, & NCME), 2014, s. 11), "Kanıt ve teorinin, test puanı yorumlamalarını destekleme derecesi" olarak ifade edilmiştir. Beş temel geçerlik kanıtından söz edilmektedir: testin kapsamı, yanıt süreçleri, testin içsel yapısı, testin diğer değişkenlerle ilişkileri ve testin sonuçları. Bu çalışmada yapılan meta analiz çalışmasının odak noktası olan içsel yapıya dayalı geçerlik kanıtı, "test maddeleri ile

bileşenleri arasındaki ilişkilerin önerilen test puanı yorumlamalarına uyum derecesi" olarak tanımlanmıştır (AERA, APA & NCME, 2014, s.16). Bu amaçla bu çalışmada yalnızlık psikolojik yapısının meta-analitik faktör analizi gerçekleştirilmektedir. Böylece meta analiz çalışması sonunda UCLA yalnızlık ölçeğinin içsel yapısına yönelik önemli bir geçerlik kanıtı sağlanması hedeflenmektedir.

Bununla birlikte, daha önceki paragraflarda da belirtildiği gibi, Türk örnekleminde UCLA yalnızlık ölçeğinin faktör yapısı için yeterince çalışmanın olmadığı görülmektedir. Ölçeğin faktör yapısı ile ilgili araştırmalar pek çok ülkede yapılmış olsa da Türkiye'de sınırlı sayıda çalışmada faktörel yapı incelenmiştir (Durak & Senol-Durak, 2010). Psikolojik yapıların farklı kültür veya dil gruplarında farklılık gösterebileceği gerçeğini göz önünde bulundurarak, ölçeğin faktör yapısı konusunda Türk örneklemi için fikir birliği eksikliği bulunduğu söylenebilir. Bu nedenle, özellikle Türk örneklemi için, UCLA yalnızlık ölçeği puanlarının uygun şekilde yorumlanması ve kullanılması hususunda, meta analiz sonuçlarının önemli etkilere sahip olması beklenmektedir.

UCLA yalnızlık ölçeğini kullanan çalışmaların dâhil edildiği bu meta analiz çalışması ile yalnızlık yapısını hangi faktörel modelin en iyi temsil ettiği, birincil çalışmalardan daha hassas sonuçlarla belirlenebilmiştir. Sonuçların daha hassas olması, birincil çalışmalardaki örneklem büyüklüklerinin tamamının meta analize dâhil olmasından kaynaklanmaktadır. Böylece daha hassas parametre kestirimleri ile ölçeğin faktör yapısı ile ilgili daha kesin ve genel yorumlar yapılabilmiştir.

Araştırmanın metodolojik açıdan bir diğer önemi; UCLA yalnızlık ölçeğinin yapı geçerliğini MAYEM ile test etmektir. Türkiye alan yazınında henüz yaygınlaşmamış olan faktör analizi ya da yapısal eşitleme modellerinin meta analizi ile model tabanlı meta analiz çalışmak isteyen araştırmacılara katkı sağlanacağı düşünülmektedir. Ayrıca korelasyon matrislerinin sentezlenmesinde pek çok yöntem önerilmesine rağmen bu yöntemlerin performanslarının kıyaslanmasına yönelik çalışmalar yeterince bulunmamaktadır. Bu yöntemlerin karşılaştırılmasına yönelik uluslararası literatürde yer alan çalışmalarda ise korelasyon

matrislerine ulaşamama sorunundan kaynaklı olarak genelde simülasyon verisi kullanılmıştır. Bu araştırmada gerçek veri setinde bu yöntemlerin nasıl performanslar göstereceği incelenmiştir. Çalışmanın bu açıdan da, araştırmacılara ışık tutacağı düşünülmektedir.

Sayıltılar

1) Meta analiz çalışmasında etki büyüklüğü olarak kullanılan ve birincil çalışmaların yazarları ile iletişime geçilerek elde edilen korelasyon matrislerinin yazarların verdiği bilgiler neticesinde güvenilir ve doğru olduğu varsayılmaktadır.
2) Meta analiz çalışmasında yer alan birincil çalışmalarda sunulan bilgilerin hatasız ve doğru rapor edildikleri varsayılmaktadır.

Sınırlılıklar

1) Meta analiz çalışması yöntemde belirtilen ölçütlere sahip ve UCLA yalnızlık ölçeğinin maddeler arası korelasyon matrisine ulaşılabilen çalışmalarla sınırlıdır.
2) Meta analiz çalışması UCLA yalnızlık ölçeği uzun formu ile sınırlıdır.
3) UCLA yalnızlık ölçeğinin faktör yapısının yeniden test edildiği meta analiz çalışması Türkiye örneklemi ile sınırlıdır.

BÖLÜM II

ARAŞTIRMANIN KAVRAMSAL TEMELİ VE İLGİLİ ARAŞTIRMALAR

Araştırmanın Kavramsal Temeli

Bu bölümde ilk önce klasik meta analiz yaklaşımı altında yer alan temel konular ele alındıktan sonra, araştırmanın kavramsal temelini oluşturan meta-analitik DFA yaklaşımı ve analizlerde kullanılacak yöntemler hakkında bilgi verilecektir.

Meta analiz Yaklaşımı

Davranış bilimleri, sosyal bilimler ve diğer bilim dallarında kuramlar; bu alanlarda yapılmış bilimsel çalışmalar sonucu oluşan bilgi birikimine dayanmaktadır. İlgili teoriye katkı sağlamak üzere birbirinden bağımsız olarak yapılmış bu bilimsel çalışmaların her biri birincil çalışmalar olarak adlandırılabilir.

Birincil çalışmalar, araştırılan bir hipotezin ya da araştırma sorusunun doğruluğuna ilişkin bilgi sunarken aynı zamanda araştırılan hipotez ile ilgili alanyazında yapılmış çalışmaların eksik kısımlarını da tamamlayabilmektedir. Bu katkıyı sağlayabilmelerinde birincil çalışmalardaki örneklemlerin araştırılan konu evrenine uygunluğu önemlidir. Bu ölçütü sağlamaları ile birlikte, belli bir konuda yapılmış olan çok sayıdaki birincil çalışma; birbiri ile çelişebilen farklı sonuçlar da içerebilir. Bu çalışmaların birbirinden farklı sonuçlara sahip

olmaları, sonuçların yorumlanabilirliği ve genellenebilirliği hususunda sorun teşkil etmeye başladıkça daha üst düzeyde, kapsayıcı ve yorumlayıcı çalışmalara ihtiyaç duyulmuştur (Hedges & Olkin, 1985; Sheng, Kong, Cortina, & Hou, 2016). Bu ihtiyaç eşliğinde, birincil çalışmalardaki bulguları sentezlemek ve ilgili literatürü derinleştirmek için Glass (1976) tarafından nicel bir araştırma türü olarak meta analiz önerilmiştir (Lai, 2012).

Glass (1976)'ın psikoterapinin etkisini değerlendirmek için yaptığı çalışma, meta analiz için başlangıç noktası olarak düşünülebilir. Glass (1976) kendi çalışmasından ayrı olarak, psikoterapinin etkililiğine yönelik pek çok çalışmanın yapıldığını; fakat bu çalışmaların pek çoğunda kendi çalışması ile tutarsız olan bulguların yer aldığını görmüştür. Bu bağlamda Glass (1976) psikoterapinin genel etkisinin belirlenmesi amacıyla, tek bir sonuç elde edebileceği "meta analiz" kavramını önermiş ve birincil çalışmalardaki etki büyüklüklerinin ortalamasını alarak ilk meta analiz çalışmasını yapmıştır (Furlow, 2003). Glass'ın meta analiz yöntemini geliştirdiği zamanlarda meta analize benzer istatistiksel yaklaşımlar, farklı alanlarda da kullanılmıştır (Lipsey & Wilson, 2000).

Lipsey ve Wilson (2000)'a göre meta analiz, bireylerin yerine araştırma raporlarının incelendiği bir tarama araştırması olarak ifade edilmiştir. Bu tanıma göre sırasıyla; kodlayıcı formu geliştirilmekte, araştırma raporlarından oluşan örneklem elde edilmekte ve her bir rapor için çalışma özellikleri ve nicel bulgular ile ilgili bilgiler kodlayıcılar tarafından dikkatlice okunarak, kodlanmaktadır. Ortaya çıkan veriler, bulguların modelini araştırmak ve tanımlamak için geleneksel istatistiksel tekniklerin uyarlamaları kullanılarak analiz edilmektedir. Bununla birlikte çalışmalardaki değişkenliğin sebepleri de meta analiz ile araştırılabilmektedir. Örneğin hazır bulunuşluk düzeyinin öğrenci başarısına etkisi ile ilgili çalışmalar mevcut ise hazır bulunuşluk düzeyinin öğrenci başarısına genel/ortalama etkisi bir meta analiz çalışması ile incelenebilir. Ayrıca eğer etki büyüklükleri çalışmalar arasında farklılaşıyorsa, etki büyüklükleri arasındaki değişkenliğin sebepleri, olası faktörlere bağlı olarak açıklanabilir: "farklı eğitim yöntemlerine/koşullara vb. göre sonuçlar farklılaşmakta mıdır?" gibi. O halde, meta analiz; çalışma sonuçlarını özetlemesinin yanı sıra çalışma

özelliklerine göre olası değişkenliğin sebeplerini açıklayabilmeyi de sağlamaktadır. Desen yapısı, örneklem büyüklüğü vb. etkenlere bağlı olarak çalışma sonuçları arasındaki farklılık sebeplerinin belirlenmesine yardımcı olmaktadır (Hox & de Leeuw, 2003). Bu bağlamda araştırmacılar amaçları doğrultusunda, meta analiz çalışmaları ile:

(a) birincil çalışmalardan elde edilen etki büyüklüklerinin tutarlılığını,

(b) ortalama/genel etki büyüklüğünü,

(c) çalışmalara özgü rastgele etkilerden kaynaklanan değişkenliğin derecesini,

(d) etki büyüklüklerindeki değişkenliğin çalışmaların özelliklerine bağlı olarak açıklanıp açıklanamayacağını inceleyebilirler (Cheung, 2015).

Meta analizin pek çok avantajı bulunmaktadır. İlk olarak, anlatı derleme çalışmalarının aksine; ilgili tüm çalışmalar için *etki büyüklüğü* olarak ifade edilen ortak bir metrik kullanarak (standartlaştırılmış ortalama fark ya da Pearson korelasyon katsayısı vb.) bulguları sentezleyebilmekte ve nicel sonuçlar sağlamaktadır (Kisamore, 2003; Rosenthal, Hoyt, Ferrin, Miller, & Cohen, 2006). Etki büyüklüğü, farklı ölçme araçları ya da işlemleri ile yapılmış olan çalışmaların karşılaştırılabilmesini mümkün kılmaktadır. Diğer bir avantajı ise, meta analiz çalışmalarında genel etki büyüklüğü kestirimine ait örneklemler; birincil çalışmalardaki örneklemlerden daha büyük olduğu için elde edilen istatistikler daha kesin ve hassas olmaktadır (Furlow, 2003). Ayrıca meta analiz; birincil çalışmalardaki etki büyüklükleri farklılıklarına sebep olabilecek potansiyel değişkenleri incelemeye de olanak sağlamaktadır (Lazowski, 2015).

Etki Büyüklüğü (Effect Size)

Meta analiz, çalışmaları sentezlemede etki büyüklüklerini kullanarak, bu etki büyüklüklerini ortak bir metrikte buluşturmaktadır. Meta analizi anlatı derleme çalışmalarından ayıran en temel özellik her bir çalışmadan elde edilen etki büyüklüklerinin istatistiksel yöntemlerle hesaplanarak birleştirilmesidir (Cheung, 2015). Bu nedenle meta analizi oluşturan her bir

çalışmada etki büyüklüğü ya da etki büyüklüğünün hesaplanmasına yardımcı olacak istatistikler yer almalıdır. Amerikan Psikologlar Derneği (American Psychological Association, APA) de araştırmalarda sonuçları raporlarken gözlenen etkinin bir ölçüsü olarak etki büyüklüğünün dâhil edilmesini önermektedir (APA, 2010). Fakat birincil çalışmalarda etki büyüklüğü yerine istatiksel manidarlığı gösteren p değerinin raporlanmasıyla daha sık karşılaşılmaktadır. Etki büyüklüğü istatistiksel olarak manidar sonuçlar bulma olasılığını (istatistiksel güç) etkilemesine rağmen, etki büyüklüğü indeksleri ile istatistiksel manidarlık arasında ayrım yapmak önemlidir (Card, 2015, s. 85). I. tür hata olasılığı (p değeri), etki büyüklüğünün kısmen bir parçası olsa da, örneklem büyüklüğünden de önemli ölçüde etkilenmektedir. Büyük örnekleme sahip bir çalışma istatistiksel olarak manidar ($p \leq \alpha$) iken, küçük bir etki büyüklüğüne sahip olabilir. Benzer şekilde küçük örnekleme sahip bir çalışmanın istatistiksel olarak manidar değilken ($p > \alpha$) etki büyüklüğü büyük olabilmektedir. Bu sebeplerden dolayı meta analiz çalışmalarında p değeri yerine etki büyüklüğü tercih edilmektedir (Cheung, 2015; Lazowski, 2015).

Etki büyüklüğü, meta analizdeki her bir çalışma bulgusundan elde edilen önemli nicel bilgilerin kodlanmasını sağlayan bir istatistiktir (Lipsey & Wilson, 2000, s. 3). Bir meta analiz çalışması yürütürken, etki büyüklüklerinin çalışmalar arasında karşılaştırılabilir olması oldukça önemlidir (Card, 2015, s. 87). Başka bir deyişle, meta analiz çalışmasında kullanışlı bir etki büyüklüğü için, birincil çalışmalardan elde edilen sonuçların dönüştürülebilirliği ve dolayısıyla birleştirilip karşılaştırılabilirliği önemlidir.

Etki büyüklükleri genel olarak üçe ayrılmaktadır: Ortalama fark, korelâsyon ve iki kategorili veriler için hesaplanan etki büyüklüğü (Borenstein, Hedges, Higgins & Rothstein, 2009, s. 19). Bu etki büyüklükleri için kullanılan indeksler ve hesaplanmalarında kullanılan formüller bir sonraki başlık altında detaylandırılmıştır.

Etki Büyüklükleri İndeksleri

Meta analizde hesaplanacak olan etki büyüklüğünü seçerken; birincil çalışmalarda verilen istatistiksel sonuçlara ve meta analiz çalışması için oluşturulan araştırma problemlerine dikkat edilmelidir (Lazowski, 2015).

Borenstein vd. (2009)'e göre ise etki büyüklüğü indeksini seçmede üç önemli husus yol gösterici olmaktadır. Bunlardan birincisi, birincil çalışmalardaki etki büyüklüklerinin ölçtükleri değişkenlerle karşılaştırılmasıdır. Etki büyüklüğü indeksleri çalışmadan çalışmaya değişebildiği için çalışma desenine bağlı olmamalıdır. İkinci husus, seçilen etki büyüklüğü çalışmalardaki değişkenler arasındaki ilişkiye ve raporlanan sonuçların istatistiksel formuna uygun olmalıdır. Başka bir ifadeyle, çalışmada raporlanan bilgilerle hesaplanabilir olmalıdır. Son olarak, seçilen etki büyüklüğünün istatistiksel özelliklerinin (örneklem dağılımı) bilinmesi gereklidir. Böylece hata varyansı ve güven aralığı hesaplanabilecektir. Bu ölçütlerle birlikte basit ve açıklanabilir olma ölçütünü de dikkate alarak etki büyüklüğü indeksi seçiminin yapılabileceği ifade edilebilir. Birincil çalışmalarda yer alan veri türlerine göre, etki büyüklüğü indeksleri Tablo 1'de sunulmaktadır.

Tablo 1

Birincil Çalışmalardaki Veri Türlerine Göre Etki Büyüklüğü İndeksleri

Veri türüne göre etki büyüklüğü indeksleri	
Ortalamaya dayalı etki büyüklüğü	Ham (standartlaştırılmamış) ortalamaların farkı (D) -Bağımsız gruplarla yapılan çalışmalar - Eşleştirilmiş ya da ön-son desenleri ile yapılan çalışmalar
	Standartlaştırılmış ortalama farkı (d ya da g) - Bağımsız gruplarla yapılan çalışmalar - Eşleştirilmiş ya da ön-son desenleri ile yapılan çalışmalar
	Tepki oranı (R) -Bağımsız gruplarla yapılan çalışmalar
İki kategorili veriye dayalı etki büyüklüğü	Risk oranı (RO) - Bağımsız gruplarla yapılan çalışmalar
	Odds oranı (OO) - Bağımsız gruplarla yapılan çalışmalar
	Risk farkı (RF) - Bağımsız gruplarla yapılan çalışmalar
Korelasyonel veriye dayalı etki büyüklüğü	Korelasyon (r) - Tek gruplu çalışmalar

Borenstein vd., (2009, s. 19). *Introduction to meta-analysis*. UK: John Wiley & Sons kaynağından alınmıştır.

Tablo 1'in ilk satırı (ortalamaya dayalı etki büyüklükleri) incelendiğinde; birincil çalışmalardaki veriler iki grubun ortalamaları ve standart sapmalarına göre hesaplanmış ise, bu durumda uygun etki büyüklüğü, ham ya da standartlaştırılmış verilerin ortalamalarının farkı veya ortalamaların birbirine oranı olan Tepki Oranı olacaktır (Borenstein vd., 2009, s. 21).

İki gruba ait ortalamaların raporlandığı ve ortalamalarının karşılaştırılacağı bir çalışmada, bu iki gruba ait evren ortalama farkının bir kestirimi olan etki büyüklüğünü (D); $\bar{X}_1$ ve $\bar{X}_2$ iki bağımsız ya da eşleştirilmiş grup ortalamaları olmak üzere aşağıdaki gibi hesaplayabiliriz (Borenstein vd., 2009, s. 21-22):

$$D = \bar{X}_1 - \bar{X}_2 \qquad \text{Eşitlik 1}$$

D ile benzer şekilde hesaplanan d ya da g olarak ifade edilen Standartlaştırılmış Ortalama Fark etki büyüklüğü indeksinde ise sonuçlar yaygın ölçü birimlerine dönüştürülmektedir.

İki grubun ortalamalarını birbirine oranlayarak elde edilen Tepki Oranı etki büyüklüğü indeksi ise sonuçların gerçek oranlı bir ölçekle (uzunluk, alan ya da kütle vb.) ölçüldüğü özellikle ekolojik alanındaki çalışmalarda sık kullanılmaktadır (Borenstein vd., 2009, s.30). Dolayısı ile sosyal bilimlerdeki tutum, başarı puanları vb. gibi gerçek sıfırın olmadığı

değişkenlerle yapılan çalışmalarda etki büyüklüğü indeksi olarak Tepki Oranı kullanmak manidar olmadığı için çok fazla önerilmemektedir. $\bar{X}_1$ ve $\bar{X}_2$; iki bağımsız grup ortalamaları olmak üzere Tepki Oranı (R) aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Borenstein vd., 2009, s. 31):

$$R = \frac{\bar{X}_1}{\bar{X}_2} \qquad \text{Eşitlik 2}$$

İki değişkenin de iki kategorili olduğu durumlarda iki değişken arasındaki ilişki, olasılığa dayalı olarak Risk Oranı, Odds Oranı ya da Risk Farkı etki büyüklüğü indeksleri ile değerlendirilebilir (Card, 2015, s. 93).

İki gruptaki olayın meydana gelme olasılığı (p) hesaplanarak bunların birbirine oranlanması ile elde edilen etki büyüklüğü indeksi Risk Oranı (RO)'dır. Bu indeksi hesaplamak için kullanılan formül aşağıdaki gibidir:

$$\text{RO}= p_1/p_2 \qquad \text{Eşitlik 3}$$

İki kategorili veriler için uygun etki büyüklüğü indekslerinden bir diğeri Odds Oranı (OO)' dır. Odds oranı, Risk Oranı'na benzer şekilde iki gruptaki Odds'ların (olayın meydana gelme olasılığı/olayın meydana gelmeme olasılığı) hesaplanarak birbirine oranlanması ile elde edilmektedir. Bu indeksi hesaplamak için kullanılan formül aşağıdaki gibidir:

$$\text{OO} = \frac{(\frac{p_1}{1-p_1})}{(\frac{p_2}{1-p_2})} \qquad \text{Eşitlik 4}$$

İki kategorili veriler için uygun olan diğer bir etki büyüklüğü indeksi ise Risk Farkı (RF)'dır. Risk Farkı iki gruptaki olay risklerinin hesaplanarak birbirlerinden çıkartılması ile elde edilir:

$$\text{RF}=p_1 - p_2 \qquad \text{Eşitlik 5}$$

İki kategorili veriler için bu etki büyüklüğü indeksleri arasında seçim yaparken Risk Oranı ve Odds Oranı'nın göreceli ölçümler olduğuna dikkat edilmelidir. Buna karşın Risk Farkı kesin ölçüm olduğu için özellikle tıp alanındaki çalışmalarda, uygulamanın klinik etkisinin incelenmek istendiği durumlarda tercih edilebilir. Ayrıca Risk ya da Odds Oranları ile etki büyüklüğü hesaplarken tüm değerlerin logaritmik değerlere dönüştürülerek analiz edilmesi gerekmektedir. Analizlerden sonra sonuçların basitçe yorumlanabilmesi için ise tekrar

orijinal formuna dönüştürülmesi gerekir. Risk Farkı hesaplamalarında ise sadece ham verileri kullanmak yeterlidir (Borenstein vd., 2009, s. 34-36).

Birincil çalışmalarda iki sürekli değişken arasında ilişkinin raporlanması durumunda ise uygun etki büyüklüğü indeksi korelasyon katsayısıdır. Fakat korelasyon katsayısının örneklem dağılımı, çalışmalar küçük örnekleme sahip olduğunda ya da evren korelâsyon değeri 0'dan uzaklaştıkça standart hata formülünde istenmeyen istatistiksel özellikler (çarpık olma eğilimi) verebilmektedir (Hedges & Olkin, 1985). Bu bağlamda, standart hatanın ağırlıklandırmada kullanıldığı göz önünde bulundurularak ham korelasyon katsayısı yerine Fisher z dönüşümü ile elde edilen standart formu etki büyüklüğü olarak kullanılabilmektedir (Lipsey & Wilson, 2000, s. 63).

Dönüşüm aşağıdaki eşitlikteki gibidir:

y_z=0,5 ln ($\frac{1+r}{1-r}$) Eşitlik 6

Fisher z'ye dönüştürülmüş korelasyon katsayılarının sınırları (-1 +1) olmadığı için yorumlama kolaylığı ve anlaşılabilirliği sağlamak açısından genel Fisher z değeri hesaplandıktan sonra korelasyon değerine yeniden dönüşümü aşağıdaki eşiklikle yapılmaktadır (Card, 2015, s. 89):

$r = \frac{(e^{2z_r}-1)}{(e^{2z_r}+1)}$ Eşitlik 7

Genel etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısının değeri Cohen (1988) tarafından 0,10'a eşit ya da küçük ise küçük etki; 0,30 ile 0,50 arasında ise orta etki; 0,50'ye eşit ya da büyük ise büyük etki olarak yorumlanmıştır. Ancak, bu ölçütlerin çalışma alanlarına göre farklılık gösterebileceği araştırmacılar tarafından ifade edilmiştir (Card, 2015, s. 88).

Meta analizde Modeller

Meta analizdeki modeller iki sınıfa ayrılmıştır: sabit etkiler modeli (SEM), rastgele etkiler modeli (REM). Bu modeller; anlamlılık testleri, hipotezleri, genel etki büyüklüğü ve güven aralığının belirlenmesi açısından farklılaşmaktadır (Hunter & Schmidt, 2004).

Sabit Etkiler Modeli

Model seçimi, araştırma sorularına ve meta analizin birimi olan etki büyüklüklerinin çalışmalar arasında homojen olup olmaması durumuna göre değişmektedir. SEM altında yürütülen bir meta analiz çalışmasında, etki büyüklüklerinin sabit bir evren etki büyüklüğünü paylaştığı varsayılmaktadır ve çalışmalardaki etki büyüklüklerinin tamamı için ortak bir evren parametresi vardır, bu nedenle meta analizi oluşturan çalışmalardaki etki büyüklükleri homojen olarak ifade edilmektedir (Hedges & Vevea, 1998). Örneğin tıp alanında yapılan bir meta analiz çalışmasında, araştırmacılar yeni bir ilacın etkisini olası tüm çalışmalar yerine tam kontrollü bir kaç çalışma için incelemek isteyebilir, bu durumda sabit etkiler modeli tercih edilebilir (Cheung, 2015). Bu modelde meta analizi oluşturan tüm çalışmaların gerçek etki büyüklüğü değerlerinin aynı olduğu varsayıldığı için, meta analiz çalışmasında genel (ortak) etki büyüklüğü kestirilerek bu değer için güven aralığı oluşturulmaktadır. Kestirilen genel etki büyüklüğü ve güven aralığına dayalı olarak da meta analiz çalışması için oluşturulan hipotezler test edilmektedir.

Sabit etkiler modeli için genel model (Cheung, 2015, s. 83):

$y_i = \delta_i + e_i$ Eşitlik 8

δ_i, i çalışmasının etki büyüklüğünün evren değeri, E(y_i)= δ_i, e_i rastgele hatadır ve Var(e_i) = v_i'dir. e_i'nin bilinen v_i varyansı ile normal dağıldığı varsayılmaktadır (Furlow, 2003). Eğer birincil çalışmalar çok küçük örneklemli değilse (n=20-30) örneklem dağılımının normal dağıldığı varsayımı kabul edilebilmektedir (Hedges & Olkin, 1985). Eşitlik 8'de görüldüğü gibi bu model altında gözlenen etki büyüklükleri arasındaki fark sadece örnekleme hatasından kaynaklanmaktadır, başka bir deyişle çalışmalardaki etki büyüklüğünü etkileyen tüm faktörler sabittir (Borenstein vd., 2009, s. 63). Bu bağlamda SEM'de evren etki büyüklüğünün en hassas kestirimini elde etmek için, her bir çalışma tek hata kaynağı olan örnekleme hata varyansının tersi ($1/v_i$) ile ağırlıklandırılarak, ağırlıklı bir ortalama ile hesaplanmaktadır.

Rastgele Etkiler Modeli

Rastgele etkiler modeli (REM), her bir çalışmanın farklı bir gerçek etki büyüklüğü değerinin olduğunu ve ilgili çalışmalar alanından rastgele örneklenmiş olduğunu varsayar. Bu durum, önemli ölçüde heterojenlik olduğunu göstermektedir. Başka bir deyişle etki büyüklüklerinin evren değerleri çalışmadan çalışmaya rastgele farklılaşmaktadır. Meta analizi oluşturan her bir çalışmanın kendine özgü özellikleri (uygulamanın zamanlaması ya da süresi, örneklem türü vb.) olmasından dolayı gerçek (evren değer) etki büyüklüklerinin farklı çalışmalarda farklı olduğu hipotezi test edilmektedir (Furlow, 2003; Lai, 2012). Rastgele etkiler modeli istatistiksel olarak çok düzeyli bir model olarak aşağıdaki gibi gösterilebilir (Cheung, 2015, s. 87):

$y_i = \delta_i + e_i$ Eşitlik 8

$\delta_i = \beta_0 + u_i$ Eşitlik 9

$y_i = \beta_0 + u_i + e_i$ Eşitlik 10

Eşitlik 8'de daha önce belirtildiği gibi δ_i, i çalışmasının etki büyüklüğünün evren değeri, E(y_i)= δ_i, e_i rastgele hatadır ve Var(e_i) = v_i'dir. e_i'nin bilinen v_i varyansı ile normal dağıldığı varsayılmaktadır. Sabit etkiler modelinden farklı olarak Eşitlik 9'da β_0, rastgele etkiler modeli altındaki etki büyüklüklerinin evren değerlerinin ortalamasıdır ve u_i çalışmalara özgü heterojenliği gösteren Var(u_i) = τ^2 varyansına sahiptir. Bu durumda REM ve SEM arasındaki istatistiksel olarak en temel farklılık; genel etki büyüklüğüne ait hata varyansının, SEM'de sadece çalışmalar içi hata varyansından, REM'de ise hem çalışmalar içi hata varyansı hem de çalışmalar arası varyanstan etkilenmesidir. Bu bağlamda REM'de evren etki büyüklüğünün en hassas kestirimini elde etmek için, her bir çalışma; çalışmalar içi ve çalışmalar arası hata varyansının toplamının tersi ile ağırlıklandırılarak hesaplanmaktadır (Borenstein vd., 2009, s. 72). REM ve SEM kavramsal olarak farklı olmalarına rağmen matematiksel olarak τ^2=0 olması durumunda her iki model denkleminin eşit olduğu görülmektedir. Bu özelliğe göre sabit etkiler modeli, rastgele etkiler modelinin

özel bir formu olarak da ifade edilmektedir (Cheung, 2014; Furlow, 2003; Hox & de Leeuw, 2003; Zhang, 2011).

Heterojenlik

Gerçek etki büyüklükleri arasındaki değişkenliği ifade eden heterojenlik; gözlenen etki büyüklüğü dağılımının rastgele hatadan arınmasıyla elde edilmektedir. SEM'de gözlenen etki büyüklükleri arasındaki tutarsızlıklar sadece örnekleme hatasına bağlı olarak açıklanmaktayken, tutarsızlıkların sebebi gerçek etki büyüklüklerinin heterojen olmasından kaynaklanabilir, bu sebeple heterojenlik durumu varsa sabit etkiler modeli uygun olmayabilmektedir. Bu durumda gerçek etki büyüklüklerinin dağılımını incelemeye olanak tanıyan rastgele etkiler modeli tercih edilmelidir. REM'de her çalışmanın ait olduğu evrene bağlı olarak farklı evren parametreleri bulunduğu için, gerçek etki büyüklüğü dağılımını ve varyansını inceleme olanağı tanımaktadır. Heterojenliği tanımlamak ve derecesini ölçmek için farklı yaklaşımlar bulunmaktadır (Jak, 2015, s. 25-26). Rastgele etkiler modeli altında, çalışmalar arasındaki etki büyüklüğü değişkenliğini ifade eden τ^2 değerinin 0'a eşitliğini test eden Q istatistiği bu yaklaşımlardan birisidir (Cochran, 1954). Etki büyüklüklerinin eşitliği hipotezi H_0 : δ_i =f_1=f_2=…=f_k, k çalışma sayısı olmak üzere, k-1 serbestlik derecesi ve χ^2 dağılımına sahip Q istatistiği ile aşağıdaki gibi test edilebilir (Cheung, 2015, s. 85):

$$Q=\sum_{i=1}^{k} w_i\,(y_i - M)^2 \qquad \text{Eşitlik 11}$$

w_i ağırlıklandırma katsayısını göstermek üzere, $y_{i,}$ i. çalışmaya ait etki büyüklüğünü; M, kestirilen genel etki büyüklüğünü ve k çalışma sayısını ifade etmektedir. Q istatistiği hesaplanırken her bir etki büyüklüğünün genel etki büyüklüğünden farkının karesi alınmakta ve bu kareler çalışmaların kendilerine özgü hata varyanslarının tersiyle ağırlıklandırılarak toplanmaktadır. Bu sebeple Q istatistiği ağırlıklandırılmış kareler toplamı olarak da ifade edilebilmektedir (Borenstein vd., 2009, s.109).

Q istatistiği etki büyüklüklerinin homojenliğini test etmede kullanılsa da heterojenliğin derecesini göstermemektedir. Higgins ve Thampson (2002) heterojenlik için etki büyüklüğü türlerine bağlı olmayan üç farklı indeks önermiştir: H, R ve I^2. Üç indeks arasında en çok kullanılan heterojenlik derecesi göstergesi I^2'dir. Genel formülü aşağıdaki gibidir:

$$I^2 = \frac{\hat{\tau}^2}{\hat{\tau}^2 + \tilde{v}} \qquad \text{Eşitlik 12}$$

Eşitlik 12'de $\tilde{v}$, örnekleme hatasından kaynaklanan çalışma-içi hata varyansını göstermektedir. I^2 istatistiği, çalışmalar arası heterojenlikten kaynaklanan varyansın toplam varyansa oranı olarak yorumlanabilmektedir. I^2'nin; farklı tipteki etki büyüklükleri için kullanılabilir olması, çalışma sayısından bağımsız olması ve kolay hesaplanabilir olması avantajları olarak sıralanabilir (Higgins & Thompson, 2002). Higgins, Thompson, Deeks ve Altman, (2003) I^2'nin %25, %50 ve %75'ten büyük olduğu değerleri sırasıyla düşük, orta ve yüksek heterojenlik olarak yorumlamıştır.

Eşitlik 12'deki formülün paydasında görüldüğü üzere I^2, örnekleme hatasından etkilenmektedir. Örneklemeden kaynaklanan hata varyansı ise birincil çalışmaların örneklem büyüklükleri ile ilişkilidir. Dolayısı ile meta analizi oluşturan çalışmalarda örneklem büyüklükleri arttıkça örnekleme hatasının azalacağı (sıfıra yaklaşacağı) ve buna bağlı olarak I^2 indeksinin artacağı (bire yaklaşacağı) görülmektedir. Bundan dolayı I^2 indeksi çıkarımsal istatistik yerine daha çok betimsel istatistik olarak ifade edilmektedir. (Borenstein vd., 2009, s. 119; Cheung, 2014).

Gerçek etki büyüklüklerinin varyansı olarak tanımlanan ve I^2'nin hesaplanmasında da yer alan $\hat{\tau}^2$, Eşitlik 13'te gösterilmiştir (Borenstein vd., 2009, s. 114):

$$\hat{\tau}^2 = \frac{Q - df}{\sum W_i - \frac{\sum W_i^2}{\sum W_i}} \qquad \text{Eşitlik 13}$$

Eşitlik 13'te payı; Q istatistiğinin çalışma sayısının 1 eksiği olan serbestlik derecesi (df) ile farkı oluşturmaktadır. Paydada yer alan W_i ise ağırlıklandırma katsayısıdır. $\hat{\tau}^2$, gerçek etki büyüklüklerinin dağılımlarını tahmin etmek için kullanılan bir heterojenlik istatistiğidir (Karadağ, 2017, s. 7).

Karma Etkiler Modeli

REM ve SEM dışında hem sabit etkileri hem de rastgele etkileri içeren modellerde meta analizde kullanılmaktadır. Bu modeller karma etkiler modeli (mixed effect model) olarak adlandırılır. Kestirilen heterojenliğin oldukça yüksek olduğu durumlarda araştırmacılar heterojenliğin sebeplerini çalışma özelliklerine bağlı olarak açıklamaya çalışırlar. Karma etkiler modeli rastgele etkiler modeline çalışma özelliklerinin moderatör değişken olarak eklenmesi ile elde edilmektedir. Karma etkiler modeli denklemine moderatör değişken olarak eklenebilecek çalışma özellikleri iki kategoriye ayrılabilir: metodolojik özellikler (yöntemle ilgili özellikler, örneklem büyüklüğü, ölçme aracının güvenirliği vb.), kuramla ilgili olan değişkenler (uygulamanın yoğunluğu, süresi, tipi vb.) (Cheung, 2015; Hox & de Leeuw, 2003).

x_i i. çalışmanın moderatör değişkeni olmak üzere, karma etkiler model eşitliği aşağıdaki gibi regresyon denklemi ile gösterilebilir (Cheung, 2015, s. 97):

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + u_i + e_i$ Eşitlik 14

Eşitlik 14'te β_0 ve β_1 sırası ile sabit ve regresyon katsayılarıdır. x_i, etki büyüklükleri arasındaki farklılığı açıklayabileceği düşünülen moderatör değişkeni ifade etmektedir. Karma etkiler modelinde, REM'de olduğu gibi iki hata terimi (u_i ve e_i) olduğu unutulmamalıdır. Var(u_i)= τ^2, moderatör değişken modele alındıktan sonra geriye kalan artık heterojenliktir. e_i ise, SEM'de belirtildiği gibi, örnekleme hatasından kaynaklanan çalışmalar-içi hata varyansıdır. e_i; (ağırlıklandırılmış) ortalama örnekleme varyansı olarak da adlandırılır ve çalışmalar arasındaki toplam varyanstan $\hat{\tau}^2$'nin çıkartılmasıyla elde edilmektedir. Bu model altında moderatör değişken olmadığında, denklemin Eşitlik 10'daki rastgele etkiler modeline karşılık geldiği görülmektedir. Karma etkiler modelinde REM'den farklı olarak τ^2 varyansının sıfıra eşitliği hipotezi; açıklayıcı (moderatör) değişkenlerin çalışmalar arasındaki değişimin tamamını açıklayıp açıklamadığını test etmektedir.

Çalışmalar arası hata varyansını gösteren $\hat{\tau}^{2\prime}$nin sıfır olması halinde ise model, moderatör değişken içeren sabit etkiler modeline karşılık gelmektedir:

$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + e_i$ Eşitlik 15

Yukarıdaki açıklamalardan yola çıkarak yapılacak araştırma türüne göre model seçiminin doğru bir şekilde belirlemesi önemlidir. Borenstein vd. (2009), meta analiz için heterojenlik testinin sonuçlarına göre bir model seçmenin ya da sabit etki modelinin ardından rastgele etki modelinin kullanılmasının doğru bir yaklaşım olmadığını savunmuştur. Bunun yerine analize dâhil edilen çalışmaların hangi özelliklerinin modelin ön koşullarını karşıladığını tespit ederek bir model seçmenin daha doğru bir yaklaşım olduğu ifade edilmektedir (Karadağ, 2017, s. 6).

Klasik meta analiz yaklaşımı altında yer alan terimler ve modellerden sonra bu çalışmanın kavramsal çerçevesini oluşturan model tabanlı meta-analiz yöntemleri (MAYEM, Meta-Analitik DFA) sonraki başlıklarda ele alınmıştır.

Meta-analitik Yapısal Eşitleme Modellemesi (MAYEM)

Model tabanlı meta analiz çalışmaları için farklı terimler kullanıldığı giriş bölümünde ifade edilmişti. Kullanılan terimler çalışmada test edilen modellere göre araştırmacılar tarafından verilmiştir. Bu çalışmada UCLA yalnızlık ölçeğinin faktör yapısı meta analiz ile test edildiğinden dolayı meta-analitik DFA terimini kullandığımızı belirtmiştik. Meta-analitik DFA'yı ele alırken yol analizi, açımlayıcı ve doğrulayıcı faktör analizi (AFA, DFA) veya yapısal eşitlik modellemesi (YEM) tekniklerini kapsayan, daha genel bir isim olan meta-analitik yapısal eşitleme modellemesi (MAYEM) başlığı altında açıklamalar yapılmıştır. Böylece, araştırmacılar faktör analizi modellerinin yanı sıra MAYEM altında bulunan tüm modeller (AFA, DFA, Yol analizi, YEM) için kuramsal temel ve analiz adımlarının benzer olduğunu görebilirler.

MAYEM, iki adımdan oluşmaktadır. İlk adımda birincil çalışmalarda raporlanan korelasyon ya da kovaryans matrisleri birleştirilerek sentezlenmiş korelasyon/kovaryans matrisi oluşturulmaktadır. Korelasyon/kovaryans matrislerinin sentezlenmesi çalışmalarda yer alan

bu matrislerdeki her bir elemanın uygulanan tek değişkenli ya da çok değişkenli ağırlıklandırma yöntemlerine göre ağırlıklandırılarak sentezlenmiş korelasyon/kovaryans matrisinde toplanmasını ifade etmektedir. Analizin ikinci adımında aynı teorik/psikolojik yapı için önerilen YEM modellerinin (AFA, DFA, Yol modelleri veya YEM) birinci adımdan elde edilen sentezlenmiş korelasyon/kovaryans matrisine uyumu test edilmektedir. Her iki adım için de araştırmacıların seçebileceği farklı yöntemler önerilmiştir. Korelasyon/kovaryans matrislerinin sentezlenmesinde önerilen yöntemler, tek değişkenli ve çok değişkenli yöntemler olarak sınıflandırılmıştır. Bu yöntemlerle ilgili açıklamalara geçmeden önce MAYEM çalışmalarında etki büyüklüğü olarak kullanılan korelasyon ya da kovaryans matrislerinin seçimiyle ilgili kısa bir bilgilendirme yapılmıştır.

MAYEM'de Kovaryans Ya Da Korelasyon Matrislerinin Kullanılması

Meta analizi oluşturan birincil çalışmalarda, kullanılan ölçümler açısından farklılıklar olabileceğinden dolayı MAYEM'de genellikle korelasyon matrisleri kullanılmaktadır (Cheung, 2015, s. 224). Birincil çalışmalar, farklı araştırmacılar tarafından bağımsız olarak yapıldığından dolayı değişkenlere ait ölçümlerin ya da ölçeklendirmelerin farklı olması muhtemeldir. Bu durumlarda, korelasyon matrisleri gibi standartlaştırılmış puanlar genellikle tercih edilmektedir (Hunter & Hamilton, 2002). Hunter ve Schmidt (1990) de, çalışmaları standartlaştırılmış bir ölçüm (korelasyon matrisi) ile karşılaştırmanın daha kolay yorumlanabilir ve tercih edilebilir olduğuna dikkat çekmiştir. Tüm çalışmalarda aynı ölçüm kullanıldığında ve kovaryans matrisleri mevcut olduğunda ise MAYEM analizlerinde korelasyon veya kovaryans matrisleri arasında seçim yapılabilmektedir.

Kovaryans matrislerinin korelasyon ve standart sapmalara ayrılabilmesi, MAYEM'de kovaryansların kullanılmasının farklı araştırma sorularını yanıtlayabilmesini sağlamaktadır (Cheung & Chan, 2009). Örneğin, araştırmacılar, değişkenlerin standart sapmalarının çalışmalar arasında aynı olup olmadığını test edebilirler. Böylece farklı örneklemlerin

ölçüme farklı tepki verip vermediği test edilebilmektedir. Kovaryans matrislerinin analizi, korelasyon matrislerinin analizinden daha avantajlı olmasına rağmen, sınırlılıkları bulunmaktadır (Cheung & Hong, 2017). Bu sınırlılıklardan en önemlisi, ölçümlerin tüm çalışmalarda aynı ölçekte olması gerektiğidir. Birincil çalışmaların bazılarında, bazı maddeler değiştirilirse veya yanıt biçimleri farklılaşırsa kovaryans matrislerini karşılaştırmak veya sentezlemek anlamlı olmamaktadır. Bu sebeple kovaryans matrislerinin kullanıldığı MAYEM uygulamaları oldukça azdır. Bu çalışmada meta analizi oluşturan birincil çalışmaların hiç birisinde korelasyon ya da kovaryans matrisleri raporlanmamıştır. Araştırmacılardan daha kolay hesaplanabilir olmasından dolayı maddeler arası korelasyon değerlerinden oluşan korelasyon matrisleri edinilebildiği için, MAYEM analizlerinde korelasyon matrisleri kullanılmıştır.

Korelasyon Matrislerinin Sentezlenmesinde Kullanılan Yöntemler

MAYEM'in birincil çalışmalarda yer alan korelasyon matrislerinin sentezlenmesi adımında hem tek değişkenli hem de çok değişkenli yöntemler önerilmiştir. Tek değişkenli yöntemlerde; birincil çalışmalarda yer alan korelasyon matrislerindeki korelasyon katsayıları bağımsız olarak ele alınmakta ve korelasyon katsayılarının bağımlılığı göz ardı edilmektedir (Cheung M. L., 2015, s. 218). Başka bir deyişle birincil çalışmalarda yer alan korelasyon matrislerinin her bir elemanı için meta analiz gerçekleşmekte ve bu şekilde sentezlenen korelasyon katsayıları, sentezlenmiş korelasyon matrisi oluşturmaktadır (Zhang, 2011). Çok değişkenli yöntemlerde ise korelasyon matrislerindeki katsayılar arasındaki bağımlılıklar da dikkate alınarak sentezlenmiş korelasyon matrisi oluşturulmaktadır. Bu bağlamda korelasyon matrisleri oluşturulurken korelasyon katsayıları arasındaki bağımlılıkları gösteren varyans ve kovaryans matrisleri dikkate alınmaktadır. Bu bölümde sırasıyla korelasyon matrislerinin sentezlenmesinde kullanılan tek değişkenli ve çok değişkenli yöntemler özetlenmiştir.

1. *Tek Değişkenli Yöntemler*

Tek değişkenli yaklaşımlarda daha öncede değinildiği gibi birincil çalışmalarda yer alan korelasyon matrislerindeki korelasyon katsayılarının bağımlılığı dikkate alınmamakta ve bu katsayılar için bağımsız meta analiz çalışmalarıyla ayrı evren parametreleri kestirilmektedir (Jak, 2015, s. 16). Ardından bu şekilde oluşturulan sentezlenmiş korelasyon matrisi, model uyumu testinde gözlenen korelasyon matrisi olarak ele alınmaktadır (Cheung M. L., 2015, s. 218).

Tek değişkenli yöntemler, korelasyon matrislerinin sentezlenmesinde kullandıkları ağırlıklandırma yöntemlerine göre farklılaşmaktadır. Literatürde en sık kullanılan tek değişkenli meta analiz yöntemlerinden birisi Hedges ve Olkin (1985); diğeri Hunter ve Schmidt (1990; 2004) yöntemidir.

Hedges ve Olkin (HO-z yöntemi) yönteminde, korelasyon katsayıları; kestirilen örnekleme hata varyansının tersi ile ağırlıklandırılmakta ve bu ağırlıklandırılmış korelasyon katsayılarının ağırlıklı ortalaması alınarak sentezlenmiş korelasyon matrisi elde edilmektedir. w_i, her bir çalışmanın ağırlıklandırma katsayısını göstermek üzere; $w_i = 1/\sigma_i^2$ şeklinde, çalışma içi hata varyansı olarak da adlandırılan örnekleme hata varyansının tersidir. Bu durumda ortalama etki büyüklüğü kestirimi, r_i, Eşitlik 16'da yer almaktadır (Jak, 2015, s. 16).

$$r_i = \frac{\sum_{i=1}^{k} w_i r_i}{\sum_{i=1}^{k} w_i} \qquad \text{Eşitlik 16}$$

Ortalama etki büyüklüğünün örnekleme hata varyansı $(\mathrm{Var}(r_i))$, ise her bir çalışmadaki ağırlıkların toplamıdır (Zhang, 2011):

$$\mathrm{Var}(r_i) = \frac{1}{\sum_{i=1}^{k} w_i} \qquad \text{Eşitlik 17}$$

Çalışmaları örnekleme hata varyansının tersi ile ağırlıklandırmak büyük örnekleme sahip çalışmalara daha fazla ağırlık verilmesini sağlamaktadır (Jak, 2015, s. 16). Bununla birlikte, korelasyon katsayılarının evren değerleri 0'dan uzaklaştığında, örnekleme dağılımlarının genelde çarpık olduğu bilinmektedir. Bu sebeple Hedges ve Olkin (1985) korelasyon

katsayıları sentezlenmeden önce Eşitlik 6'da verilen Fisher z dönüşümü yapılmasını önermiştir. Evren korelasyon katsayılarının eşitliğini test eden hipotez ise HO-z yönteminde Eşitlik 18'deki gibi hesaplanmaktadır.

$$Q_{HO_z}=\sum_{i=1}^{k}(n_i-3)\,(z_i-z.)^2 \qquad \text{Eşitlik 18}$$

Eşitlik 18'de z_i, i. çalışmaya ait olan dönüştürülmüş korelasyon katsayısını göstermekte iken, z. Fisher z dönüşümü ile elde edilen genel etki büyüklüğünü temsil etmektedir. z. genel etki büyüklüğü Eşitlik 16 ile benzer şekilde hesaplanmaktadır (Zhang, 2011):

$$z.=\frac{\sum_{i=1}^{k} w_i z_i}{\sum_{i=1}^{k} w_i} \qquad \text{Eşitlik 19}$$

Eşitlik 19'da yer alan çalışma ağırlığı, w_i, yalnızca örneklem büyüklüğüne (n_i) bağlıdır ve $w_i = n_i - 3$ şeklinde hesaplanır. Fisher'ın z metriğine dönüştürülmüş korelasyon katsayılarının hata varyansı ise benzer şekilde yalnızca örneklem büyüklüğüne bağlıdır (Furlow, 2003).

$$\text{Var(z.)} = \frac{1}{n_i-3} \qquad \text{Eşitlik 20}$$

Her bir çalışmadaki korelasyon değerlerine Fisher'ın z dönüşümü uygulandıktan sonra sentezlenmiş korelasyon matrisi elde edilir ve elde edilen sentezlenmiş korelasyon matrisi, ikinci adım analizlerinde kullanılmadan önce ham korelasyon değerlerine dönüştürülebilir.

Tek değişkenli yöntemlerden bir diğeri olan Hunter ve Schmidt (HS-r) yönteminde HO-z yönteminden farklı olarak korelasyon katsayıları örneklem büyüklüklerine göre ağırlıklandırılmaktadır. n_i ve r_i sırası ile her bir çalışmanın örneklem büyüklüğü ve korelasyon katsayısını göstermek üzere genel etki büyüklüğü, $\overline{r}$ Eşitlik 21'deki gibi hesaplanmaktadır (Cheung, 2002):

$$\overline{r} = \frac{\sum_{i=1}^{k} n_i r_i}{\sum_{i=1}^{k} n_i} \qquad \text{Eşitlik 21}$$

HO-z yönteminde olduğu gibi, HS-r yönteminde de korelasyon katsayıları sentezlenmeden önce evren korelasyon değerlerinin eşitliği hipotezi Eşitlik 22'deki gibi test edilmektedir (Zhang, 2011):

$$Q_{HS_r} = \sum_{i=1}^{k} \frac{(n_i-1)(r_i-\bar{r})^2}{(1-\bar{r}^2)^2} \qquad \text{Eşitlik 22}$$

Q istatistiği, HO-z yönteminde olduğu gibi evren korelasyon değerlerinin eşitliğini ifade eden H_0 hipotezi altında k-1 serbestlik derecesine sahip bir ki-kare dağılımı ile asimptotik olarak dağılmaktadır (Hunter & Schmidt, 1990, s. 110-112).

Korelasyon matrislerinin sentezlenmesinde korelasyonların örnekleme dağılımlarının çarpık olmasından kaynaklı evren değerinin altında bir kestirim oluşturması (negatif yanlılık); Fisher'ın z metriğine dönüştürüldükten sonra sentezlenmesinde ise evren değerinin üstünde bir kestirim oluşturması (pozitif yanlılık) literatürde hangi yöntemin kullanılacağına yönelik önemli bir ikilem yaratmıştır. Pek çok araştırmacı Fisher'ın z'sine dönüştürülmüş korelasyon katsayıları ile ham korelasyon katsayılarının karşılaştırıldığı simülasyona dayalı meta analiz çalışmaları yapmıştır (Cheung & Chan, 2005; Hafdahl, 2001; Silver & Dunlap, 1987). Bu çalışmalardan bazıları özetlenmiştir.

Silver ve Dunlap (1987), korelasyon matrislerinin sentezlenmesinde, Fisher'ın z'sine dönüştürülmüş korelasyon katsayıları ile ham korelasyon katsayılarını, örneklem büyüklüğünün 30 ve daha küçük olduğu koşullarda simülasyon çalışması ile karşılaştırmıştır. Bulgular kestirimdeki yanlılığa ve standart hatalara göre incelenmiştir. Bulgulara göre, Fisher'ın z'sine dönüştürülmüş korelasyon değerlerinin ham korelasyon değerlerine göre daha az yanlı olduğu sonucuna varılmıştır. Evren korelasyon değerleri 0,5'in altında iken, ham korelasyonların ortalamasının standart hatası, Fisher'ın z'sine dönüştürülmüş korelasyonlara göre daha küçük; evren korelasyon değerleri 0,5'in üzerindeyken ise Fisher'ın z'sine dönüştürülmüş korelasyonlarının ortalamasının standart hatası daha küçük olma eğiliminde bulunmuştur. Sonuç olarak hemen hemen tüm koşullarda,

Fisher'ın z'sine dönüştürülmüş ortalamalar daha az yanlı kestirilmiştir, özellikle örneklemin küçük olduğu durumlarda Fisher'ın z dönüşümümün kullanılması önerilmiştir.

Field (2001) çalışmasında homojen ve heterojen olan korelasyon katsayılarının sentezinde her iki yöntemi simülasyon verisine dayalı olarak karşılaştırmıştır. Korelasyon katsayılarının homojen olduğu durumda, her iki yöntemde de karşılaştırılabilir etki büyüklüğü kestirimi elde edilmiş olmasına rağmen, HS-r yöntemi manidarlık testi ile ilişkili olan birinci tip hata oranını kontrol edememiştir. Etki büyüklüklerinin heterojen olduğu durumda ise her iki tek değişkenli yöntem de çalışma sayısının 15 ve daha az olduğu meta analizlerde birinci tip hata oranını kontrol edememiştir. Field (2005) tarafından yapılan bir diğer simülasyon çalışmasında ise korelasyon katsayılarının değişkenlik derecesinin artışına göre yöntemler karşılaştırılmıştır. Çalışma sonuçlarına göre her iki yöntemde oldukça benzer sonuçlar üretse de, korelasyon katsayılarındaki değişkenlik arttıkça sentezlenmiş korelasyon katsayıları HS-r yönteminde daha az hata ile kestirilmiştir.

Cheung ve Chan (2005), çok değişkenli yöntemlerle birlikte tek değişkenli HS-r ve HO-z yöntemlerini karşılaştırdıkları simülasyon çalışmasında her iki tek değişkenli yöntemin de evren korelasyon değerlerinin homojenliğinin test edilmesi ve sentezlenmiş korelasyon matrisinin kestiriminde iyi performans sergilediği sonucuna ulaşmışlardır. Bununla birlikte model uyumu aşamasında tek değişkenli yöntemlerin birinci tip hatayı kontrol edemediği gözlenmiştir.

Corey, Dunlap ve Burke (1998), çalışmalarında korelasyon katsayılarının sentezlenmesinde ham korelasyon ve Fisher'ın z metriğine dayalı elde edilen ortalama korelasyon değerlerini yanlılık açısından ele almışlardır. Araştırmanın sonuçlarına göre korelasyon katsayılarının birbirinden bağımsız olduğu durumda, Fisher'ın z'sine dönüştürülerek hesaplanan ortalama korelasyon değerinin, ham korelasyonlara göre hesaplanan değere göre evren korelasyon katsayısının daha az yanlı bir kestirimi olduğu bulunmuştur.

Meta-analitik yapısal eşitlik modeli ile kullanılmak üzere farklı sentez yöntemlerini inceleyen bir simülasyon çalışmasında Hafdahl (2001), sentezlenmiş korelasyon matrisini

oluşturmada tek değişkenli yöntemler arasındaki farklılıkları incelemiştir. Hafdahl (2001), tek değişkenli yaklaşımların genel olarak iyi çalıştığını, bununla birlikte Fisher'ın z'sine dönüştürülmüş korelasyonların daha az yanlı kestirimler yaptığını bildirmiştir. Benzer şekilde Hafdahl (2007) çalışmasında korelasyon matrislerinin sentezlenmesinde ham korelasyon katsayıları yerine Fisher'ın z dönüşümünü kullanmanın daha az yanlı sonuçlar ürettiğini göstermiştir. Ayrıca, Hafdahl ve Williams (2009); Field (2001) tarafından yapılan simülasyon çalışmasını genişleterek homojen ve heterojen olan korelasyon katsayılarının sentezinde her iki yönteme ait sonuçları yeniden karşılaştırmıştır. Korelasyon katsayılarının homojen olduğu koşulda Field (2001) ile benzer sonuçlar elde edilmiştir. Bununla birlikte korelasyon katsayılarının heterojen olduğu REM altında Field (2001)'in bulgularının aksine çalışma sayısı azaldıkça ve ortalama korelasyon değerleri arttıkça HO-z yöntemindeki yanlılıkta azalma eğilimi görülmüştür.

Furlow ve Beretras (2005) farklı kayıp veri örüntüleri ve türlerinden oluşan simülasyon koşullarında korelasyon matrislerinin sentezinde çok değişkenli yöntemler ile birlikte HO-z ve HS-r yöntemini karşılaştırmıştır. Sonuçlara göre hemen hemen her koşulda HO-z yönteminin HS-r yöntemine göre daha az bağıl yanlılık kestirimine sahip olduğu görülmüştür.

Araştırmacıların büyük bir kısmının Fisher'ın z dönüşümünü önerdiği görülse de ham korelasyon değerlerinin kullanılmasını öneren de pek çok araştırmacı bulunmaktadır. Hunter ve Schmidt (1990, s. 203), Fisher'ın z dönüşümü kullanımının pozitif yanlı sonuçlara yol açabileceğini ve bunun yerine ham korelasyonların sentezlenmesini savunmaktadır. Gerçek veriler üzerinden yürüttükleri çalışmalarında, Fisher'ın z dönüşümünün evren korelasyon değerlerinin üzerinde bir tahmin ürettiğini ve örneklem büyüklüğü 40'ın üzerinde iken ham korelasyon değerlerinin önemsiz bir derecede negatif yanlılığa sahip olduğunu belirtmişlerdir (Hunter & Schmidt, 1990).

Silver ve Dunlap (1987) korelasyon katsayılarının sentezinde iki tek değişkenli yöntemi karşılaştırmıştır ve Fisher'ın z'sine dönüştürülmüş korelasyon değerlerinin daha az yanlı

kestirim yaptığı sonucuna varmıştır. Bununla birlikte, Silver ve Dunlop (1989) bir simülasyon çalışması ile bu çalışmanın koşullarını genişleterek iki tek değişkenli yöntemi yeniden karşılaştırmıştır. Bu çalışma, korelasyonların sentezlenmesinde Fisher'ın z dönüşümünü kullanmanın örneklem veya çalışma sayısının az olduğu durumlarda daha doğru olduğunu göstermiştir. Örneklem büyüklüğü veya çalışma sayısı arttıkça iki yöntemin yanlılık miktarları benzer bulunmuştur. Ayrıca Fisher'ın z dönüşümüne göre elde edilen sonuçlar korelasyonlar arasındaki heterojenliğe daha az duyarlı bulunmuştur. Bu bulgu, korelasyonların sentezlenmesinden önce heterojenlik varsayımının test edilmesinin gerekliliğinin altını çizmektedir.

Hall ve Brannick (2002), korelasyonların sentezlenmesinde kullanılan iki tek değişkenli yöntemi karşılaştırdıkları simülasyon çalışmalarında, her iki yöntem arasında küçük farklılıklar gözlemlemişlerdir. Her iki yöntem de ortalama korelasyon değerini yansız şekilde kestirmiş olsa da HS-r yöntemindeki sonuçlar evren korelasyon değerine daha yakın bulunmuştur. Benzer şekilde HS-r yönteminin güven aralıkları Fisher'ın z'sine dönüştürülmüş korelasyonlara göre, evren güven aralığı değerleri ile daha uyumlu bulunmuştur.

Mason, Allam ve Brannick (2007) güvenirlik katsayılarının meta analizinde simülasyon verisi ile Fisher'ın z metriğine dönüştürülmüş ve ham korelasyon katsayılarından elde edilen sonuçları karşılaştırmışlardır. Elde edilen sonuçlara göre HS-r yöntemi ortalama güvenirlik değeri ve rastgele etkilerin varyans bileşenini kestirmede daha etkili bulunmuş ve önerilmiştir.

Tek değişkenli yöntemlerin karşılaştırıldığı çalışmalar incelendiğinde, meta analizde korelasyon katsayılarını sentezlemeden önce Fisher'ın z'sine dönüştürmenin ya da doğrudan korelasyon katsayılarını kullanmanın daha iyi olup olmadığı konusunda bir fikir birliği sağlanamadığı görülmektedir. Hunter ve Schmidt (1990), korelasyon katsayılarının ortalama değerinin, Fisher'ın z dönüşümü ile elde edilen ortalama değere göre evren korelasyon

değerine daha yakın olduğunu öne sürmüştür. Buna karşın, simülasyon çalışmalarının bir kısmında (Cheung & Chan 2005; Furlow & Beretvas 2005; Hafdahl & Williams 2009), iki yöntem arasındaki farklılıkların genellikle önemsenmeyecek düzeyde olduğu; farklılık olduğunda ise bu farklılıkların Fisher'ın z yaklaşımı lehine olduğu görülmüştür. Korelasyon katsayılarının değişken olduğu rastgele etkile modeli altında ise pek çok çalışma Fisher'ın z'si yerine ham korelasyon katsayıları kullanmayı önermiştir (Field, 2005; Mason vd., 2007).

Tek değişkenli yöntemlerde korelasyonların doğrudan ya da dönüştürülerek kullanılması konusundaki tartışmaların dışında korelasyon matrislerinin sentezlenmesinde ortaya çıkan bir takım problemler de bulunmaktadır. En önemli problemlerden birisi, tek değişkenli yöntemlerin, korelasyon/kovaryans matrisindeki korelasyonların birbiri ile olan ilişkilerini göz ardı ederek bağımsızmış gibi ele almasıdır (Cheung M. L., 2015, s. 218). Korelasyon katsayıları arasındaki bağımlılıklar ihmal edildiğinde sorunların oluşabileceği araştırmacılar tarafından belirtilmiştir. Becker (2000), bağımlılığı ya da ilişkileri ihmal etmenin birinci tip hata düzeyine ve gözlenen veriler için yapılan hipotezlere olası bir etki yaratabileceğini belirtmiştir. Başka bir ifadeyle bağımlılığı ihmal etmek, kestirimlerin hassasiyetini ve yanlılığı etkileyebilmektedir.

Diğer bir problem, birincil çalışmalar genellikle farklı araştırmacılar tarafından bağımsız olarak yürütüldüğü için çalışmalarda yer alan değişken sayıları farklı olabilmektedir. Araştırmacılar için, farklı değişken sayılarına dayanan korelasyon matrislerinin nasıl birleştirileceğini belirlemek kritik bir konudur. Bu problem için üç farklı çözüm yolu önerilmiştir (Viswesvaran & Ones, 1995). Bunlardan birincisi, modelde yer alan tüm değişkenleri içermeyen çalışmaları meta analize dâhil etmemektir. Fakat bu durumda çalışma sayısı hızlı bir şekilde azalabilmekte ve buna bağlı olarak meta analiz sonuçlarının genellenebilirliği kısıtlanmaktadır. Diğer bir seçenek, modelde kullanılan değişken sayısını maksimum çalışma sayısını içerecek şekilde azaltmaktır. Bu yaklaşımdaki sorun, değişken sayısı azalacağından dolayı karmaşık modellerin testi için kullanışlı olmamasıdır. Araştırmacılar tarafından en çok tercih edilen üçüncü seçenekte ise sentezlenmiş korelasyon

matrisinin her bir elemanı farklı sayıda çalışmaya yani (pairwise aggregation) ikili kümelemeye dayalı olarak kestirilmektedir. Bu yöntemin avantajı, mümkün olduğunca çok çalışma içermesidir. Dezavantajı ise, model uyumu aşamasında her bir korelasyon farklı sayıda çalışma ya da farklı örneklemlere dayandığı için sentezlenmiş korelasyon matrisi pozitif tanımlanmayabilmektedir (Cheung, 2015, s. 219; Jak, 2015, s. 17; Lai, 2012).

Tek değişkenli yöntemlerde, sentezlenmiş korelasyon matrisinin pozitif tanımlanamaması sorunu ile birlikte, model uyumu aşamasında uygun örneklem büyüklüğünü belirleyebilme konusunda da sorunlar bulunmaktadır. Sentezlenmiş korelasyon matrisi farklı örneklem büyüklüklerine dayalı çalışmalardan oluştuğu için, araştırmacıların model uyumu aşamasında kullanacakları uygun örneklem büyüklüğüne karar vermeleri gerekmektedir. Örneklem büyüklüğü; model uyum indekslerine, χ^2 testi istatistiğine ve parametre kestirimlerinin standart hatalarına oldukça duyarlı olduğu için uygun karar önemlidir. Ayrıca YEM, AFA, DFA ya da yol modelleri gözlenen veri ile önerilen model arasında küçük farklılıklar olduğunda büyük örneklemlere karşı oldukça duyarlıdır. Araştırmacılar aritmetik ortalama, harmonik ortalama, medyan veya toplam gibi pek çok farklı örneklem büyüklüğünü çalışmalarında tercih etmişlerdir. Bu değerler çalışmaların hiç birinde kayıp veri yok ise birbirine eşittir; aksi takdirde ortalama ve medyan değerleri toplam değerinden daha küçük olacaktır. Çalışmalarda kayıp veri sayısı arttıkça örneklem büyüklüğü seçenekleri arasındaki fark da artacaktır. Buradaki problem, örneklem büyüklüğünün araştırmacının keyfi seçimine bağlı olmasıdır (Cheung, 2002, 2015, s. 221; Lai, 2012).

Tek değişkenli yöntemler, yukarıda ifade edilen istatistiksel güçlüklerden dolayı bazı araştırmacılar tarafından MAYEM için önerilmemektedir (Becker, 2000; Cheung & Chan, 2005). Pek çok araştırmacı tarafından MAYEM'in korelasyon matrislerinin sentezlenmesi ve model uyumu aşamalarının her ikisi içinde daha yeni olan ve daha çok tercih edilen çok değişkenli yaklaşımlar önerilmiştir (Beretvas & Furlow, 2006; Cheung & Chan, 2005; Hafdahl, 2007). Alanyazında yer alan öneriler doğrultusunda bu çalışma da tercih edilen çok değişkenli yöntemler bir sonraki başlık altında detaylı olarak ele alınmıştır.

2. *Çok Değişkenli Yöntemler*

Tek değişkenli ağırlıklandırma yöntemleri korelasyonların sentezlenmesinde yaygın bir şekilde kullanılmasına rağmen, aynı çalışmada yer alan çoklu korelasyonlar birbirleri ile bağımlı olduğunda bu yaklaşım uygun olmamaktadır. Araştırmacılar; ilişkili ya da bağımlı korelasyonlar bağımsız olarak ele alındığında, çalışma-içi ortak değişkenlik göz ardı edildiğinden dolayı standart sapmanın evren değerinin altında kestirildiğini ifade etmişlerdir (Martinussen & Bjornstad, 1999). Başka bir ifade ile korelasyon matrisindeki korelasyonlar arasındaki bağımlılıklar göz ardı edildiğinde birinci tip hata oranı şişirilmiş olarak kestirilebilmektedir.

Tek değişkenli yöntemlerde ortaya çıkabilecek bu tip sorunlardan dolayı pek çok araştırmacı korelasyon matrislerinin sentezlenmesinde, korelasyonlar arasındaki bağımlılığı modelleyebilen çok değişkenli yöntemlerin kullanılmasını önermektedir (Beretvas & Furlow, 2006; Cheung & Chan, 2005). Çok değişkenli yöntemlerde korelasyonlar arasındaki kovaryans derecesi hakkında bilgiye ihtiyaç duyulmaktadır ve tek değişkenli yöntemlerin aksine her bir çalışmanın korelasyon matrislerinde yer alan korelasyonlar, aynı anda sentezlenmektedir (Furlow, 2003).

MAYEM'de en sık kullanılan iki çok değişkenli yöntem, Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (Generalized Least Squares-GLS) yöntemi ve İki Aşamalı Yapısal Eşitlik Modelleme (Two-Stage Structural Equation Modeling-TSSEM) yöntemi bu bölümde sırası ile anlatılmaktadır.

2.1.Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (GLS)

B. J. Becker (1992; 1995) sentezlenmiş korelasyon matrisinin elde edilmesinde bağımlı korelasyonların bağımsız olarak ele almanın yanlı kestirimlere yol açabileceğini ifade etmiştir ve bağımlılığı modelleyen çok değişkenli bir yöntem önermiştir: Genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi (GLS). GLS yönteminde korelasyon katsayılarını ağırlıklandırmak

için örneklem varyansı ile birlikte örneklem kovaryansları da kullanılmaktadır. Bu bağlamda her bir birincil çalışmanın varyans-kovaryans matrisi elde edilmekte ve bu matris sentezlenmiş korelasyon matrisini oluştururken ağırlık matrisi olarak kullanılmaktadır (Furlow, 2003). Bir korelasyon katsayısının evren varyansının (v_i) kestirimi; A ve B çalışmada yer alan değişkenler, p_i ve n_i sırasıyla i. çalışmaya ait evren korelasyon değeri ve örneklem büyüklüğü olmak üzere, Eşitlik 23'teki gibi hesaplanabilmektedir (Furlow, 2003):

$$v_{i_AB} = (1 - p_{i_AB}{}^2)^{\,2} / n_i \qquad \text{Eşitlik 23}$$

İki korelasyon katsayısı arasındaki evren kovaryans kestirimi ise A ve B; C ve D değişkenler olmak üzere aşağıda yer almaktadır (Zhang, 2011):

$$\begin{aligned} \mathrm{cov}(p_{i_AB}, p_{i_CD}) = (&0{,}5 p_{i_AB}\, p_{i_CD}(p_{i_AC}{}^2 + p_{i_AD}{}^2 + p_{i_BC}{}^2 + p_{i_BD}{}^2) \\ &+ p_{i_AC}\, p_{i_BD} + p_{i_AD}\, p_{i_BC} - (\, p_{i_AB}\, p_{i_AC}\, p_{i_AD} + p_{i_AB}\, p_{i_BC}\, p_{i_BD} \\ &+ p_{i_AC}\, p_{i_BC}\, p_{i_CD} + p_{i_AD}\, p_{i_BD}\, p_{i_CD}\,)) / n_i \qquad \text{Eşitlik 24} \end{aligned}$$

Eşitlik 24'te yer alan p_i evren parametreleri bilinmediği için korelasyonlar arasındaki kovaryansların kestirimi, ilgili p_i kestirimlerine karşılık gelen örneklem korelasyon değerleriyle elde edilebilir.

Bununla birlikte tek bir çalışmadan kararlı bir *p* kestirimi elde edilememesinden dolayı her bir örneklemden elde edilen ağırlıklandırılmış ortalama korelasyonlar ile havuzlanmış *p* kestirimleri oluşturulması önerilmektedir (Furlow & Beretvas, 2005). Bu kestirimler, Eşitlik 23'te verilen korelasyon katsayılarının varyans kestiriminde de kullanılmaktadır. Böylece meta analizde yer alan her bir çalışma için $\mathbf{V}_i$ olarak ifade edilen varyans-kovaryans matrisi elde edilmektedir. $\mathbf{V}_i$ matrislerinin boyutları çalışmalar arasında farklılık gösterebilmektedir. Örneğin bir çalışmada üç değişken mevcut ve bu değişkenler arasındaki üç korelasyon değeri de raporlanmışsa $\mathbf{V}_i$; üç satır ve üç sütundan oluşmaktadır. Tek değişkenli yöntemler ile GLS yöntemi arasındaki temel fark, tek değişkenli ağırlıklandırmada $\mathbf{V}_i$ matrisinin sadece varyans değerlerinden oluşan köşegeninin dikkate alınması ve diğer değerlerin yani kovaryansların 0 varsayılmasıdır (Furlow, 2003).

GLS yönteminde $\mathbf{V_i}$ matrisindeki değerler, kestirimin aksine biliniyormuş gibi ele alınmaktadır. Her bir çalışmadan elde edilen $\mathbf{V}_i$ matrisleri, köşegende yer almak üzere, büyük bir **V** blok köşegen matrisinde toplanmaktadır (Jak, 2015, s. 18):

$$\mathbf{V}=\begin{bmatrix} V_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & V_2 & \dots & 0 \\ 0 & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & V_K \end{bmatrix} \qquad \text{Eşitlik 25}$$

V matrisi, her bir i çalışmasının tahmini varyans/kovaryans matrisinin köşegene yerleştirildiği ve diğer tüm değerlerin 0 olduğu blok diyagonal bir matristir (Card, 2015, s. 295). Ayrıca, çalışmalarda gözlenen toplam korelasyon katsayısına eşit sayıda satır ve sütuna sahip olan simetrik bir matristir. Bu matristeki köşegen olmayan tüm değerler, çalışmalar arasında bağımlılık olmadığı varsayıldığı için 0'dır (Cho, 2015). GLS yöntemi ile çok değişkenli meta analizi gerçekleştirmek için iki matrise daha ihtiyaç duyulmaktadır: meta analizi oluşturan tüm çalışmalardaki gözlenen korelasyonlardan oluşan vektör matrisi, **r**, ve her bir çalışmada hangi korelasyon katsayısının mevcut olduğunu göstermek için 0 ve 1 değerlerinin kullanıldığı gösterge matrisi (Jak, 2015, s. 18). Vektör matrisi, her bir çalışmada yer alan korelasyonların bir sütun vektöründe toplanmasıyla oluşmaktadır. Bu vektörün uzunluğu, çalışmaların tamamında yer alan toplam korelasyon sayısına eşittir. Meta analizdeki k çalışmalarının tamamı, bütün *p* değişkenlerini içeriyorsa **r** matrisi aşağıdaki eşitlikte gösterildiği gibi 1 vektörlü *pk* matrisi olacaktır (Cho, 2015):

$$\mathbf{r} = \begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ \vdots \\ r_k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} r_{11} \\ \vdots \\ r_{1p} \\ - \\ \vdots \\ - \\ r_{k1} \\ \vdots \\ r_{kp} \end{bmatrix} \qquad \text{Eşitlik 26}$$

Bununla birlikte, çoğu zaman çalışmaların tamamı bütün değişkenleri içermemektedir ve bu durumlar için bir gösterge matrisine, **X**, ihtiyaç duyulmaktadır. Örneğin A ve B

değişkenlerini içeren, C değişkenini içermeyen ($r_{i_AB} mevcut\ iken\ r_{i_AC}$ ve r_{i_BC} yer almıyor) bir i çalışması için, 3x3 boyutunda bir birim matrisi oluşturularak ve kayıp korelasyon değerine ait satır kaldırılarak gösterge matrisi elde edilmektedir. Örnek çalışma için gösterge matrisi Eşitlik 27'deki gibidir:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \qquad \text{Eşitlik 27}$$

Eğer çalışma tüm değişkenleri ve tüm değişkenler arasındaki korelasyon değerlerini içeriyorsa o halde gösterge matrisi Eşitlik 28'de görüldüğü gibi bir birim matrisi olacaktır.

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \qquad \text{Eşitlik 28}$$

Meta analizde yer alan tüm k çalışmaları için bu işlem yapıldığında, sütun sayısı bu örnek için üç ve satır sayısı mevcut korelasyon sayısına eşit olan k tane matris elde edilmiş olur. Daha sonra, bu matrisler Eşitlik 29'da görüldüğü gibi sütun sayısı üç ve satır sayısı tüm çalışmalarda yer alan toplam korelasyon sayısına eşit olan **X** matrisinde kümelenir (Zhang, 2011). Başka bir değişle, kümelenmiş gözlenen korelasyonların vektörü, **r**, ile aynı sayıda satıra sahiptir.

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ \hline \cdots & . & \cdots \\ \hline 1 & 0 & 0 \\ 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \qquad \text{Eşitlik 29}$$

X, V ve **r** matrisleri elde edildikten sonra cebirsel işlemler yaparak sentezlenmiş korelasyon katsayılarının kestirimleri aşağıdaki denklemdeki gibi elde edilebilmektedir (Card, 2015, s. 296):

$$\hat{\boldsymbol{p}} = (\mathbf{X}^{\mathbf{T}}\mathbf{V}^{-\mathbf{1}}\mathbf{X})^{-1}\ \mathbf{X}^{\mathbf{T}}\mathbf{V}^{-\mathbf{1}}\mathbf{r}, \qquad \text{Eşitlik 30}$$

$\widehat{\boldsymbol{p}}$, evren korelasyon katsayılarının kestirimi ile birlikte parametre kestirimlerinin asimptotik kovaryans matrisini ($\mathbf{V}_{GLS}$) de içeren p boyutlu bir sütun vektörüdür. $\mathbf{V}_{GLS}$ (Card, 2015, s. 296):

$$\mathbf{V}_{GLS} = (\mathbf{X}^{\mathbf{T}}\mathbf{V}^{-\mathbf{1}}\mathbf{X})^{-1}. \qquad \text{Eşitlik 31}$$

Korelasyon matrislerinin homojenliğini test etmek için kullanılan Q istatistiği ise Eşitlik 32'de görülmektedir (Cheung, 2015, s. 222):

$$Q_{GLS} = (r - X\widehat{\boldsymbol{p}})^T V^{-1}(r - X\widehat{\boldsymbol{p}}) \qquad \text{Eşitlik 32}$$

Q istatistiği; p_i i. çalışmadaki gözlenen değişken sayısı olmak üzere, büyük örnekleme sahip çalışmalarda $\sum_{i=1}^{k} p_i(p_i - 1)/2 -$ p(p-1)/2 serbestlik derecesi ile yaklaşık olarak ki-kare değişkenliği ile dağılmaktadır (Cheung, 2015, s. 222). Böylece serbestlik derecesi, tüm çalışmalarda bildirilen etki büyüklüğü sayısının; ilgilenilen etki büyüklüğü sayısıyla farkından elde edilmektedir (Card, 2015, s. 297).

GLS yöntemi için buraya kadar açıklanan formüller ve basamaklar sabit etkiler modeli temelinde idi. Rastgele etkiler modeli için de aynı adımlar geçerlidir. Fakat REM'de her bir etki büyüklüğü için çalışmalar arası varyansı kestirerek bu varyansı da çok değişkenli analize dâhil etmek gereklidir (Card, 2015, s. 298). O halde ilk adım, çalışmalar arası varyansları kestirmektir. Çalışmalar arası etki büyüklüklerinde evren düzeyinde (örneklem kaynaklanan hata dışında) ortak değişkenlik olması muhtemel olsa da, Becker (2009) uygulamada bu kovaryansların kestirilemeyeceğini ve yalnızca çalışma arası varyansı hesaba katmanın yeterli olduğunu belirtmiştir. Bu nedenle, ilgilenilen her etki büyüklüğü için Eşitlik 13'te verilen formül ile çalışma arası varyans (τ^2) hesaplanmaktadır. Tek değişkenli etki büyüklüğünde rastgele etki ağırlığı elde edebilmek için daha önce REM başlığı altında bahsedildiği gibi, örneklemden kaynaklanan varyansa kestirilen çalışmalar arası varyans eklenerek, toplamın tersi alınmaktaydı (w_i^*=1/(τ^2+v_i^2)). GLS yaklaşımında ise, varyans/kovaryans matrisini (**V**) rastgele etkiler matrisine ($\mathbf{V}^R$) dönüştürmek için köşegende yer alan varyanslara ilgili çalışmalar arası varyans kestirimleri (τ^2) eklenmektedir. Ayrıca,

GLS yönteminde evren etki büyüklüklerinin çalışmalar arası ortak değişkenliği (kovaryans) dikkate alınmadığı için köşegen dışındaki ögelerin değişmediği unutulmamalıdır. $\mathbf{V}^R$ matrisini elde ettikten sonra, REM için sentezlenmiş korelasyon matrisi, Eşitlik 30'da V yerine $\mathbf{V}^R$ matrisini kullanarak SEM ile benzer şekilde elde edilir. Elde edilen sentezlenmiş korelasyon matrisindeki ortalama etki büyüklüklerinin standart hataları ise yine Eşitlik 31'de V yerine $\mathbf{V}^R$ matrisini kullanarak elde edilebilmektedir (Card, 2015, s. 297-299). Sentezlenmiş korelasyon matrisi elde edildikten sonraki adımlar her iki model altında da benzerdir, sentezlenmiş korelasyon matrisinde model uyumu değerlendirilir.

Doğrudan GLS yöntemi ile değerlendirilebilecek tek yapısal model regresyon modelidir. Regresyon modellerinin sentezlenmiş korelasyon matrisine uyumunda $\boldsymbol{r}$ girdi olarak kullanıldığı için $\hat{\boldsymbol{p}}$ yerine "$\boldsymbol{p}$" ifadesi kullanılmaktadır. İlk değişken bağımlı ve diğer değişkenler yordayıcı değişken olarak ele alındığında $\boldsymbol{p}$ aşağıdaki gibi bölünebilmektedir (Cheung, 2015, s. 222):

$$\mathbf{p} = \begin{bmatrix} 1 & \\ \boldsymbol{p_{01}} & \boldsymbol{p_{11}} \end{bmatrix} \qquad \text{Eşitlik 32}$$

$\boldsymbol{p_{01}}$ bağımlı değişken ile yordayıcılar arasındaki korelasyonları; $\boldsymbol{p_{11}}$ ise yordayıcılar arasındaki korelasyon matrisini ifade etmektedir. Bu bağlamda, yordayıcı değişkenler ile kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisi, R_{INDEP} matrisini; yordayıcı değişkenler ile bağımlı değişkenler arasında kestirilen sentezlenmiş korelasyonları, R_{DEP} vektörünü oluşturmak üzere regresyon katsayısı (B vektörü) Eşitlik 33'teki gibi elde edilmektedir (Jak, 2015, s. 19).

$$\mathrm{B} = {R_{INDEP}}^{-1}\, R_{DEP} \qquad \text{Eşitlik 33}$$

Bu yaklaşımın matrislerde cebirsel işlemlerle basitçe yapılabildiği görülmektedir. Bununla birlikte, kestirilebilen tek modelin regresyon modelleri olması önemli bir sınırlılıktır. Yol modelleri ya da faktör analizi modellerinin uyumu için ise YEM paket programları kullanmak gereklidir ve sentezlenmiş korelasyon matrisi bu programlarda girdi olarak

kullanılmaktadır. Ancak bu noktada da sentezlenmiş korelasyon matrisinin gözlenen matris olarak ele alınması, GLS yönteminin tek değişkenli yöntemlerle benzer sorunları (örn., uygun örneklem büyüklüğünü belirleyebilmek) paylaşmasına sebep olmaktadır (Jak, 2015, s. 19). YEM kapsamına giren modellerin sentezlenmiş korelasyon matrisine uyumunu test etmenin bir yolu da WLS kestiriminde V_{GLS} matrisini bir ağırlık matrisi olarak kullanmaktır.

$\hat{\boldsymbol{p}}$ ve asimptotik örneklem kovaryans matrisi **V**, korelasyon matrisleri bir araya getirildikten sonra elde edildiğinden dolayı, Cheung ve Chan (2005) ağırlık matrisi olarak **V**'yi ve kestirim yöntemi olarak ağırlıklandırılmış en küçük kareler yöntemini (WLS) kullanarak, yapısal modellerin $\hat{\boldsymbol{p}}$'ye uyumu için geleneksel YEM paket programlarının nasıl kullanılacağını göstermiştir. Bu yaklaşımla geleneksel GLS yönteminin daha önce bahsedilen sınırlılıkları düzeltilebilmektedir.

Geleneksel GLS yönteminin korelasyon matrislerinin sentezinde zayıf performansı nedeniyle, diğer araştırmacılar da GLS ile kullanılmak üzere yeni yöntemler önermiştir (Furlow, 2003). Becker ve Fahrbach (1994), Hafdahl (2007, s. 187) GLS'nin yetersiz performansının varyans/kovaryans matrisindeki kovaryansların Eşitlik 24'te görüldüğü gibi, ölçme hatasını içeren bireysel korelasyonlar ile kestiriminden kaynaklanabileceğini belirtmişlerdir. Bu bağlamda Becker ve Fahrbach (1994), her bir kovaryansın ölçme hatasının bir kısmını hesaba katan bir tür ortalama değer ile hesaplanmasını önermişlerdir. Becker ve Fahrbach'ın (1994) çalışmasında kovaryans, her bir evren korelasyonu için korelasyon kestirimlerinin ortalaması alınarak hesaplanmıştır (Cho, 2015):

$$\bar{r}_j=\sum_{i=1}^{k}\frac{r_{ij}}{n_i} \qquad \text{Eşitlik 34}$$

$\bar{r}_j$, j=1'den p'ye kadar olan sentezlenmiş korelasyon katsayılarının varyans ve kovaryans değerlerinin kestirimi için, örneklem büyüklüğüne göre ağırlıklandırılmış ortalamaları ifade etmektedir. Daha sonra bu ortalamalar varyans ve kovaryans denklemindeki evren korelasyon değerleri yerine kullanılmıştır (Cho, 2015):

$$s_{i_AB}^2=\mathrm{Var}(r_{i_AB})=(1-\bar{r}_{i_AB}^2)^2/n_i \qquad \text{Eşitlik 35}$$

ve,

$$\mathrm{Cov}(r_{i_AB}, r_{i_CD}) = (0{,}5\bar{r}_{i_AB}\,\bar{r}_{i_CD}(\bar{r}_{i_AC}{}^2 + \bar{r}_{i_AD}{}^2 + \bar{r}_{i_BC}{}^2 + \bar{r}_{i_BD}{}^2)$$

$$+ \bar{r}_{i_AC}\,\bar{r}_{i_BD} + \bar{r}_{i_AD}\,\bar{r}_{i_BC} - (\,\bar{r}_{i_AB}\,\bar{r}_{i_AC}\,\bar{r}_{i_AD} + \bar{r}_{i_AB}\,\bar{r}_{i_BC}\,\bar{r}_{i_BD}$$

$$+ \bar{r}_{i_AC}\,\bar{r}_{i_BC}\,\bar{r}_{i_CD} + \bar{r}_{i_AD}\,\bar{r}_{i_BD}\,\bar{r}_{i_CD}\,))\,/\,n_i. \qquad \text{Eşitlik 36}$$

Varyans/kovaryans matrisi Eşitlik 35 ve 36'da verilen varyans ve kovaryans hesaplamaları ile elde edildikten sonra geleneksel GLS yöntemindeki adımlar uygulanarak sentezlenmiş korelasyon matrisi elde edilmektedir.

Sentezlenmiş korelasyon matrisinin birincil çalışmalardaki matrislerden elden edilen ortalama korelasyon değerleri (Eşitlik 35 ve 36'da görüldüğü gibi) ile oluşturulması, pek çok çalışmada örneklem ham korelasyon katsayılarının (Eşitlik 23 ve 24) ağırlık olarak kullanıldığı geleneksel GLS yöntemine göre daha başarılı bulunmuştur (Becker & Fahrbach, 1994; Hafdahl, 2007; Zhang, 2011).

GLS yönteminde korelasyon katsayılarının (r) sentezlenmesine yönelik karşılaşılabilecek bir diğer problem, tek değişkenli yaklaşımlarda olduğu gibi, ham korelasyon katsayılarının örneklem dağılımlarının çarpık olma eğiliminde olmasıdır. Bu nedenle, GLS kestirim yöntemi Fisher'ın z dönüşümü kullanılarak genişletilebilir. Dönüştürülmüş z korelasyon değerlerinin performansını değerlendirmek için, korelasyon çiftleri arasındaki evren kovaryansı kestirimi için Eşitlik 24, Steiger'ın (1980) formülü dikkate alınarak aşağıdaki gibi düzenlenmektedir:

$$Cov_{z_{i_AB},z_{i_CD}} = n_i Cov_{r_{i_AB},r_{i_CD}} / [(n_i - 3)(1-p^2_{i_AB})(1-p^2_{i_CD})] \qquad \text{Eşitlik 37}$$

Varyans hesaplaması ise Eşitlik 20 ile elde edilmektedir. Sentezlenmiş korelasyon matrisi elde edildikten sonra tek değişkenli yöntemlerde olduğu gibi Fisher'ın z'sine dönüştürülmüş değerler ham korelasyon katsayılarına geri dönüştürülmektedir.

2.2.İki Aşamalı Yapısal Eşitleme Modeli Yöntemi (TSSEM)

Çok değişkenli yöntemlerden bir diğeri olan TSSEM, Cheung ve Chan (2005) tarafından geliştirilmiştir. TSSEM yönteminde, MAYEM'in birinci adımında korelasyon matrislerini sentezlemek için çok gruplu YEM teknikleri kullanılmaktadır. İkinci adımda ise test edilen modelin, ağırlıklandırılmış en küçük kareler (WLS) kestirim yöntemi kullanılarak sentezlenmiş korelasyon matrisine uyumu değerlendirilmektedir. WLS kestiriminde ağırlık matrisi, birinci adımda elde edilen sentezlenmiş korelasyon katsayılarının asimptotik varyans kovaryans matrisinin tersidir. Böylece birinci adımda daha hassas (fazla çalışmaya dayalı olarak) kestirilen korelasyon katsayıları, ikinci adımda model parametrelerinin kestiriminde daha fazla ağırlık almış olurlar. Birinci adımda kestirimin hassasiyeti; ilgili korelasyon katsayısını bildiren çalışmaların sayısına ve örneklem büyüklüğüne bağlıdır (Jak, 2015, s. 19-20).

TSSEM yöntemini daha yakından incelemek için korelasyon matrislerinin sentezlenmesi ve model uyumu aşamasında uygulanan adımlar sırasıyla yer almaktadır. TSSEM yöntemi rastgele etkiler modeli altında anlatılmıştır. TSSEM yönteminin REM ile SEM arasındaki temel farkı birinci aşamadaki analizlerdedir. Rastgele etkiler modelinde, önerilen yapısal model çalışmalar arasında değişmese de çalışmalar kendilerine özgü evren korelasyon matrislerine sahip olmaktadırlar. İkinci aşamadaki adımlar ise her iki modelde de tamamen aynıdır (Cheung, 2015, s. 234).

i. Korelasyon Matrislerinin Sentezlenmesi: P($\boldsymbol{\theta}$)'nın rastgele etkiler modeli altında ortalama evren korelasyon matrisi olan P için önerilen korelasyon yapısı olduğunu varsayalım, yani analizlerde P=P($\boldsymbol{\theta}$)$'$dır. P($\boldsymbol{\theta}$); regresyon modeli, yapısal eşitleme modeli, yol modeli ya da DFA modeli olabilir. REM, her bir çalışmanın kendi evren korelasyon matrisi olduğunu varsaymaktadır (Cheung, 2015, s. 234). Örneğin i. çalışma için, P_i evren korelasyon matrisi ve R_i ise örneklem korelasyon matrisidir. R_i; p_i, i. çalışmadaki gözlenen değişken sayısı olmak üzere; p_i x p_i satır ve sütundan oluşan örneklem korelasyon matrisidir

(Jak, 2015, s. 20). O halde i. çalışma için REM altındaki eşitlikler aşağıdaki gibidir (Cheung, 2015, s. 234):

Birinci düzey: $R_i = P_i + e_i$

İkinci düzey: $P_i = : P_R + u_i$ Eşitlik 38

P_R, önerilen P modelidir ve rastgele etkiler modeli altında kestirim yapıldığını göstermek için R alt indisi eklenmiştir. e_i ~ N(0, V_i) örneklem kovaryans matrisi ve u_i~ N(0, τ^2) kestirilmesi gereken heterojenlik kovaryans matrisidir. Eşitlik 38'deki model altında, P($\boldsymbol{\theta}$) yapısal modelinin parametreleri tüm çalışmalarda aynıdır. Etki büyüklüklerinin heterojenliği ise rastgele etkiler varyansı olan u_i'ye göre şekillenmektedir (Cheung, 2015, s. 234).

REM altında TSSEM analizi için öncelikle her bir çalışmadaki gözlenen değişkenlerden oluşan örneklem korelasyon matrisleri elde edilmektedir. Meta analizde bütün çalışmalar bütün değişkenleri içermek durumunda değildir. Örneğin üç değişkenin (A, B, C) yer aldığı bir meta analizde herhangi bir üç çalışma için gözlenen korelasyon matrisleri aşağıdaki gibi olabilmektedir:

$$R_1 = \begin{bmatrix} 1 & & \\ r_{1_AB} & 1 & \\ r_{1_AC} & r_{1_BC} & 1 \end{bmatrix}, \quad R_2 = \begin{bmatrix} 1 & \\ r_{2_AB} & 1 \end{bmatrix}, \quad R_3 = \begin{bmatrix} 1 & \\ r_{3_BC} & 1 \end{bmatrix}.$$

Bu örnekte birinci çalışma üç değişkeni de içermekteyken, ikinci çalışmada C değişkeni; üçüncü çalışmada ise A değişkeni bulunmamaktadır. GLS yaklaşımına benzer şekilde gösterge matrisleri kullanılarak çalışmaların hangi değişkenleri içerdiği gösterilebilmektedir. Bununla birlikte, GLS yönteminde gösterge matrisleri kayıp korelasyon değerlerini göstermekte iken, TSSEM yönteminde kayıp değişkenleri göstermektedir ve bu nedenle kayıp korelasyon katsayılarının ele alınmasında TSSEM yöntemi daha az esnektir.

TSSEM yönteminde gösterge matrisleri tek bir büyük matriste toplanmamaktadır. Örnekte verilen üç çalışma için gösterge matrisleri, kayıp değişken satırlarının hariç tutulduğu birim matrisler şeklindedir (Jak, 2015 s. 20):

$X_1=\begin{bmatrix}1 & 0 & 0\\0 & 1 & 0\\0 & 0 & 1\end{bmatrix}$, $X_2=\begin{bmatrix}1 & 0 & 0\\0 & 1 & 0\end{bmatrix}$, $X_3=\begin{bmatrix}0 & 1 & 0\\0 & 0 & 1\end{bmatrix}$.

Daha sonra, tüm p değişkenlerinin (örnekte üç değişken için) evren korelasyon matrislerini (P_i) tahmin etmek için önerilen modele göre çok gruplu YEM, DFA vb. modeller kullanılır. YEM çatısı altındaki bu modellerin tamamının dağılım teorisi aslında kovaryans matrisine dayanmaktadır. Bununla birlikte, korelasyon matrislerinin MAYEM'de doğru bir şekilde kullanılabilmesi için de TSSEM yönteminde Eşitlik 39'da görüldüğü gibi ek değişkenler (D) oluşturulmaktadır (Cheung M. L., 2015, s. 227). Meta analizde yer alan her birincil çalışma bir grup olarak düşünüldüğünde her bir i grubu (çalışması) için kovaryans matrisi eşitlikteki gibi hesaplanabilir (Zhang, 2011):

$\Sigma_i = D_i P_i \, D'_i$ Eşitlik 39

Bu modelde P_i köşegeni 1 değerinden ve p x p satır ve sütundan oluşan evren korelasyon matrislerini, D_i, standart sapmalara ait p_i x p_i diyagonal matrisini ve son olarak D'_i ise D_i'nin transpozunu simgelemektedir. Her bir çalışmaya ait örneklem kovaryans matrisi DFA modeli aracılığıyla kestirilebilir (Cheung, 2015, s. 234). Doğrulayıcı faktör analizinde, i çalışmasına ait gözlenen değişkenlerin kovaryans matrisi aşağıdaki eşitlik kullanılarak elde edilebilmektedir (Cho, 2015):

$\Sigma_i = \Lambda_i \, \Phi_i \, \Lambda'_i + \psi_i$ Eşitlik 40

Eşitlik 41'de Λ_i, faktör yükü matrisi iken, Λ'_i bu matrisin transpozudur. Φ_i, her bir i çalışmasının faktör kovaryans matrisini ifade ederken ψ_i ise hata kovaryans matrisini göstermektedir. TSSEM analizini yaparken Cheung ve Chan (2004) tarafından önerilen kısıtlamalarla birlikte gözlenen değişkenlere ait korelasyon matrisi faktör korelasyon matrisine eşit hale gelmektedir. Bu kısıtlamalar Λ_i faktör yükü matrisinin diyagonal olması, Φ_i faktör korelasyon matrisinin p_i x p_i satır ve sütundan oluşan korelasyon matrisi olması ve ψ_i hata kovaryans matrisinin sıfır matrisi olmasıdır. Homojenlik testi, faktör korelasyonlarının eşit ve sınırlamaların olduğu model ile sınırlamaların olmadığı model arasındaki ki-kare fark testi ile elde edilebilmektedir (Cho, 2015). Asimptotik olarak dağılan

ki-kare fark testinin serbestlik derecesi $\sum_{i=1}^{k} \frac{p_i(p_i-1)}{2} - \frac{p(p-1)}{2}$ olarak hesaplanmaktadır (Zhang, 2011). Sınırlamaların olduğu model, sınırlamaların olmadığı modele göre manidar ölçüde daha kötü ise, korelasyon matrislerinin heterojen dağıldığı varsayılmaktadır.

Rastgele etkiler modeli altında yapılan analizlerde örneklem kovaryansı ($\hat{V}_R$) ile birlikte ortalama korelasyon matrisi ($\hat{p}_R$) ve heterojenlik varyansı, $\hat{\tau}^2$, da kestirilmektedir. $\hat{p}_R$, ortalama korelasyon değerlerinin vektörü iken, $\hat{V}_R$, $\hat{p}_R$'nin hassasiyet derecesini göstermektedir. Korelasyon vektörleri arasındaki heterojenliği gösteren $\hat{\tau}^2$ ile, heterojenliğin derecesine ya da ne kadar büyük veya küçük olduğuna karar verilemediğinden her bir korelasyon katsayısına ait I^2 değerlerini incelemek pratik açıdan önemlidir. I^2 değerlerinin çok küçük olması SEM ve REM'e dayalı sonuçların benzer olduğunu göstermektedir (Cheung, 2015, s. 235).

ii. Model Uyumu: Cheung ve Chan (2005), önerilen yapısal modellerin birinci adımda kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisine uyumunun değerlendirilmesinde WLS kestirim yöntemini kullanmayı önermişlerdir. GLS yöntemine benzer şekilde, birinci adımda kestirilen değerler bu adımda örneklem istatistikleri olarak ele alınmaktadır. Bundan dolayı her bir kestirimin üzerindeki şapkalar kalkmakta ve $\hat{p}_R$=r_R, $\hat{V}_R$=V_R şeklinde ifade edilmektedir. Bu değerler $p_R(\theta)$ = *vechs(P(θ))* yapısal modelinin uyumunda girdi olarak kullanılmaktadır (Cheung, 2015, s. 235). Test edilen yapısal modelin sentezlenmiş korelasyon matrisine uyumu WLS kestirimi ile aşağıdaki eşitlikte yer aldığı gibi minimize edilmektedir (Jak, 2015, s. 21):

$$F_{WLS}(\theta) = (r_R - p_R(\theta))^T V_R{}^{-1}(r_R - p_R(\theta)) \qquad \text{Eşitlik 41}$$

Eşitlik 41'de yer alan WLS fonksiyonunun minimize edilmesi, uygun standart hatalar ve WLS tabanlı ki-ki kare istatistiği (T_{WLS}) ile daha doğru olan parametre kestirimleri sağlamaktadır (Cheung & Chan 2005; Jak, 2015).

REM altında kestirilen varyans bileşeni $\hat{\tau}^2$'nin Eşitlik 41'de doğrudan yer almadığı görülse de, V_R; rastgele etkiler hesaba katılarak kestirilmiştir ve $\hat{\tau}^2$ eşitlikte bu varyansın bir bileşeni

olarak bulunmaktadır. Bundan dolayı, $\hat{\tau}^2 \neq 0$ iken, REM altında kestirilen hata varyansları SEM altında kestirilen hata varyanslarına göre daha büyük olmaktadır. Bu nedenle, REM'de ağırlık matrisi olarak V_R'yi kullanmak önemlidir. Bu adımda yapılan analizler ve yorumlar, analizlerin ortalama evren korelasyon matrisine dayalı olması dışında sabit etkiler modeline benzerdir (Cheung, 2015, s. 235).

GLS ve TSSEM Yöntemlerinin Kullanıldığı Çalışmalar

GLS ve TSSEM yöntemlerinin her ikisi de korelasyon katsayıları arasındaki bağımlılığı modelleyen çok değişkenli yöntemlerdir ve her iki yöntem de korelasyon katsayıları arasındaki ilişkileri ve sentezlenmiş korelasyon matrisinin asimptotik varyans matrisini içermektedir. İki yöntem arasındaki farklılık, kullanılan istatistiksel yöntemlerden kaynaklanmaktadır. GLS yönteminde korelasyon matrislerinin asimptotik kovaryans matrisi, büyük örneklem dağılımı teorisine (large sample distribution theory) dayalı olarak kestirilirken; TSSEM yönteminde sentezlenmiş korelasyon matrisi, kovaryans dağılım teorisine dayalı (covariance distribution theory) olarak kestirilmektedir (Cheung, 2002).

Korelasyon matrislerinin sentezlenmesinde, çok değişkenli GLS ve TSSEM yöntemleri ile tek değişkenli yöntemlerin performanslarının incelendiği çalışmalar literatürde mevcuttur (Cheung, 2002; Cheung & Chan, 2005; Jak & Cheung, 2018). Tek değişkenli yöntemlerin karşılaştırıldığı çalışmalar, tek değişkenli yöntemler başlığı altında sunulmuştur. Bu başlık altında GLS ve TSSEM yöntemlerinin kullanıldığı çalışmalar yer almaktadır. Öncelikle tanıtılan çok değişkenli yöntemlerden ilki olan GLS yöntemi ile farklı araştırmacılar tarafından revize edilen GLS yöntemlerinin karşılaştırıldığı çalışmalara yer verilmiştir.

Furlow (2003) çalışmasında, farklı kayıp veri örüntülerine sahip veriler için, korelasyon matrislerini sentezlemede kullanılan farklı yöntemlerin parametre kestirimi ve uyum indeksleri üzerindeki etkilerini araştırmıştır. Korelasyon matrislerinin sentezlenmesinde tek değişkenli HS-r, HO-z yöntemleri ile çok değişkenli W-COV GLS yöntemi kullanılmıştır.

W-COV GLS olarak isimlendirilen bu yöntem, varyans kovaryans matrisinde yer alan korelasyonlar arasındaki kovaryansları; ölçme ve örneklem hatalarının olduğu bireysel korelasyon değerleri ile kestirmek yerine, tüm çalışmalarda yer alan korelasyon değerlerinin hata varyansının tersi ile ağırlıklandırarak kestirmektedir. Ayrıca W-COV GLS yöntemi hem ham r korelasyon katsayılarına hem de Fisher'ın z'sine dönüştürülmüş korelasyonlara göre uygulanmış olup; sonuçlar bu ölçüte göre de karşılaştırılmıştır. Analiz sonuçlarına göre W-COV GLS yöntemi (ham r korelasyonu ve Fisher'ın z'sine dönüştürülmüş sonuçların her ikisi de) ve tek değişkenli HO-z yöntemi; korelasyon parametrelerini kestirmede ve yapısal modele ait parametreleri sağlamada benzer performans göstermiştir. Bununla birlikte, W-COV GLS yöntemi, yapısal modeldeki yol katsayılarının standart hatalarını kestirmede ve model uyumu için yapılan ki-kare testinde daha iyi performans göstermiştir.

W-COW GLS yönteminin kullanıldığı bir diğer çalışma Furlow ve Beretvas (2005) tarafından yapılmıştır. Furlow ve Beretvas (2005) farklı miktarlarda ve örüntülerde kayıp korelasyon değerlerinin olduğu MAYEM simülasyon çalışması için revize edilen GLS yöntemi ile tek değişkenli HS-r ve HO-z yöntemlerini karşılaştırmışlardır. SEM altında yapılan simülasyon çalışması sonuçlarına göre, W-COV GLS yöntemi parametre kestirimleri açısından en iyi performansı göstermekle birlikte, HO-z yöntemi ile çok küçük farklılıklar bulunmuştur. Kayıp verilerinin rastgele olmama durumunda ise özellikle tek değişkenli yöntemler korelasyon ve model parametre tahminlerinde yüksek derecede yanlılık göstermiştir. Lv ve Maeda (2020) da Furlow (2003)'ün geliştirdikleri W-COV GLS yöntemi ile TSSEM yönteminin performanslarını farklı kayıp veri örüntülerine sahip simülasyon koşullarında karşılaştırmışlardır. İlk simülasyon çalışmasında, eşit faktör yüklerine sahip bir DFA modeli bulunmaktayken, ikinci simülasyonda eşit olmayan faktör yüklerine sahip bir DFA modeli kullanılmıştır. Korelasyon matrisleri sentezlenmeden önce kayıp verilerle GLS yaklaşımında, çoklu veri atama (MI-Multiple Imputation) ve ikili silme (PD-Pairwise Deletion) yöntemleri ile; TSSEM yaklaşımında ise ML kestirimi ile baş edilmiştir. Simülasyon çalışması sonuçlarına göre; kayıp verinin olmadığı simülasyon

koşulunda, örneklem 200'den küçük olduğunda, TSSEM yöntemi W-COV GLS yöntemine göre daha iyi performans göstermiştir. Çalışma sayısı 12'den az ve çalışmalardaki örneklemler 150'den az olduğunda her iki yöntemde iyi performans gösterememiştir. Kayıp verinin çok olduğu durumda ise, çoklu veri atama yönteminin kullanıldığı W-COV GLS yaklaşımı diğer yöntemlere göre daha iyi performans göstermiştir. Bu çalışmanın ardından Jak ve Cheung (2020) Lv ve Maeda (2020)'nın iki yöntem üzerine yaptıkları çıkarımların geçerliliği ile ilgili endişelerini ifade eden ve analiz kodlarındaki hataları bildiren bir çalışma yapmışlardır. Yazarlardan elde ettikleri verilerle analizi tekrarlayan Jak ve Cheung; ikili silme ile kayıp veriyle baş eden GLS yöntemi ve TSSEM yönteminde tüm parametreler için %5 sapma ile yeterli derecede standart hatalar üretildiği göstermişlerdir. Çoklu veri atamanın kullanıldığı GLS yönteminde ise tüm parametre kestirimleri için %28-%65 arasında değişen pozitif yönde yanlı, oldukça büyük standart hatalar üretilmiştir.

GLS yönteminin farklı şekilde revize edildiği bir diğer çalışma; Cho (2015) tarafından yapılmıştır. Cho (2015) çalışmasında, meta-analitik DFA analizinde yedi farklı yaklaşımın sonuçlarını karşılaştırmıştır. Bu yaklaşımlardan beşi tek değişkenli meta analiz yöntemlerine dayanmakta iken; son iki yaklaşım GLS yöntemini temel almaktadır. GLS-MFL yaklaşımı faktör yükleri arasındaki kovaryansı dikkate almaktayken; GLS-MC yaklaşımı ise klasik GLS yaklaşımı gibi ortalama korelasyon matrisine dayanmaktadır. Simülasyon çalışması sonuçlarına göre; ortalama örneklem küçük olduğunda, tek değişkenli ve GLS-MFL yaklaşımları, GLS-MC yaklaşımına göre parametrelerin kestiriminde daha iyi performans göstermişlerdir. Ortalama örneklem büyük olduğunda (150'den büyük) ise, yedi yaklaşımın parametreleri kestirimdeki performansı benzer bulunmuştur. Simülasyon sonuçlarına dayanarak, birincil çalışmalardaki örneklemler 150'den büyük iken, meta-analitik DFA için bu yaklaşımlardan herhangi birinin uygulanabileceği önerilmiştir. Yuan (2016) tarafından yapılan çalışmada ise GLS yöntemi farklı bir şekilde revize edilerek geleneksel GLS yöntemi ile karşılaştırılmıştır. Bu çalışmada sabit etkiler modelinde, GLS yöntemi için önerilen sandviç tipi kovaryans matrisi kestiriminin (GLS-sw) geleneksel GLS yöntemine

göre performansını incelemek için bir simülasyon çalışması yapılmıştır. Beş değişkenden oluşan iki faktörlü DFA modelinin test edildiği simülasyon sonuçlarına göre; normallik varsayımı sağlandığında, geleneksel GLS yöntemindeki parametre kestirimlerinin standart hataları GLS-sw yöntemine göre göre daha iyi performans göstermiştir. Normallik varsayımı ihlal edildiğinde ise, GLS yöntemindeki standart hatalar GLS-sw'ye göre büyük ölçüde yanlı bulunmuştur.

Çalışmalarda görüldüğü gibi, GLS yöntemi pek çok araştırmacı tarafından revize edilerek kullanılmıştır. Revize edilen GLS yöntemlerinin her birinin tek değişkenli yöntemlere göre performansı; özellikle kayıp veri varlığında, ikinci adım parametrelerini kestirmede daha iyi bulunmuştur (Cho, 2015; Furlow, 2003; Furlow & Beretvas, 2005). TSSEM yöntemi ile yapılan karşılaştırmalarda ise farklı sonuçlar yer aldığı için (Jak & Cheung, 2020; Lv & Maeda, 2020) yöntemlerin performanslarına yönelik bir çıkarım yapılamamaktadır. Bir sonraki paragrafta çok değişkenli TSSEM ve GLS yöntemleri ile birlikte tek değişkenli yöntemlerin performanslarının karşılaştırıldığı çalışmalar yer almaktadır.

Hafdahl (2001) yaptığı simülasyon çalışmasında, tek değişkenli (HS-r, HO-z) ve çok değişkenli GLS yöntemlerinin meta-analitik DFA için performanslarını; farklı sayıda çalışmaların olduğu koşullarda karşılaştırmıştır. Tek değişkenli yöntemlerin her ikisi de sentezlenmiş korelasyon matrisinin kestirimi, standart hata ve güven aralıkları tahmini açısından GLS yöntemine göre daha iyi performans göstermiştir. GLS yöntemi ile sentezlenen korelasyon matrisinde önemli ölçüde pozitif yanlılık ve küçük standart hatalar görülmüştür. MAYEM'in ikinci aşamasındaki sonuçlar ise; sentezlenmiş korelasyon matrisine dayalı kestirilen faktör yüklerinin yine tek değişkenli yöntemlerde daha doğru kestirimler ürettiğini göstermiştir. Bununla birlikte, GLS yöntemindeki yanlı kestirimler özellikle örneklem büyüklüğünün artışına bağlı olarak (100 veya 200 çalışma olduğunda) artmıştır. Tek değişkenli yöntemler ile GLS yönteminin karşılaştırıldığı bir diğer çalışmada Furlow ve Beretvas (2010), birincil çalışmalarda kayıp verinin olduğu ve kayıp veri türünün MCAR olduğu durumda çoklu hesaplama (MI) yönteminin etkisini incelemek için

simülasyon çalışması tasarlamışlardır. Korelasyon matrislerinin sentezlenmesinde tek değişkenli HO-z yöntemi ile birlikte çok değişkenli GLS yöntemi kullanılmıştır. Çoklu hesaplama ile kestirilen kayıp verilerle sentezlenen korelasyon matrisleri her iki yöntemde de önemli ölçüde parametre yanlılığı yaratmamıştır. Çalışma sayısı az olduğunda (25 ve altı) ve kayıp veri derecesi arttıkça standart hatalarda önemli miktarlarda pozitif yönde sapma olduğu görülmüştür. Ayrıca çoklu hesaplama yönteminin, korelasyon matrislerinin homojenliği reddedilmesi gerektiğinde (korelasyonlar heterojen olduğunda), yetersiz güce sahip olduğu görülmüştür. Kayıp veri yok iken; GLS ve HO-z yöntemi ile elde edilen parametre ve standart hata kestirimlerinin eşdeğer olduğu görülmüştür. Bununla birlikte homojenlik testinde GLS yöntemi önemli ölçüde yanlış ret oranları göstermiştir. Bu nedenle kayıp veri olmadığı durumda, GLS yöntemi tek değişkenli HO-z yöntemine göre daha yüksek birinci tip hata oranına sebep olduğu için, homojenlik testinde HO-z yönteminin kullanılması önerilmiştir.

Cheung (2002) TSSEM yönteminin; HS-r, HO-z ve GLS yöntemlerine karşı performansını simülasyon çalışması ile değerlendirmiştir. Sonuçlar; GLS yönteminin parametreleri olduğundan fazla kestirdiğini göstermekteyken; TSSEM, HS-r ve HO-z yöntemlerinin sentezlenmiş korelasyon matrisi kestiriminde ve korelasyon matrislerinin homojenliğini test etmede oldukça iyi performans gösterdiğini ortaya koymuştur. MAYEM ikinci adım analizlerinde ise; model uyumundaki ki-kare testi istatistikleri, HS-r, HO-z ve GLS yöntemleri için olduğundan fazla kestirilmişken; standart hatalar ise negatif yönde yanlı kestirilmiştir. TSSEM yöntemi bu adımda diğer yöntemlere göre daha iyi performans sergilemiştir. Cheung ve Chan (2005) bir diğer simülasyon çalışmasında, tek değişkenli HS-r ve HO-z yöntemleri ile GLS ve TSSEM yöntemlerinin deneysel performansını karşılaştırmıştır. İki faktörlü ve her bir faktöre ait üç göstergenin yer aldığı DFA modelinin test edildiği simülasyon çalışmalarının sonuçlarına göre; TSSEM yaklaşımının, birinci tip hata kontrolü ile heterojenliği reddetmedeki istatistiksel güç arasında iyi bir dengeye sahip olduğu görülmüştür. HS- r ve HO-z yöntemleri birinci tip hatayı kontrol etmede iyi olmasına

rağmen, GLS ve TSSEM yöntemlerine göre daha az güçlü bulunmuşlardır. GLS yaklaşımı, örneklemler heterojen olduğunda, homojenliği gösteren sıfır hipotezini reddetmede yüksek güce sahip olmasına rağmen şişirilmiş birinci tip hata oranı vermektedir. Ayrıca, GLS yaklaşımının parametre kestirimleri, küçük ve orta büyüklükteki örneklemler için yetersiz bulunmuştur.

Çok değişkenli GLS ve TSSEM yöntemlerinin karşılaştırıldığı çalışmada Zhang (2011); meta-analitik yol analizi için, hem simülasyon verisi hem de gerçek veri seti kullanmıştır. GLS yöntemi ile birlikte Becker ve Fahrbach (1994) tarafından revize edilen GLS yöntemi de TSSEM yöntemi ile karşılaştırılmıştır. SEM ve REM altında yapılan analiz sonuçlarına göre; her iki model altında da; korelasyon matrislerinin sentezlenmesi ve ikinci adımdaki parametre ve standart hata kestirimlerine göre, revize edilen GLS yöntemi, TSSEM yöntemi ile hemen hemen aynı ya da biraz daha iyi performans göstermiştir. GLS yöntemi ise sadece örneklem büyüklüğü yeterince büyük olduğunda (n=100) iyi performans göstermiştir. Çalışmada elde edilen bulgulara göre; parametre kestirimlerindeki farkın minimum olmasından dolayı revize edilmiş GLS ve TSSEM yöntemlerinin meta-analitik yol analizi için uygun olduğu ön görülmüştür. Çok değişkenli yöntemlerin karşılaştırıldığı bir diğer çalışma Cheung ve Hafdahl (2016) tarafından yapılmıştır. Cheung ve Hafdahl (2016) spor performansının yordayıcılarını incelemek için GLS ve TSSEM yöntemlerine göre yapılan MAYEM sonuçlarını hem SEM hem de REM altında incelemiştir. Spor performansının bağımlı değişken olduğu modelde, özgüven aracı değişken iken, bilişsel anksiyete ve somatik anksiyete yordayıcılardır. Birinci adım analizlerinde heterojenlik testi sonuçları, hem GLS hem de TSSEM yöntemi için korelasyon matrislerinin homojen olmadığını göstermiştir. Her iki yönteme göre de her iki model altında kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisleri arasında çok büyük farklılıklar bulunmamıştır. İkinci adım analizleri sonuçları SEM için incelendiğinde, korelasyon matrisleri homojenliği varsayımı karşılanmadığı için sabit etkili standart hataların genellikle eksik tahmin edildiği

görülmüştür. REM için sonuçlar incelendiğinde ise her iki yöntem için de yol modelinin verilere oldukça iyi uyum sağladığı görülmüştür.

Alamolhoda, Ayatollahi ve Bagheri (2017) simülasyon çalışması yoluyla farklı örneklem büyüklüklerine sahip olan birincil çalışmaların meta-analitik yol analizinde, tek değişkenli yöntemler ile (HS-r, HO-z) çok değişkenli GLS ve TSSEM yöntemlerinin performansını karşılaştırmıştır. Birinci adım sonuçları, tüm yöntemlerin örneklem 200 veya daha fazla olduğunda, birinci tip hata oranını 0,05 düzeyinde kontrol edilebildiğini göstermiştir. Örneklemin 200'den küçük olduğu durumda ise tek değişkenli yöntemler birinci tip hata oranını kontrol etmede çok değişkenli yöntemlere göre daha iyi performans göstermiştir. Birincil çalışmalardaki örneklem büyüklükleri arasında eşitsizlik arttıkça tüm yöntemlerin deneysel gücünde düşüş olmuştur. Yol modelinin sentezlenmiş korelasyon matrisine uyumunun değerlendirildiği analizin ikinci adımında, çok değişkenli yöntemlerde parametrelerin daha iyi tahmin edildiği görülmüştür. Her iki adımdan elde edilen sonuçlara göre, birincil çalışmalardaki örneklemler büyük ve dengeli iken, TSSEM yönteminin kullanılabileceği; tek değişkenli HS-r ve HO-z yöntemlerinin ise yalnızca korelasyon matrislerinin sentezlenmesinde kullanılabileceği önerilmiştir.

Jak ve Cheung (2018) çalışmalarında kayıp korelasyon değerleriyle başa çıkabilmek için TSSEM yöntemini revize etmişlerdir ve diğer yöntemlerle (tek değişkenli yöntemler, GLS, TSSEM) performansını karşılaştırmışlardır. Revize edilen TSSEM yönteminde, kayıp korelasyon değerlerinin olduğu durumlarda değişkeni silmek yerine; her bir eksik korelasyon için keyfi değerler atanmakta ve kayıp korelasyon değerlerinin olduğu çalışmalar için model eşitlik sınırlandırmaları serbest bırakılmaktadır. Böylece her bir kayıp korelasyon değeri için ek bir parametre kestirimi yapılmaktadır. Sabit etkiler modeli altında gerçekleşen simülasyon çalışmasının sonuçlarına göre; kayıp verinin varlığında, HS-r ve HO-z yöntemlerinin her ikisi de yetersiz performans göstermiştir. Özellikle ikinci adımda gerçekleşen analizlerde, standart hatalar kayıp veri örüntüsüne göre pozitif ya da negatif yönde yanlı bulunmuştur. Ayrıca, istatistiksel güç de çok değişkenli yöntemlere göre

oldukça düşük bulunmuştur. Korelasyon katsayılarındaki kayıp değerler arttıkça tek değişkenli yöntemlerin performansı azalmıştır. Çok değişkenli yöntemlerde ise revize edilen TSSEM yöntemi; GLS yöntemi ile çok küçük farklılıklar olması ile birlikte, en iyi performansı göstermiştir. Kayıp korelasyon değerlerinin olmadığı durumda ise TSSEM yöntemi, revize edilen TSSEM ve GLS yöntemleri ile benzer performans göstermiştir.

Jak ve Cheung (2020) çalışmalarında, Furlow ve Beretvas (2005)'ın çalışmalarında yer alan simülasyon desenini kullanarak farklı kayıp veri örüntülerinde (MCAR, MNAR), tek aşamalı-MAYEM, TSSEM, GLS ve HS-r yöntemlerinin performanslarını karşılaştırmışlardır. Simülasyon çalışmasının sonuçlarına göre, kayıp veri türü MCAR olduğunda; GLS, TSSEM ve tek aşamalı-MAYEM yöntemlerinin parametre kestirimlerinde yanlılık olmadığı ve ki-kare istatistiği ve standart hata kestirimleri açısından iyi performans gösterdikleri görülmüştür. Bununla birlikte, tek değişkenli HS- r yönteminde şişirilmiş ki-kare istatistikleri ve kestirim değerinin altında standart hatalar elde edilmiştir. Kayıp verilerin rastgele olarak dağılmadığı koşulda ise tüm yöntemlerde parametre kestirimlerinin sistematik olarak yanlı olduğu görülmüştür.

Tang ve Cheung (2016) bir firmanın iç faktörlerinin uluslararası bir giriş stratejisindeki taahhüt düzeyleri üzerindeki etkilerini MAYEM ile incelemişlerdir. Ayrıca MAYEM analizinde hem tek değişkenli HS-r yöntemi, hem de çok değişkenli TSSEM yöntemi kullanarak yöntemlerin performansları karşılaştırmak istemişlerdir. Her iki yönteme göre yapılan analiz sonuçları incelendiğinde, parametrelerin birbirinden oldukça farklı kestirildiği (HS-r yönteminde negatif yöndeki etkilerin; TSSEM yönteminde pozitif yönde kestirilmesi gibi) görülmüştür. Bununla birlikte, TSSEM yönteminde kestirilen model uyum istatistikleri HS-r yöntemine göre oldukça yüksek bulunmuştur.

Yukarıdaki paragraflarda görüldüğü gibi MAYEM'de kullanılan yöntemlerin karşılaştırıldığı pek çok çalışma bulunmaktadır. Bu yöntemlerin performanslarına yönelik genel çıkarımları sağlaması açısından Tablo 2, her bir çalışmanın amacını, simülasyon koşullarını ve temel bulgularını özetlemektedir.

Tablo 2

Tek Değişkenli ve Çok Değişkenli Yöntemlerin Karşılaştırıldığı Çalışmaların Özeti

Yazarlar	Yıl	Amaç	Koşullar	Temel bulgular
Hafdahl	2001	HS-r, HO-z ve GLS yöntemlerinin meta-analitik DFA için performanslarını karşılaştırmak	Örneklem büyüklüğü: n=100 – 200 n>200	HS-r, HO-z yöntemleri GLS yöntemine göre daha iyi performans göstermiştir.
Furlow ve Beretvas	2010	HO-z ve GLS yöntemlerinin kayıp veri varlığında ve yokluğunda performanslarını karşılaştırmak	Kayıp veri türü: MCAR	Kayıp veri yok iken; HO-z yönteminin GLS yöntemine göre daha iyi performans gösterdiği; kayıp veri varken her iki yöntemin de yanlı kestirimler ürettiği görülmüştür.
Cheung	2002	HS-r, HO-z, GLS ve TSSEM yöntemlerinin performanslarını karşılaştırmak	MAYEM 1. Adım ve 2. Adım parametrelerinin karşılaştırılması	MAYEM 1. Adım parametrelerini kestirmede TSSEM, HS-r ve HO-z yöntemleri, GLS'ye göre daha iyi performans göstermiştir. MAYEM 2. Adımda TSSEM yöntemi diğer yöntemlere göre daha iyi performans göstermiştir.
Cheung ve Chan	2005	HS-r, HO-z, GLS ve TSSEM yöntemlerinin meta-analitik DFA için performanslarını karşılaştırmak	Korelasyon matrislerinin homojen ve heterojen olduğu koşullarda	Korelasyon matrisleri homojen olduğunda, GLS ve TSSEM yöntemleri daha güçlü iken; heterojenlik durumunda özellikle örneklem küçük iken, GLS yöntemi diğer yöntemlere göre kötü performans göstermektedir.
Cheung ve Hafdahl	2016	TSSEM ve GLS yöntemlerinin meta-analitik yol analizi için performanslarını karşılaştırmak	Gerçek veri seti	Her iki yönteme göre yapılan analiz sonuçlarına göre benzer performanslar görülmüştür.
Alamolhoda, Ayatollahi ve Bagheri	2017	HS-r, HO-z, GLS ve TSSEM yöntemlerinin meta-analitik yol analizi için performansını karşılaştırmak	Örneklem büyüklükleri n<200 n>200	n<200 koşulunda, birinci adım analizlerinde HS-r ve HO-z yöntemleri çok değişkenli yöntemlere göre daha iyi performans göstermiştir. n>200 olduğunda ise tüm yöntemler benzer performans göstermiştir. İkinci adım; model uyumu aşamasında ise her iki koşulda da çok değişkenli yöntemler özellikle TSSEM daha iyi performans göstermiştir.

Jak ve Cheung	2018	HS-r, HO-z, GLS ve TSSEM yöntemlerinin kayıp veri varlığında ve yokluğunda performanslarını karşılaştırmak	Kayıp veri	Kayıp veri varlığında, HS-r ve HO-z yöntemlerinin her ikisi de çok değişkenli yöntemlere göre yetersiz performans göstermiştir. Kayıp veri varlığında GLS en iyi performansı göstermiştir. Kayıp korelasyon değerlerinin olmadığı durumda ise TSSEM yöntemi ve GLS yöntemi en iyi performansı göstermiştir.
Jak ve Cheung	2020	TSSEM, GLS ve HS-r yöntemlerinin performanslarını karşılaştırmak	Kayıp veri türü: MCAR, MNAR	Kayıp veri türü MCAR olduğunda; GLS ve TSSEM yöntemleri HS-r yöntemine göre daha iyi performans göstermiştir. Kayıp verilerin rastgele dağılmadığı koşulda ise tüm yöntemlerde parametre kestirimlerinin sistematik olarak yanlı olduğu görülmüştür.
Tang ve Cheung	2016	TSSEM ve HS-r yöntemlerinin performanslarını karşılaştırmak	Gerçek veri seti	TSSEM yöntemi HS-r yöntemine göre özellikle model uyumu aşamasında daha iyi performans göstermiştir.

Tablo 2 incelendiğinde, çalışmaların nerdeyse tamamında simülasyon tasarımları kullanıldığı görülmektedir. MAYEM'de kullanılan yöntemler, genellikle kayıp veri, örneklem büyüklüğü ve korelasyon matrislerinin homojenlik durumlarına göre karşılaştırılmıştır. Kayıp verilerin yer aldığı çalışmalarda; tek değişkenli yöntemlerde yetersiz performansların olduğu; çok değişkenli yöntemlerin, özellikle GLS yönteminin kayıp veri ile daha iyi baş ettiği söylenebilir (Jak & Cheung, 2018, 2020). Bununla birlikte kayıp veri bu çalışmada incelenmediği için kayıp veri türleri detaylandırılmamıştır. Kayıp veri olmayan çalışmaların büyük bir kısmında ise; tek değişkenli HS-r ve HO-z yöntemleri, GLS yöntemine göre daha iyi performans sergilemiştir (Cheung, 2002; Furlow & Beretvas, 2010; Hafdahl, 2001). GLS yöntemi; özellikle örneklemler yeterince büyük değil iken, tek değişkenli yöntemlere ve TSSEM yöntemine göre yetersiz performans göstermiştir (Cheung & Chan, 2005; Zhang, 2011). Bununla birlikte, karşıt olarak, Jak ve Cheung (2018)'un çalışmasında GLS yöntemi tek değişkenli yöntemlere göre daha iyi performans göstermiştir. TSSEM ve GLS yöntemlerini karşılaştırdığımızda, benzer performansların görüldüğü çalışmaların yer almasıyla birlikte (örn., Cheung & Hafdahl, 2016; Jak & Cheung, 2018, 2020); TSSEM yönteminin özellikle model uyumu ve model parametreleri kestirimini içeren ikinci adım analizlerinde, GLS'ye göre daha yansız sonuçlar ürettiğini gösteren çalışmalar çoğunluktadır (örn., Cheung, 2002; Cheung & Chan, 2005). MAYEM'de yer alan korelasyon matrisleri heterojen olduğunda ve yine çalışma örneklemleri yeterince büyük değil iken GLS; TSSEM yöntemine göre yetersiz performans sergilemiştir. Genel olarak TSSEM yönteminin; kayıp veri olmadığında, karşılaştırıldığı diğer tek değişkenli ve çok değişkenli yöntemlere göre daha iyi performans sergilediğini söyleyebiliriz.

TSSEM yönteminin karşılaştırıldığı diğer yöntemlere göre genellikle daha iyi performanslar sergilemesi, kolay uygulanabilir olması; bu yöntemin özellikle son yıllardaki çalışmalarda kullanımını oldukça arttırmıştır. Bu çalışmalarda, TSSEM yönteminin bazı koşullarda (örn., kayıp veri varlığında, karmaşık yapıdaki verilerde) daha iyi performans gösterebilmesi için farklı bakış açılarının kullanıldığı revize yaklaşımlar da bulunmaktadır (Cheung & Cheung,

2016; Cheung, Sun, & Chan, 2019; Oort & Jak, 2016; Wilson, Polanin, & Lipsey, 2016). Böylece TSSEM yönteminin güçsüz yanları giderilmeye çalışılarak, farklı çalışma koşullarında kullanılabilirliği arttırılmıştır.

Sonraki paragraflarda, farklı disiplin alanlarında yapılmış olan MAYEM çalışmaları yer almaktadır. Gerçek veri setleriyle gerçekleşen ve farklı yapısal modelleri (örn., yol modelleri, DFA modelleri, yapısal eşitleme modelleri) barındıran bu çalışmalarda GLS ya da TSSEM yöntemlerinden birisi kullanılmıştır.

Walters ve Bolger (2019) çalışmalarında hukuka uygunluğun yordayıcıları olarak usulü adalet ve meşruiyet değişkenlerinin bulunduğu yol modeli için GLS yönteminin kullanıldığı MAYEM analizi yapmışlardır. Ayrıca çalışmada yaş ve kadın oranı sürekli; çalışmanın yayınlandığı bölge ve çalışma deseni kategorik moderatör değişken olarak ele alınmıştır. Rastgele etkiler modeli altında gerçekleşen analiz sonuçlarına göre; sentezlenen korelasyon matrisindeki değerler manidar bulunmuştur. İkinci adımda test edilen yol modelinin katsayıları, sadece çalışma deseni olarak boylamsal çalışmalar kullanıldığında, manidar bulunmuştur.

Standsyah, Otok ve Suharsono (2021) çalışmalarında Endonezya hükümeti için yoksulluk modelini test etmede GLS yönteminin kullanıldığı MAYEM analizini yürütmüşlerdir. Rastgele etkiler modeli altında, GLS yönteminde, çalışmalar arası varyans kestiriminin EM algoritmasına dayanması bazı durumlarda yakınsamayı gerçekleştiremediği için; çalışmalar arası varyansın kestiriminde iteratif olmayan moment yöntemini önermişlerdir. Revize edilen GLS yöntemine göre elde edilen yoksulluk modelinde; insan kaynakları ve sağlık değişkenlerinin, insan yaratıcılığı ve üretkenliği değişkenlerini etkilediği ve bu değişkenlerin de yoksulluğu doğrudan etkilediği görülmüştür.

Dolan (2019), çalışmasında üniversite öğrencileri için farklı çalışmalarda önerilen süreklilik modellerinin doğruluğunu test etmek için MAYEM kullanmıştır. Çalışmalarda önerilen modelleri kullanarak daha basit tek bir model elde etmeyi amaçlamıştır. Yapısal modelin testi için TSSEM yöntemi kullanılmıştır. Analiz sonuçlarına göre; üniversitenin akademik

entegrasyonu, sosyal entegrasyonu, kurumsal bağlılığı ve örgütsel faktörler öğrencinin istikrarına önemli ölçüde katkıda bulunmuştur.

Montazemi, Pittaway, Saremi ve Wei (2012); teknik bilgi transferini engelleyen basıklık faktörlerinin dâhil olduğu 31 çalışma ile MAYEM analizi gerçekleştirmiştir. TSSEM yönteminin kullanıldığı analiz sonuçlarına göre; önerilen yol modelinin birincil çalışmalarda yer alan korelasyon matrisleri ile kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisine uygun olduğu model uyum istatistikleriyle desteklenmiştir. Ayrıca test edilen yol modelinde yer alan yol katsayılarının her biri manidar bulunmuştur.

Tang (2013), bir yol modelinin test edildiği MAYEM çalışmasında çok değişkenli TSSEM yöntemi kullanmıştır. REM altında yapılan ikinci adım analizlerinde "Lokasyon", "Sektör" ve "Firma"' yapılarını temsil eden iki model test edilmiştir. Model uyum indekslerine göre yorumlanan sonuçlar araştırmada önerilen her iki hipotez için de destekleyici bulunmuştur.

Diao (2014), çalışmasında beş örtük yapı (Çince dilbilimsel farkındalık, İngilizce dilbilimsel farkındalık, Çince dil yeterliliği, İngilizce dil yeterliği ve biliş) arasındaki ilişkiyi incelemek için TSSEM yaklaşımını kullanarak MAYEM analizi gerçekleştirmiştir. REM altında yapılan analiz sonuçlarına göre; önerilen model verilere iyi uyum sergilemiştir.

Hong ve Cheung (2015) depresyon ve anksiyete ile ilişkili altı bilişsel hassasiyet duygusunun birbirleriyle ilişkilerini meta analiz ile incelenmişlerdir. 73 çalışmanın yer aldığı MAYEM çalışmasında literatürde önerilen iki farklı yapısal model, TSSEM yöntemi kullanılarak değerlendirilmiştir. Ayrıca, çalışmada örneklem türü (klinik olan ve olmayan), katılımcıların yaş ortalaması ve örneklemdeki kadınların oranı moderatör değişken olarak ele alınmış ve kategorik değişkenler için alt grup analizi; sürekli değişkenler için karma etkiler modeli altında analizler yürütülmüştür. Analiz sonuçlarına göre, bilişsel hassasiyet duyguları arasındaki ilişkiyi açıklayan tek faktörlü model sentezlenmiş korelasyon matrisi ile en uyumlu model olmuştur.

Sagan ve Grabowski (2016) teknoloji kabul modelinin (TAM) içerdiği değişkenler arasındaki ilişkileri ortaya çıkarmak için, bu değişkenler arası korelasyon değerlerinin yer

aldığı 55 çalışma ile MAYEM analizi gerçekleştirmişlerdir. TSSEM yönteminin kullanıldığı analizlerin ilk adımında hem SEM hem de REM altında korelasyon matrisleri sentezlenmiştir. Korelasyonların homojen olduğunu reddeden Q istatistiğine dayalı olarak ikinci adım analizlerine REM altında devam edilmiştir. İkinci adımda kestirilen model parametreleri ve uyum indeksleri önerilen modelin veri ile uyumlu olduğunu göstermiştir. Ardından, MAYEM ile kestirilen model parametreleri, Bayes tabanlı YEM modeli için birincil çalışmalardaki verilerde önbilgi olarak kullanılmıştır. Bayes tabanlı YEM ile birincil verilerle yapılan analiz sonuçları MAYEM analizi sonuçları ile tutarlı bulunmuştur. Teknoloji Kabul Modelini (TAM) inceleyen bir diğer çalışma Ritter (2017) tarafından yapılmıştır. Ritter (2017), üniversite öğrencilerinin çevrimiçi öğrenmelerinde TAM modelini inceleyen çalışmaları sentezlemek için TSSEM yönteminin kullanıldığı meta-analitik yol analizi çalışması yapmışlardır. Çalışmada kayıp verilerin olmaması için ölçülen ortak değişkenlere göre çalışmalar gruplandırılmış ve dört grup oluşmuştur. Çalışmalar arasındaki benzerlikleri ve farklılıkları belirlemek için ise çoklu grup analizi kullanılmıştır. Analiz sonuçlarına göre; önerilen modelde yol katsayıları kestirimlerinin bazılarının eşdeğer olduğu, bazılarının ise farklılaştığı görülmüştür. Bu farklılıkların, çalışmalar arasındaki kültürel farklılıklar veya örneklem grubundaki cinsiyet farklılıkları sebebiyle olabileceği belirtilmiştir. Lai (2019), Sagan ve Grabowski (2016) ve Ritter (2017) ile benzer şekilde, öğretmenlerin akıllı tahta kullanımındaki davranışlarının altında yatan faktörleri belirleyebilmek için TAM modelini kullanan 27 çalışma ile MAYEM analizi gerçekleştirmiştir. MAYEM analizlerinde çok değişkenli TSSEM yöntemi kullanılmıştır. Korelasyon matrislerinin sentezlenmesi adımında analizler SEM ve REM modelleri altında yapılmıştır, bununla birlikte SEM altında kestirilen parametrelerin yanlı kestirimi ve homojenlik testinin reddedilmesi ile ikinci adım analizlerine REM altında devam edilmiştir. REM altında kestirilen model veri uyum indekslerine göre; birincil çalışmalarda önerilen TAM modeli sentezlenmiş korelasyon matrisi ile oldukça iyi uyum göstermiştir.

Cheung ve Hong (2017) çalışmalarında, MAYEM'in tek değişkenli meta analiz yaklaşımlarından üstünlüklerini ele almak için, planlı davranış teorisini oluşturan yapısal modeli birincil çalışmalarla test etmişlerdir. TSSEM yönteminin kullanıldığı analiz sonuçlarına göre; önerilen üç farklı model de sentezlenmiş korelasyon matrisi ile uyumlu görünmekle birlikte en uyumlu model; en düşük AIC değerine sahip olan model seçilmiştir. Ayrıca yuvalanmış modeller ki-kare fark testi ile karşılaştırılmıştır. Modellerde kestirilen parametreler (yol katsayıları) manidar bulunmuştur. Ayrıca modelde yer alan değişkenler için açıklanan varyans oranı, hata varyansları yoluyla hesaplanarak elde edilmiştir.

Zeegers, Colonnesi, Stams ve Meins (2017) çalışmalarında, çocuk-ebeveyn bağlılığı yordayıcıları olarak zihinselleştirme ve duyarlılık değişkenlerinin etkilerini incelemek için bir meta-analitik yapısal eşitleme modeli uygulamıştır. Ayrıca çalışmada, örneklem özellikleri ve kullanılan ölçme araçlarının türü moderatör değişken olarak alınmıştır. TSSEM yönteminin kullanıldığı analiz sonuçları, zihinselleştirme değişkeninin, çocuk-ebeveyn bağlılığını gösteren modellere dâhil edilmesi gerektiğini göstermiştir.

Quinn ve Wagner (2018) okuduğunu anlama modelinin bileşenleri arasındaki faktör yapısını ve ilişkilerini araştırmak için 155 çalışma ile TSSEM yönteminin kullanıldığı MAYEM analizi gerçekleştirmiştir. Okuduğunu anlama modeli araştırılmadan önce yordayıcı değişkenlerin faktör yapısı araştırılmıştır. Analiz sonucu elde edilen, üç üst düzey faktör (kodlama, dilsel anlama ve bilişsel faktörü) okuduğunu anlama modeline dâhil edilmiştir. REM altında yürütülen analiz sonuçlarına göre; okuduğunu anlama varyansının %57'sini açıklayan üç faktörlü model, veri ile en iyi uyum gösteren model olmuştur. Ayrıca yaş değişkenin etkisinin de incelendiği çalışmada; örnekleminin yaş ortalaması 11'den küçük olan çalışmalar için iki faktörlü modelin (kodlama ve dilsel anlama); yaş ortalaması 11'den büyük olan çalışmalar için ise üç faktörlü modelin veri ile en iyi uyum gösteren model olduğu görülmüştür.

Jak ve Cheung (2018), MAYEM'de alt grup analizleri sonucu elde edilen parametrelerin birbirlerinden nasıl farklılık gösterdiğine dair hipotezler ortaya koymuşlardır. Bu amaçla

Norton vd. (2013) tarafından meta-analitik DFA ile elde edilen Hastane Anksiyete ve Depresyon Ölçeği (HADS)'nin iki boyutlu yapısı ele alınmıştır. Jak ve Cheung (2018) örneklem türüne göre oluşturulan alt gruplar için (hasta bireyler ve hasta olmayan bireyler) TSSEM yöntemi ile kestirilen faktör yüklerinin eşitliğini test etmişlerdir. Alt grup analizleri sonucunda, HADS ölçeğinin iki faktörlü modeline ait faktör yüklerinin örneklem türüne göre ayrılan çalışmalar arasında farklılık gösterdiği bulunmuştur. Hasta bireylerden oluşan örneklemlerle yapılan çalışmalar için maddelerin faktör yüklerinin daha yüksek olduğu görülmüştür. Bu bulguda, HADS ölçeğinin hastane ortamında kullanılmak için tasarlanmış olmasının etkili olabileceği düşünülmüştür.

Vize, Collison, Miller ve Lynam (2018) psikoloji alanında yaptıkları çalışmalarında narsisizm, makyavelizm ve psikopati kişilik yapılarından oluşan ve karanlık üçlü olarak adlandırılan modeli MAYEM ile test etmişlerdir. TSSEM yönteminin kullanıldığı çalışmada kayıp verilerle REM altında ML kestirimi ile baş edilmiştir. MAYEM birinci adım sonuçlarına göre kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisindeki değerler daha önce yapılan çalışmalardaki korelasyonlarla tutarlı bulunmuştur. İkinci adım analizleri sonucunda ise değişkenler arasındaki ortak varyans çıkarıldıktan sonra; narsisizm değişkeni için bazı değişkenlerle korelasyonunun arttığı bazılarında ise azaldığı görülmüştür. Psikopati değişkeninde ise ortak varyansın çıkarılması diğer değişkenlerle korelasyonlarda çok küçük bir etkiye sahip olmuştur. Son olarak makyavelizm değişkeni için ortak varyansın çıkarılması; ilişkili olduğu bazı değişkenlerle ilişkisinin kalmamasına, bazı değişkenlerle ise korelasyonlarının azalmasına sebep olmuştur. Karanlık üçlü modeli, Schreiber ve Marcus (2020) tarafından yapılan çalışmada da ele alınmıştır. Schreiber ve Marcus (2020) çalışmalarında narsisizm, makyavelizm, psikopati olarak adlandırılan özelliklerin temel kişilik alanını kapsayan modellerle ilişkisini MAYEM ile göstermeyi amaçlamıştır. Önerilen iki düzeyli yapısal model TSSEM yöntemi ile analiz edilmiştir. Ayrıca yayın türü, ölçme aracı türü ve kültür moderatör değişkenler olarak belirlenmiş ve moderatör değişkenler kategorik olduğu için etkileri, alt grup analizleri ile incelenmiştir. TSSEM yönteminin

kullanıldığı MAYEM sonuçlarına göre, önerilen modelin REM altında iyi uyum gösterdiği; ayrıca alt gruplarda modelin yapısal olarak eşdeğerliğinin sağlandığı görülmüştür.

Gnambs, Scharl ve Schroeders (2018) Rosenberg Benlik Saygısı Ölçeği'nin faktörel yapısını meta-analitik DFA analizi ile yeniden incelemişlerdir. Ölçeğin tek boyutlu ya da çok boyutlu yapıda olduğunu ifade eden 113 bağımsız çalışma meta analize dâhil edilerek, sabit etkiler modeli altında çok değişkenli TSSEM yöntemi ile analiz edilmiştir. Ayrıca ölçeğin kültürel boyutta değişmezliği için, farklı ülkeler moderatör değişken olarak alınmış ve alt grup analizleri gerçekleşmiştir. TSSEM yöntemi ile elde edilen sonuçlara göre; model uyum indeksleri doğrultusunda, tek faktörlü modelin sentezlenmiş korelasyon matrisine en iyi uyum sağlayan model olduğu görülmüştür.

Zhang vd. (2019) çalışmalarında, etik liderlik ve çalışanların örgütsel vatandaşlık davranışı arasında etkileşimsel adaletin aracı rolünü belirleyebilmek için TSSEM yöntemi ile MAYEM analizi gerçekleştirmişlerdir. Ayrıca çalışmaların yapıldığı ülke ve yayın yılı moderatör değişken olarak ele alınmıştır. Çalışma bulguları; etkileşimsel adaletin; etik liderlik ve örgütsel vatandaşlık davranışı arasındaki ilişkiye tam olarak aracılık ettiğini göstermiştir. Bununla birlikte moderatör analizi sonuçları incelendiğinde; gelişmiş ülkelerde, etkileşimsel adaletin iki değişken arasında daha güçlü etkiye sahip olduğu görülmüştür. Sürekli değişken olan yayın yılı için yapılan meta-regresyon sonucu ise; bu moderatör değişkenin çalışma varyansını manidar düzeyde açıklayamadığını göstermiştir.

Lesener, Gusy ve Wolter (2019) iş özelliklerinin çalışanların refahı üzerindeki etkisini değerlendirmek için 71 çalışma ile meta-analitik yol analizi gerçekleştirmişlerdir. TSSEM yönteminin kullanıldığı analiz sonuçlarına göre iş özellikleri ve refah arasındaki ilişki için önerilen modeller sentezlenmiş korelasyon matrisi ile iyi uyum sağlamıştır.

Kim (2019), son yıllarda artan bilgi teknolojileri kullanımı sonucu ön plana çıkan bilgi gizliliği kavramı ile ilgili yapılmış çalışmalardan yola çıkarak, bilgi gizliliği kavramı için iki farklı model oluşturmuştur: risk merkezli ve ilgi merkezli model. Önerilen yol modellerinin birincil çalışmalardan elde edilen korelasyon matrisleri ile test edilmesi için rastgele etkiler

modelinde TSSEM yöntemi kullanılarak analiz yapılmıştır. Analiz sonuçları, risk merkezli modelin, ilgi merkezli modele göre daha iyi bir model uyumu sergilediğini göstermiştir.

Buacker, Maes, Denissen ve Luhmann (2020) çalışmalarında, Beş Faktör Kişilik Ölçeği'nin boyutlarıyla yalnızlık arasındaki ilişkiyi MAYEM ile incelemişlerdir. Yalnızlık ve kişilik boyutları arasındaki ilişkinin moderatörleri olarak örneklem yaş ortalaması, yayın yılı, kullanılan yalnızlık ölçeği türü ve yalnızlık boyutları ele alınmıştır. TSSEM yönteminin kullanıldığı MAYEM sonuçlarına göre, açıklık boyutu dışındaki tüm kişilik özellikleri, diğer kişilik özellikleri kontrol edildiğinde yalnızlıkla istatistiksel olarak manidar düzeyde ilişkili bulunmuştur. Moderatör analizi sonuçlarına göre; sürekli değişkenlerden yaş ortalaması ve yayın yılı; bazı kişilik boyutları ve yalnızlık arasındaki ilişkide manidar fakat küçük etkiye sahip bulunmuşlardır. Kullanılan yalnızlık ölçeği türü ise tüm kişilik boyutlarının yalnızlık değişkeniyle ilişkisinde manidar bir etkiye sahip bulunmuştur. Diğer yalnızlık ölçeklerini kullanan çalışmalara göre UCLA yalnızlık ölçeğini kullanan çalışmalar, kişilik özellikleriyle en güçlü ilişkiyi göstermiştir.

Tehrani ve Yamini (2020) çalışmalarında genel suç teorisindeki ebeveyn uygulamaları, öz-denetim ve anti-sosyal davranış değişkenleri arasındaki ilişkiyi açıklamak için TSSEM yönteminin kullanıldığı MAYEM analizini gerçekleştirmişlerdir. Ayrıca çalışmada, örneklem yaş grubu ortalaması, kadınların oranı sürekli; ülkeler ise kategorik moderatör değişken olarak ele alınmıştır. MAYEM analizi bulgularına göre, düşük öz-denetimin anti-sosyal davranışların manidar bir yodayıcısı olduğu belirlenmiştir. Etkili ebeveynlik uygulamalarının ise anti-sosyal davranışları üzerinde manidar ve negatif yönde bir etkisi bulunmuştur.

Hjetland, Brinchmann, Scherer, Hulme ve Melby-Lervag (2020) çalışmalarında okul öncesi eğitimde, okuduğunu anlama becerisinin yordayıcılarını MAYEM analizi ile test etmeye çalışmışlardır. Okuduğunu anlama becerisi ve yordayıcılarından oluşan yol modelini test etmek için REM altında, güçlü bir yaklaşım olduğu belirtilen TSSEM yöntemi kullanılmıştır. Ayrıca çalışmada okuduğunu anlama becerisini ölçmede kullanılan farklı yöntemler (açık

uçlu sorular, çoktan seçmeli testler) moderatör değişken olarak alınmış olup, alt grup analizleri yapılmıştır. Kodlama ile ilgili beceriler ve dilsel anlamadan okuduğunu anlamaya giden yolları açıklayan model, tüm çalışmalardan elde edilen verilerle uyumlu bulunmuştur. Ek olarak, açık uçlu soruların kullanıldığı okuduğunu anlama ölçümlerinin, çoktan seçmeli testlere göre dilsel anlama ile daha güçlü bir ilişkide olduğu görülmüştür.

Scherer ve Teo (2020) çalışmalarında, güvenirlik katsayılarının sentezlenmesinde MAYEM kullanmışlardır. MAYEM analizlerinde ise TSSEM yöntemi kullanılmıştır. MAYEM'in birinci aşamasında çalışmalardan elde edilen korelasyon matrisleri sentezlendikten sonra, ikinci aşamada tek faktörlü modelin uyumu değerlendirilmiş ve ölçek güvenirliğinin kestirimi için faktör yükleri ve artık varyanslar kestirilmiştir. Güvenirlik model parametre kestirimleri kullanılarak hesaplanmıştır. REM altında kestirilen tek faktörlü model verilere en iyi uyum gösteren model olmuştur.

Wentzel, Jablansky ve Scalise (2021) sosyal kabul edilebilirlik ile akademik başarı (akademik notlar, test puanları) arasındaki ilişki için meta analiz gerçekleştirmişlerdir. Sosyal kabul ve akademik başarı arasındaki ilişkide motivasyon ve aktif katılımın aracı rolünü belirlemek için ise bu dört değişken arasındaki korelasyonların yer aldığı 44 çalışma ile yol modeli oluşturularak TSSEM yönteminin kullanıldığı MAYEM analizi gerçekleştirmişlerdir. TSSEM yönteminin seçiminde çalışmalar arasındaki bağımlılığı dikkate alması ve regresyondan farklı modellerin testine izin vermesi etkili olmuştur. MAYEM analizi sonuçlarına göre, küresel öz inanç modeli, akademik öz inanç modeli, aktif bağlılık modeli ve olumsuz etki modeli için sosyal kabul edilebilirlik ile aracı değişken arasında manidar ilişkiler bulunmuştur.

MAYEM analizi, yukarıdaki paragraflarda da görüldüğü gibi eğitim bilimleri, sosyal bilimler ve psikoloji alanlarında pek çok çalışmada farklı yapısal modellerin (Yol modelleri, DFA modelleri, YEM modelleri) test edilmesinde kullanılmaktadır. Çalışmalarda MAYEM yoluyla en çok test edilen modelin yol modeli olduğu görülmektedir (Hjetland vd., 2020; Kim, 2019; Lesener vd., 2019; Ritter, 2017; Tang, 2013; Wentzel vd., 2021). Bu durumun,

birincil çalışmalar aracılığıyla, gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon değerlerine ulaşabilmenin; yol modellerinde, faktör analizi modellerine göre daha kolay olmasından kaynaklandığı söylenebilir. Çalışmalar, MAYEM'de kullanılan yöntemlere göre incelendiğinde ise TSSEM yönteminin GLS yöntemine göre, özellikle son yıllarda, daha çok tercih edildiği görülmektedir. GLS ya da TSSEM yöntemi kullanan çalışmaların büyük bir kısmında, korelasyon matrislerinin sentezlenmesi ve model uyumu adımlarının her ikisinde de tercih edilen meta analiz modelinin REM olduğu görülmektedir (Diao, 2014; Kim, 2019; Scherer & Teo, 2020; Tang, 2013; Vize vd., 2018; Walters & Bolger, 2019). Araştırmacılar REM seçiminde sadece Q istatistiğine dayanarak karar vermek yerine, araştırma koşullarına ve genellemek istedikleri evrene göre karar vermişlerdir. Bu yaklaşımın daha doğru ve gerçekçi olduğu pek çok araştırmacı tarafından da belirtilmiştir (Zhang, 2011). Çalışmaların bir kısmında ise korelasyon matrislerinin sentezlenmesi adımındaki analizler, rastgele etkiler ve sabit etkiler modellerinin her ikisi içinde yapılmıştır, ardından Q istatistiği ve korelasyon matrislerindeki kestirimler göz önünde bulundurularak ikinci adım analizleri REM altında gerçekleşmiştir (Lai, 2019; Sagan & Grabowski, 2016). Sonuç olarak, gerçek veri setleriyle yapılan bu çalışmaların tamamında, meta-analitik model seçilirken; yalnızca Q istatistiğine dayalı karar verilmediği, araştırma koşullarına ve genellemek istenilen evrene göre karar verildiği söylenebilir.

Literatürdeki çalışmalarda pek çok modelin (DFA, yol modeli vb.), MAYEM ile daha büyük örneklemler ile test edildiği görülmektedir. Bununla birlikte, çalışmaların büyük bir kısmında sadece model testi yapılmamıştır, moderatör değişkenlerin etkisi de incelenmiştir (Buacker vd., 2020; Hjetland vd., 2020; Hong & Cheung, 2015; Gnambs vd., 2018; Jak & Cheung, 2018; Quinn & Wagner, 2018; Schreiber & Marcus, 2020; Tehrani & Yamini, 2020; Walters & Bolger, 2019; Zeegers vd., 2017; Zhang vd., 2019). Bu çalışmalarda kullanılan sürekli moderatör değişkenler yaş ve kadın oranı; kategorik moderatör değişkenler ise araştırma deseni, örneklem türü, ölçme aracı türü, yayın türü, yayın yılı, ülkeler veya çalışmanın yapıldığı bölgelerdir. Sürekli moderatör değişkenlerin etkisi meta-regresyon ile

test edilmiştir; kategorik değişkenler için ise alt grup analizleri gerçekleşmiştir. Moderatör değişkenlerin seçiminde, ölçme sonuçlarını etkileyebileceği düşünülen değişkenler, çalışma koşulları da göz önünde bulundurularak seçimler yapılmıştır. Örneğin yaş ve kadın oranı moderatör değişkenlerinin etkisinin incelenmek istendiği çalışmalardan birinde (Hong & Cheung, 2015); depresyon ve anksiyete arasındaki ilişkiyi gösteren model test edilmiştir. Birincil araştırmalardaki, depresyon ve anksiyete ölçümlerinin yaşa ve cinsiyete göre farklılaştığına ya da bu değişkenlerin bu ölçümler üzerinde manidar bir etkisinin olmamasına yönelik bulgulardan yola çıkarak; bu değişkenlerin etkisi daha büyük örneklemlerle daha hassas bir şekilde test edilmiştir. Örneklem türünün moderatör değişken olduğu çalışmalar; klinik çalışmalar olduğu için, örneklem hasta olan bireyler ile sağlıklı bireyler olmak üzere iki ayrı gruba ayrılmıştır ve ölçümler bu iki gruba göre ayrı ayrı elde edilmiştir (Hong & Cheung, 2015; Jak & Cheung, 2018). Bir diğer kategorik moderatör değişken, çalışmada kullanılan ölçme aracı türü; test edilen yapıyı ölçen birden fazla ölçme aracı olduğunda, bu ölçme araçlarına göre ölçümlerin değişkenlik yaratıp yaratmadığını incelemek için kullanılmıştır (Buacker vd., 2020; Hietland vd., 2020; Schreiber & Marcus, 2020; Zeegers vd., 2017). Örneğin Buacker vd. (2020)'nin çalışmasında, yalnızlık ve kişilik boyutları arasındaki ilişkiler test edilirken; yalnızlık yapısını ölçen pek çok ölçme aracı (UCLA YÖ, DJG YÖ) olduğu için, kullanılan yalnızlık ölçeği türü bir moderatör değişken olmuştur. Bu ölçek türlerine göre yapılan alt grup analizlerinde ise yalnızlık ve kişilik boyutları arasındaki en güçlü ilişki UCLA yalnızlık ölçeğinde görülmüştür.

Bu çalışmada moderatör değişkenlerin seçilmesinde yalnızlık yapısı ölçümlerinin hangi değişkenlerden etkilenebileceği noktasından yola çıkılmıştır. Bununla birlikte, UCLA yalnızlık ölçeğinin faktörel yapısının test edildiği birincil çalışmalarda, ölçek yapısının hangi değişkenlere göre incelenmiş olduğu araştırılmıştır. Ayrıca, etkisini incelemek istediğimiz moderatör değişkenlerin birincil çalışmaların her birinde yer alması en önemli etkendir. Bu ölçütler doğrultusunda, bu çalışmada UCLA yalnızlık ölçeğinin faktörel yapısının farklı yaş gruplarında farklılık gösterip göstermediği incelenmek istenmiş ve örneklem yaş grubu

kategorik moderatör değişken olarak belirlenmiştir. Örneklem yaş grubuna göre oluşturulan alt gruplar: 11-17, 18-24 ve 50 ve üstü yaş gruplarıdır. Ayrıca YEM tekniklerinin kullanıldığı birincil çalışmalarda minimum örneklem büyüklüğüne ilişkin pek çok farklı yaklaşım bulunmaktadır. Birçok araştırmacı YEM tekniklerinin kullanıldığı çalışmalarda minimum örneklem büyüklüğünün 100-200 olması gerektiğini önermişlerdir. Bu öneri, örneklem korelasyon katsayısının evren korelasyon katsayısı kestiriminde örneklem büyüklüğünün minimum bu aralıkta iken yeterli olması argümanına dayanmaktadır (Velicer & Fava, 1998). Ayrıca Gorsuch (2015) korelasyon katsayısının standart hatasının, örneklem büyüklüğünün bir fonksiyonu olmasından dolayı daha büyük örneklemlerin, ortak faktör modeli uygun olduğunda, faktör sayısının belirlenmesinde daha doğru göstergeler sağladığını belirtmiştir. Daha küçük örneklemlerde ise örnekleme hataları daha etkili olmakta ve bu nedenle faktör sayısının belirlenmesini sınırlamaktadır (s. 156). Bu doğrultuda araştırmacılara verilen en yaygın tavsiye, mümkün olan maksimum örneklem büyüklüğünü elde etmektir. MAYEM çalışmalarında ise YEM tekniklerinin kullanıldığı çalışmaların aksine, birincil çalışmalardaki örneklem büyüklükleri fark etmeksizin daha geniş örneklemlerle analizler gerçekleştiği için daha hassas sonuçlar elde edildiğini belirtmiştik. Bu amaçla çalışmada örneklem büyüklüğünün MAYEM sonuçlarını etkileyip etkilemediğini incelemek için birincil çalışmalardaki örneklem büyüklükleri de kategorik moderatör değişken olarak alınmıştır. YEM çalışmalarında pek çok yazar tarafından önerilen minimum örneklem büyüklüğünün 200 olması gerektiği ölçütüne dayanarak; birincil çalışmalar 200'den küçük ve büyük olan örneklem büyüklüklerine göre iki kategoriye ayrılmıştır (Gorsuch, 2015; Velicer & Fava, 1998). Ölçeğin faktörel yapısı, bu moderatör değişkenlere göre oluşturulan alt grupların her birinde ayrı ayrı test edilmiştir.

BÖLÜM III

YÖNTEM

Bu bölümde araştırmanın modeli, çalışma grubu, verilerin toplanması, meta analize dâhil edilme ölçütleri, kodlama şeması ve veri analizi hakkında bilgilere yer verilmiştir.

Araştırmanın Modeli

Bu çalışmada, psikoloji ve sosyal bilimleri alanında yalnızlık yapısını ölçmede en sık kullanılan ölçeklerden birisi olan UCLA yalnızlık ölçeğinin faktörel yapısına ait korelasyon matrislerine ulaşılabilen çalışmaların meta analizi ile ölçeğin faktör yapısı yeniden test edilmiştir. Nicel araştırma türlerinden birisi olan meta analiz ile belli bir konuda yapılan çalışmalar sentezlenerek, genellenebilirliği daha yüksek sonuçlar elde etmek için istatistiksel teknikler kullanılmaktadır (Büyüköztürk, 2016, s. 18). Ayrıca, UCLA yalnızlık ölçeğinin faktörel yapısının; meta-analitik yapısal eşitleme modellemesine ve bu modelde yer alan farklı kestirim yöntemlerine göre yeniden test edilerek incelenmesi ve en uygun model oluşturulmaya çalışılmış olması açısından betimsel düzeyde bir çalışmadır.

Çalışma Grubu

Bu meta analiz araştırmasının çalışma grubunu araştırmacı tarafından belirlenen ölçütleri karşılayan birincil çalışmalar (makaleler, tezler ve bildiriler) oluşturmaktadır. Bu ölçütler ile ilgili bilgiler bir sonraki başlık altında verilmektedir.

Meta analize Dâhil Edilme Ölçütleri

Araştırmaya dâhil edilen çalışmaların seçiminde kullanılan ölçütler ve gerekçeleri sırası ile sunulmuştur:

- Çalışma amacına uygun ölçme aracının kullanılmış olması.

Meta analiz çalışmasının amacı UCLA yalnızlık ölçeğinin uzun formunun faktörel yapısının yeniden test edilmesidir. Bu bağlamda meta analize dâhil edilen her bir çalışmada ölçme aracı olarak UCLA yalnızlık ölçeğinin uzun formunun kullanılmış olmasına dikkat edilmiştir. Farklı bir yalnızlık ölçeğini ya da UCLA yalnızlık ölçeğinin kısa formlarını (4 maddeli ya da 8 maddeli formları) kullanan çalışmalar meta analize dâhil edilmemiştir.

- Çalışmaların zaman aralığı.

Meta analize dahil edilen çalışmaların taranmasında zaman aralığının 2000-2019 yılları arasında olması ölçüt alınmıştır. UCLA yalnızlık ölçeğinin Türkçe'ye uyarlanma tarihi 1989 yılı olması ile birlikte, başlangıç tarihinin 2000 yılı seçilmesinde, meta analizde etki büyüklüğü olarak kullanılan korelasyon matrislerinin birincil çalışmaların tamamında raporlanmaması etkili olmuştur. Bu bağlamda meta analizde kullanılan veriler yazarlardan iletişim yoluyla edinilmiştir ve çalışma verilerinin uzun bir süre saklanması gerçekçi bir yaklaşım olmadığı için başlangıç yılı 2000 olarak belirlenmiştir.

- Meta analiz için gerekli olan sayısal verilerin çalışmalarda yer alması.

Meta analizde etki büyüklüğü olarak kullanılan korelasyon matrisleri birincil çalışmalarda raporlanmadığı için yazarlara ait iletişim bilgilerinin (mail ya da telefon numarası)

ulaşılabilir olmasına dikkat edilmiştir. Bununla birlikte verilerin analizi için gereken diğer bir istatistik olan örneklem büyüklüğünün her bir çalışmada yer almasına dikkat edilmiştir.

- Çalışmaları taranacağı veri tabanları.

Meta analize dâhil edilen çalışmaların tarandığı veri tabanları: Google Akademik, YÖK Ulusal Tez Merkezi ve Gazi Üniversitesi Merkez Kütüphanesi aracılığıyla ulaşılabilen veri tabanları (EBSCOhost veri tabanı aracılığıyla; Academic Research Complete, Applied Science & Business Periodicals Retrospective, Applied Science & Technology Index Retrospective, Art Index Retrospective, BIR Entertainment, Book Index with Reviews, Business Source Complete, CINAHL Plus, Dentistry & Oral Sciences Source, ebook Collection, Education Index Retrospective, E-Journals, ERIC, European Views of the Americas, GreenFILE, Humanities & Social Sciences Index Retrospective, Library-Information Science & Technology Abstracts, MasterFILE Complete, MasterFILE Reference ebook Collection, MathSciNet. Diğer veri tabanları: MEDLINE, Newspaper Source Plus, Newswires, OpenDissertations, Regional Business News, Social Sciences Index Retrospective, SPORTDiscus, Teacher Reference Center, ULAKBIM Turkish National Databases, Web News).

- Yayınlanmış veya yayınlanmamış çalışma kaynakları olması.

Yayınlanmış veya yayınlanmamış yüksek lisans ya da doktora tezleri, araştırmada belirtilen veri tabanlarında taranan ulusal ve uluslararası dergilerdeki makaleler veya bildiriler meta analize dâhil edilmiştir.

- Çalışmaların Türkiye'de gerçekleşmiş olması.

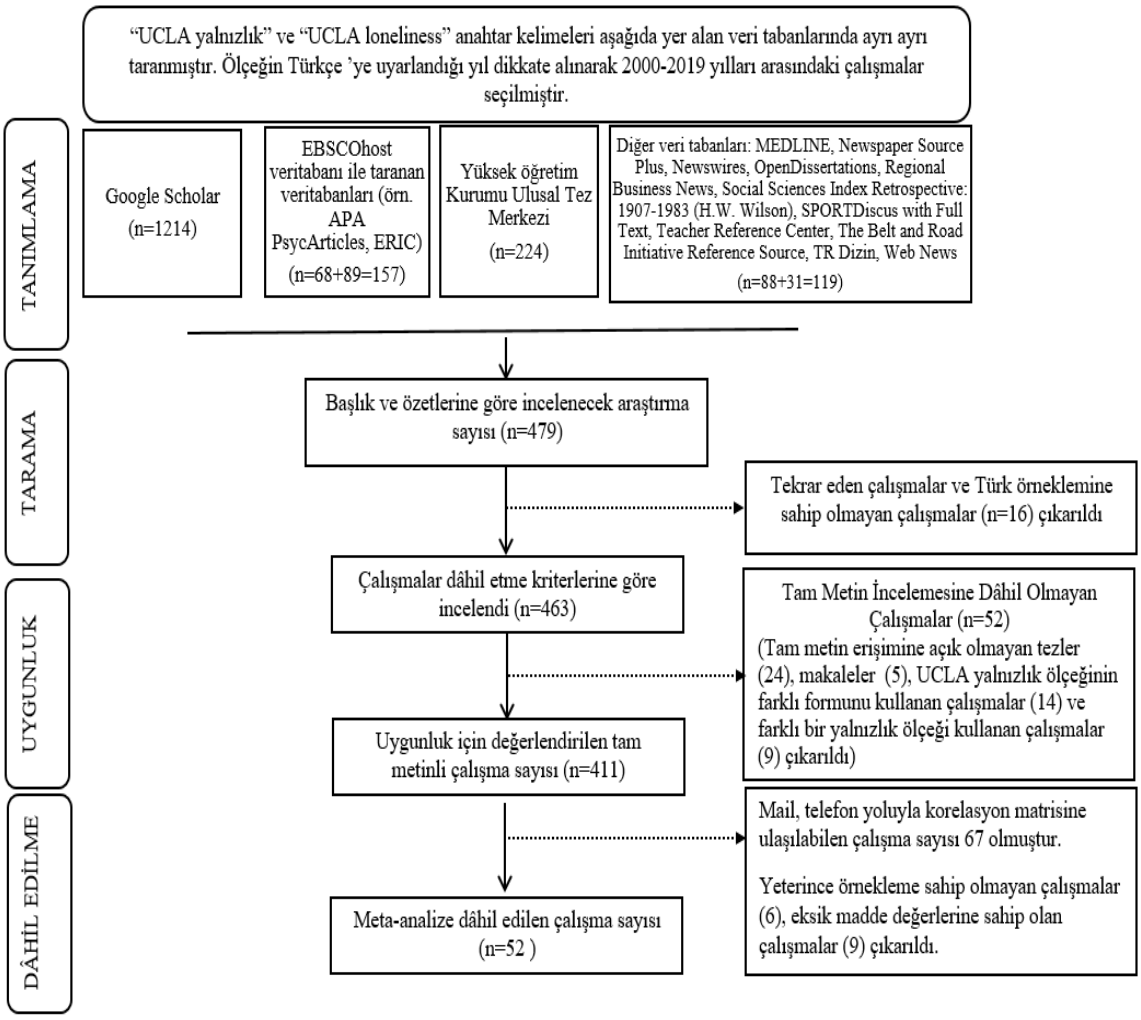
Bu meta analiz çalışmasının amacı UCLA yalnızlık ölçeğinin Türkçe'ye uyarlanmış formunun faktör analizi modelini yeniden test etmektir. Bu amaca bağlı olarak Türkiye örnekleminde ölçeğin faktör analizi çalışması yürütülmüştür ve Türkiye'de yapılmış çalışmalarla sınırlı tutulmuştur.

- Çalışmaların Türkçe veya İngilizce dillerinde yayınlanmış olması.

Verilerin Toplanması

Bu araştırmada çalışmaların meta analize dâhil edime süreci Liberati vd. (2009) tarafından geliştirilen PRISMA (Preferred Reporting Items for Systematic reviews and Meta-Analyses) akış şemasına uygun olarak gerçekleşmiştir. PRISMA kelimesi, "Sistematik derleme ve meta analiz çalışmaları için önerilen raporlama maddeleri" ifadesinin baş harflerinden oluşmaktadır. Çalışmaların meta analize dâhil edilme sürecini gösteren bu akış şeması dört aşamadan oluşmaktadır: tanımlama (identification), tarama (screening), uygunluk (eligibility) ve dâhil edilme (included).

Tanımlama aşamasında meta analize dâhil edilen çalışmaların tarandığı veri tabanları belirlenmiştir. Bu veri tabaları, Google Akademik, YÖK Ulusal Tez Merkezi ve Gazi Üniversitesi Merkez Kütüphanesi aracılığıyla ulaşılabilen veri tabanlarından (örn., EBSCOhost, Academic Research Complete, Applied Science & Business Periodicals Retrospective, MEDLINE, Newspaper Source Plus, Newswires, OpenDissertations, Regional Business News, Social Sciences Index Retrospective, SPORTDiscus, Teacher Reference Center, ULAKBIM Turkish National Databases, Web News) oluşmaktadır. Meta analizde taranan çalışmalar için, "UCLA yalnızlık" ve "UCLA loneliness" anahtar kelimeleri belirlenmiştir. Meta analizde etki büyüklüğü olarak kullanılan korelasyon matrislerinin çalışmaların tamamında raporlanmadığı göz önünde bulundurularak tarama, 2000-2019 yılları arasında yapılan çalışmalar ile sınırlı tutulmuştur. Google Akademik, YÖK Ulusal Tez Merkezi ve Gazi Üniversitesi Merkez Kütüphanesi aracılığıyla ulaşılabilen veri tabanlarında yapılan tarama sonucunda Şekil 1'in tanımlama bölümünde görüldüğü gibi 1714 çalışmaya ulaşılmıştır.



Şekil 1. PRISMA akış şeması

Farklı veri tabanlarından elde edilen 1714 çalışma başlık ve özetlerine göre incelendiğinde geriye anahtar kelime ile ilişkili olan 479 çalışma kalmıştır. Bu çalışmalardan yinelenen ve Türk örneklemine sahip olmayan 16 çalışma çıkarılmıştır. Böylece tarama aşamasından uygunluk aşamasına geçerek ayrıntılı bir şekilde değerlendirilen 463 çalışma kalmıştır. Uygunluk aşamasında çalışmaların ayrıntılı incelemesi için tam metin erişimlerinin açık olması gerekmektedir. Bu aşamada tam metin erişimine açık olmayan 24 tez ve 5 makale meta analizden çıkarılmıştır. Ayrıca UCLA yalnızlık ölçeğinin kısa formunu (14) ve farklı yalnızlık ölçeklerini kullanan çalışmalar (9) da çıkarılmış, geriye 411 çalışma kalmıştır. 411 çalışma, araştırmacı tarafından belirlenen kodlama sistemine göre kodlanmıştır. Meta analiz çalışmasının etki büyüklüğü olan korelasyon matrisleri, kodlanan çalışmaların hiç birinde

yer almadığı için her bir yazara mail ya da telefon yoluyla ulaşılarak UCLA yalnızlık ölçeği maddeler arası korelasyon değerleri talep edilmiştir. Böylece korelasyon matrisine ulaşılabilen çalışma sayısı 67 olmuştur. Son aşamada korelasyon matrisi bulunan çalışmalardan (67), yeterince büyük örnekleme sahip olmayan (6) ve eksik sayıda maddeye sahip olan (9) çalışmalar çıkarılmıştır. Böylece meta analize dâhil edilen çalışma sayısı 52 olmuştur (bkz. Şekil 1).

Çalışmaların Kodlanması

Meta analize dâhil edilme ölçütlerine uygun çalışmalar elde edildikten sonra, araştırmacı tarafından bir kodlama şeması geliştirilmiştir. Her bir çalışma detaylı bir şekilde incelenerek kodlama şemasında belirlenen çalışma özelliklerine uygun yanıtlar verilmiştir. Dolayısı ile kodlama süreci aslında meta analiz için toplanan çalışmaların detaylı bir şekilde incelenmesi olarak ifade edilebilir (Lipsey & Wilson, 2000, s. 74).

Kodlama sistemi farklı özelliklere sahip çalışmaların karşılaştırılabilirliği ve onların kolayca sınıflandırılabilmesi açısından meta analiz çalışmaları için oldukça önemlidir (Lipsey & Wilson, 2000, s. 78). Bu çalışmada geliştirilen kodlama şeması iki ana bölümden oluşmaktadır: tanımlayıcı özellikler ve analiz için gerekli istatistikler.

Tanımlayıcı özellikler kapsamında çalışmalar; çalışma adı, yazarı ve yılı, katılımcı örnekleminin yaşı/öğrenim düzeyi, çalışmanın yapıldığı alan ve yayın türüne göre sınıflandırılmıştır. Diğer bölümde ise analiz için gerekli istatistikler yer almaktadır: etki büyüklüğü ve örneklem büyüklüğü. Bu çalışmada etki büyüklüğü olarak kullanılan korelasyon matrisleri çalışmalarda raporlanmadığı için ulaşılabilen yazarlardan iletişim yoluyla elde edilmiştir. Bu bağlamda kodlama şemasının bu bölümünde yalnızca örneklem büyüklükleri kodlanmıştır.

Tablo 3, meta analize dâhil edilen çalışmaları tanımlayıcı özellikleri açısından özetlemektedir. Örneklem yaş grubuna göre çalışmalar incelendiğinde, örneklemi 11-17 yaş

grubundaki öğrencilerden oluşan çalışmaları (19), örneklemi üniversite öğrencilerinden oluşan çalışmalar (18) takip etmektedir. Örneklemi 50 ve üstü yaş grubundaki bireylerden oluşan çalışmaların sayısı ise dörttür. Çalışmalar örneklem büyüklüğüne göre incelendiğinde, örneklemi 200'e eşit ve küçük olan çalışmaların sayısı 13 iken, örneklemi 200'den büyük olan çalışmaların sayısı 39'dur. Yayınlanma yılına göre çalışmaların büyük çoğunluğunun (46), 2011-2019 yılları arasında olduğu söylenebilir. Yayınlanma diline göre, 30 çalışma Türkçe ve kalan 22 çalışma İngilizce dillerinde yayınlanmıştır. Çalışmalar yayın türüne göre incelendiğinde ise 44 çalışma makale; 8 çalışma tez olarak yayınlanmıştır. Son olarak çalışmalar yayınlandıkları alanlara göre incelenirse, eğitim bilimleri alanında 14 çalışma, sosyal bilimler ve psikoloji alanlarında 12'şer çalışma, sağlık bilimleri alanında 11 çalışma ve son olarak spor bilimleri alanında 3 çalışma yer almaktadır.

Tablo 3

Meta analizde Yer Alan Çalışmaların Betimleyici Özelliklerine Göre Frekansları

Tanımlayıcı Özellikler	Kategoriler	Çalışma sayısı
Örneklem Yaş Grubu	11-17 yaş grubundaki ortaokul ve lise öğrencileri	19
	18-24 yaş grubundaki üniversite öğrencileri	18
	50 ve üstü yaş grubundaki bireyler	4
	Farklı yaş grubundaki bireyler	11
Örneklem Büyüklüğü	≤200	13
	>200	39
Çalışma Yayın Yılı	2005-2010	6
	2011-2015	22
	2016-2019	24
Çalışma Yayın Dili	Türkçe	30
	İngilizce	22
Çalışma Yayın Türü	Makale	44
	Tez	8
Çalışma yayın alanı	Sosyal Bilimler	12
	Psikoloji	12
	Eğitim Bilimleri	14
	Sağlık Bilimleri	11
	Spor Bilimleri	3
Toplam		52

Moderatör Değişkenler

Bu meta analiz çalışmasında korelasyon matrislerinin heterojenliğinin test edilmesi MAYEM'in ilk adımında Q istatistiği ile gerçekleşmiştir. Bu testin anlamlı olması etki

büyüklüklerinin heterojen olabileceğini gösterebildiği gibi çalışmalarda yer alan bazı alt grup değişkenlerin analizlerinin yürütülmesi gerektiğine de işaret edebilmektedir (Huedo-Medina, Sanchez-Meca, Marín-Martínez, & Botella, 2006). Bu çalışmada da yapılan heterojenlik testinin manidar olmasına dayanarak, çalışmaları kümeleştirebilecek moderatör değişkenler belirlenmiştir. Bu moderatör değişkenler; örneklem yaş grubu ve örneklem büyüklüğüdür. Örneklem yaş grubuna göre oluşturulan alt gruplar: 11-17, 18-24 ve 50 ve üstü yaş gruplarıdır. Moderatör değişkenlerin seçilmesinde yalnızlık yapısı ölçümlerinin hangi değişkenlerden etkilenebileceği noktasından yola çıkılmıştır. UCLA yalnızlık ölçeğinin faktörel yapısının test edildiği birincil çalışmalarda, ölçek yapısının farklı yaş gruplarında farklılık gösterip göstermediği araştırılmıştır. Ayrıca örneklem büyüklüğünün YEM analizlerinde olduğu gibi MAYEM sonuçlarını etkileyip etkilemediğini incelemek için birincil çalışmalardaki örneklem büyüklükleri de kategorik moderatör değişken olarak alınmıştır. Birincil çalışmalar 200'den küçük ve büyük olan örneklem büyüklüklerine göre iki kategoriye ayrılmıştır. Son olarak, etkisini incelemek istediğimiz moderatör değişkenlerin birincil çalışmaların her birinde yer alması en önemli etkendir. Bu ölçütler doğrultusunda, bu çalışmada örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu kategorik moderatör değişkenler olarak belirlenmiştir. Ölçeğin faktörel yapısı, bu moderatör değişkenlere göre oluşturulan alt grupların her birinde ayrı ayrı test edilmiştir.

Verilerin Analizi

Verilerin analizi aşamasında öncelikle MAYEM için gerekli olan iki unsur kontrol edilmiştir: birincil çalışmaların korelasyon matrisleri ve örneklem büyüklükleri. Bu aşamadan sonra UCLA yalnızlık ölçeğinin faktör yapısı ile ilişkili olan korelasyon matrisleri kullanılarak meta-analitik DFA gerçekleştirmek hedeflenmektedir. Bu amaç doğrultusunda verilerin analizi iki basamakta planlanmaktadır.

MAYEM'in ilk basamağında çalışmalardan elde edilen korelasyon matrisleri sentezlenerek, sentezlenmiş korelasyon matrisleri kestirilmiştir. Korelasyon matrislerinin sentezlenmesinde çok değişkenli TSSEM ve GLS yöntemleri kullanılmıştır. Bu aşamada korelasyon matrisleri sentezlenmeden önce korelasyon matrislerinin heterojenliğinin belirlenmesinde Q istatistiğinden yararlanılmıştır. Q istatistiği korelasyon matrislerinin homojen olduğunu ifade eden sıfır hipotezini test etmektedir. Heterojenlik miktarı hakkında bilgi edinmek için ise I^2 indeksinden faydalanılmıştır. I^2 indeksinin %25, %50 ve %75 olması sırasıyla düşük, orta ve yüksek derece heterojenlik olarak yorumlanmaktadır (Huedo-Medina vd., 2006). Ayrıca sentezlenmiş korelasyon matrislerindeki değerler Büyüköztürk'ün (2002) belirttiği aralıklara göre yorumlanmıştır: 0–0,29 arası düşük düzeyde ilişki; 0,30–0,69 orta düzeyde ilişki; 0,70–1 arası düzeyde ilişki.

İkinci adımda, önerilen tek faktörlü, iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü DFA modellerinin birinci adımda oluşturulan sentezlenmiş korelasyon matrisine uyumları her iki yönteme (GLS ve TSSEM) göre de test edilmiştir. MAYEM sonucunda kestirilen faktör yükleri, standart hataları ve hata varyansları her üç model için de karşılaştırılmıştır. Faktör kararlılığı için maddelere ait faktör yüklerinin olabildiğince yüksek ve minimum değerinin 0,30 olması beklenmektedir (Stevens, 2012). Bu çalışmada faktör yükleri yorumlanırken bu ölçütler dikkate alınmıştır.

Önerilen tek faktörlü, iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü DFA modellerinin karşılaştırılması için kestirilen parametre ve standart hatalar ile birlikte, model uyum indeksleri (CFI, TLI, GFI, AGFI, NFI) ve model hata indeksleri (RMSEA, SRMR) de dikkate alınmıştır. Model uyum indeksleri TLI, GFI, CFI ve NFI için 0,90 kabul edilebilir uyuma ve 0,95 mükemmel uyuma işaret etmektedir (Bentler, 1980; Bentler & Bonett, 1980). AGFI değeri için 0,85 değeri kabul edilebilir uyumu ve 0,90 değeri mükemmel uyumu ifade etmektedir (Schermelleh-Engel & Moosbrugger, 2003). RMSEA için 0,08 kabul edilebilir uyumu ve 0,05 mükemmel uyumu göstermektedir (Browne & Cudeck, 1993, s. 136-162; Kline, 2011). SRMR için ise 0,05 değeri mükemmel uyuma ve 0,10 değeri kabul edilebilir

uyuma işaret etmektedir (Schermelleh-Engel & Moosbrugger, 2003). Ayrıca model uyumunda önemli istatistiklerden birisi olan χ^2, gözlenen kovaryans matrisi ile faktöre ait kovaryans matrisi arasında manidar bir fark olmadığını ifade eden sıfır hipotezini test etmektedir (Özdamar, 2002). Bu bağlamda sıfır hipotezinin kabul olması için χ^2'nin küçük değerler alması istenir. Fakat χ^2 istatistiği toplamalı bir istatistik olduğu için bu çalışmada olduğu gibi büyük örneklemlerden oldukça etkilenmektedir (Doğan & Başokçu, 2010). Bunun yerine χ^2/sd hesaplanarak yorumlanması önerilmiştir. Hesaplanan bu değer 3'den küçük ise model uyumu çok iyi; 5'den küçük ise iyi olarak yorumlanır (Byrne, 1998). Meta analiz çalışmalarında örneklemler birincil çalışmalara göre oldukça büyük olduğundan analiz sonuçları χ^2/sd'nin 5'den küçük olma ölçütüne göre yorumlanmıştır. Ayrıca model ve yöntem karşılaştırmaları için daha düşük AIC ve BIC değerlerinin tercih edildiği *Akaike* ve *Bayes Bilgi Ölçütleri'*ne göre de karşılaştırmalar yapılmıştır (Blozis, Conger, & Harring, 2007).

MAYEM birinci adım analizleri için Cheung (2015) tarafından geliştirilen metaSEM R paketi kullanılmıştır. Sentezlenmiş korelasyon matrislerine önerilen modellerin uyumu için ise hem metaSEM paketi hem de LISREL 8.80 paket programı kullanılmıştır (Jöreskog & Sörbom, 2006).

BÖLÜM IV

BULGULAR VE YORUMLAR

Bu bölümde, alt problem sırasına göre araştırma bulgularına ve bu bulgularla ilgili yorumlara yer verilmiştir.

Birinci Alt Probleme İlişkin Bulgular

"Rastgele etkiler modeli altında, UCLA yalnızlık ölçeğinin meta-analitik doğrulayıcı faktör analizinde, MAYEM'in korelasyon matrislerinin sentezlenmesi adımında çok değişkenli GLS ve TSSEM yöntemlerine göre elde edilen bulgular nelerdir ve nasıl farklılaşmaktadır?"

Korelasyon Matrislerinin Homojenliği Testi

Korelasyon matrislerinin sentezlenmesi aşamasından önce korelasyon matrislerinin homojenliğini test etmek için GLS ve TSSEM yöntemlerinde Q istatistiği kullanılmıştır. Serbestlik derecesi bu çalışma için (çalışma sayısı, k=52 ve değişken sayısı, p=20 olmak üzere) 9690'a eşit olan Q testi, bir ki kare test istatistiğidir.

GLS yöntemi için yapılan analizlerde Q_{GLS}(sd=9690, N=21730)=72946,8, p<0,01 bulunurken; TSSEM yönteminde Q_{TSSEM}(sd=9690, N=21730)=54497,84, p<0,01 bulunmuştur. Bulgular; korelasyon matrislerinin homojenliği hipotezinin reddedildiğini,

korelasyon matrislerinin ayrı evrenlere ait olduğunu göstermektedir. Ayrıca heterojenlik derecesinin belirlenebilmesi için sentezlenmiş korelasyon matrisindeki elemanların her biri için heterojenlik derecesini veren I^2 değerleri kestirilmiştir (bkz. Ek 2). Kestirilen I^2 değerleri 0,398-0,989 aralığındadır. Bu değerlere göre, I^2 dağılımının yüksek ranjlı olduğu söylenebilir. Bununla birlikte genel olarak I^2 değerleri 0,80'den büyük kestirilmiştir. Meta analize dahil olan çalışmalardaki korelasyon matrislerinin yüksek derecede heterojenlik gösterdiği söylenebilir. Ancak model seçimi kararını sadece heterojenlik testi ile vermek yerine araştırma koşullarına ve genellemek istenilen evrene göre karar vermenin daha doğru olduğu araştırmacılar tarafından ifade edilmiştir (Zhang, 2011). Korelasyon matrislerindeki heterojenliğin sebebi birincil çalışmalarda ortak olarak yer alan moderatör değişkenler de olabilir. Dolayısı ile bu çalışmada ilk önce rastgele etkiler modeli altında tüm birincil çalışmaların dâhil olduğu MAYEM analizi gerçekleşmiştir. Ardından moderatör değişkenlerin etkisini değerlendirmek için, örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu değişkenlerine göre kümeleştirilen alt gruplarda korelasyon matrisleri sentezlenmiş ve ikinci aşamada model uyumu için istatistikler elde edilmiştir.

MAYEM 1. Adım Sonuçları:

MAYEM'in birincil çalışmalardaki korelasyon matrislerinin sentezlenmesi adımında elde edilen korelasyon matrisleri ilk olarak GLS yöntemine daha sonra TSSEM yöntemine göre sunulmuştur.

Tablo 4, GLS yöntemi ile kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisini göstermektedir. GLS yöntemine göre kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisi incelendiğinde korelasyon değerlerinin düşük ve orta düzeylerde olduğu ve 0,031-0,577 arasında değiştiği görülmektedir. Bununla birlikte her bir korelasyon değerinin p=0,01 düzeyinde manidar olduğu gözlenmiştir. Maddeler arasındaki korelasyon değerleri incelendiğinde, en düşük

Tablo 4

MAYEM 1. Adımda GLS Yöntemine Göre Kestirilen Sentezlenmiş Korelasyon Matrisi

	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12	M13	M14	M15	M16	M17	M18	M19	M20
M1	1,000	0,183	0,150	0,168	0,397	0,394	0,145	0,068	0,295	0,382	0,157	0,077	0,117	0,145	0,334	0,349	0,110	0,136	0,313	0,346
M2	0,183	1,000	0,497	0,071	0,189	0,155	0,386	0,138	0,113	0,173	0,379	0,199	0,250	0,333	0,130	0,123	0,295	0,334	0,111	0,173
M3	0,150	0,497	1,000	0,070	0,156	0,138	0,358	0,141	0,106	0,152	0,337	0,193	0,264	0,330	0,116	0,136	0,290	0,326	0,111	0,164
M4	0,168	0,071	0,070	1,000	0,199	0,163	0,064	0,063	0,134	0,158	0,073	0,043	0,038	0,043	0,116	0,137	0,041	0,042	0,116	0,137
M5	0,397	0,189	0,156	0,199	1,000	0,448	0,151	0,065	0,262	0,382	0,159	0,079	0,108	0,132	0,305	0,340	0,117	0,142	0,325	0,355
M6	0,394	0,155	0,138	0,163	0,448	1,000	0,142	0,085	0,267	0,386	0,144	0,088	0,107	0,129	0,307	0,349	0,099	0,126	0,311	0,351
M7	0,145	0,386	0,358	0,064	0,151	0,142	1,000	0,180	0,082	0,156	0,365	0,220	0,319	0,365	0,096	0,122	0,308	0,368	0,103	0,156
M8	0,068	0,138	0,141	0,063	0,065	0,085	0,180	1,000	0,031	0,062	0,148	0,123	0,111	0,135	0,038	0,047	0,102	0,133	0,051	0,050
M9	0,295	0,113	0,106	0,134	0,262	0,267	0,082	0,031	1,000	0,290	0,091	0,078	0,065	0,073	0,304	0,236	0,089	0,077	0,325	0,264
M10	0,382	0,173	0,152	0,158	0,382	0,386	0,156	0,062	0,290	1,000	0,168	0,064	0,100	0,129	0,309	0,463	0,097	0,142	0,387	0,443
M11	0,157	0,379	0,337	0,073	0,159	0,144	0,365	0,148	0,091	0,168	1,000	0,202	0,296	0,445	0,127	0,143	0,377	0,411	0,103	0,144
M12	0,077	0,199	0,193	0,043	0,079	0,088	0,220	0,123	0,078	0,064	0,202	1,000	0,238	0,231	0,044	0,065	0,173	0,217	0,075	0,072
M13	0,117	0,250	0,264	0,038	0,108	0,107	0,319	0,111	0,065	0,100	0,296	0,238	1,000	0,411	0,109	0,142	0,307	0,370	0,125	0,141
M14	0,145	0,333	0,330	0,043	0,132	0,129	0,365	0,135	0,073	0,129	0,445	0,231	0,411	1,000	0,115	0,143	0,400	0,439	0,119	0,147
M15	0,334	0,130	0,116	0,116	0,305	0,307	0,096	0,038	0,304	0,309	0,127	0,044	0,109	0,115	1,000	0,343	0,152	0,123	0,361	0,357
M16	0,349	0,123	0,136	0,137	0,340	0,349	0,122	0,047	0,236	0,463	0,143	0,065	0,142	0,143	0,343	1,000	0,091	0,159	0,395	0,492
M17	0,110	0,295	0,290	0,041	0,117	0,099	0,308	0,102	0,089	0,097	0,377	0,173	0,307	0,400	0,152	0,091	1,000	0,437	0,114	0,131
M18	0,136	0,334	0,326	0,042	0,142	0,126	0,368	0,133	0,077	0,142	0,411	0,217	0,370	0,439	0,123	0,159	0,437	1,000	0,131	0,169
M19	0,313	0,111	0,111	0,116	0,325	0,311	0,103	0,051	0,325	0,387	0,103	0,075	0,125	0,119	0,361	0,395	0,114	0,131	1,000	0,577
M20	0,346	0,173	0,164	0,137	0,355	0,351	0,156	0,050	0,264	0,443	0,144	0,072	0,141	0,147	0,357	0,492	0,131	0,169	0,577	1,000

Tablo 5

MAYEM 1. Adımda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Sentezlenmiş Korelasyon Matrisi

	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12	M13	M14	M15	M16	M17	M18	M19	M20
M1	1,000	0,161	0,139	0,158	0,397	0,405	0,134	0,076	0,298	0,384	0,146	0,068	0,115	0,136	0,339	0,361	0,110	0,129	0,349	0,351
M2	0,161	1,000	0,494	0,081	0,181	0,148	0,377	0,147	0,106	0,166	0,374	0,204	0,252	0,331	0,125	0,125	0,298	0,337	0,120	0,173
M3	0,139	0,494	1,000	0,092	0,151	0,135	0,352	0,158	0,100	0,137	0,339	0,193	0,267	0,333	0,113	0,131	0,299	0,331	0,119	0,147
M4	0,158	0,081	0,092	1,000	0,194	0,157	0,076	0,057	0,125	0,151	0,090	0,044	0,054	0,067	0,123	0,142	0,056	0,057	0,125	0,136
M5	0,397	0,181	0,151	0,194	1,000	0,446	0,130	0,067	0,263	0,381	0,145	0,072	0,105	0,132	0,306	0,357	0,116	0,147	0,345	0,358
M6	0,405	0,148	0,135	0,157	0,446	1,000	0,125	0,092	0,273	0,386	0,134	0,080	0,105	0,128	0,316	0,358	0,096	0,125	0,338	0,359
M7	0,134	0,377	0,352	0,076	0,130	0,125	1,000	0,181	0,078	0,140	0,364	0,217	0,319	0,372	0,098	0,113	0,313	0,362	0,107	0,152
M8	0,076	0,147	0,158	0,057	0,067	0,092	0,181	1,000	0,037	0,075	0,173	0,163	0,122	0,162	0,053	0,058	0,130	0,160	0,065	0,070
M9	0,298	0,106	0,100	0,125	0,263	0,273	0,078	0,037	1,000	0,293	0,092	0,059	0,069	0,067	0,325	0,248	0,089	0,079	0,327	0,277
M10	0,384	0,166	0,137	0,151	0,381	0,386	0,140	0,075	0,293	1,000	0,152	0,054	0,098	0,126	0,315	0,476	0,089	0,134	0,423	0,454
M11	0,146	0,374	0,339	0,090	0,145	0,134	0,364	0,173	0,092	0,152	1,000	0,192	0,300	0,456	0,121	0,134	0,389	0,411	0,120	0,139
M12	0,068	0,204	0,193	0,044	0,072	0,080	0,217	0,163	0,059	0,054	0,192	1,000	0,238	0,223	0,047	0,067	0,182	0,218	0,079	0,071
M13	0,115	0,252	0,267	0,054	0,105	0,105	0,319	0,122	0,069	0,098	0,300	0,238	1,000	0,412	0,100	0,138	0,304	0,374	0,125	0,137
M14	0,136	0,331	0,333	0,067	0,132	0,128	0,372	0,162	0,067	0,126	0,456	0,223	0,412	1,000	0,111	0,134	0,409	0,443	0,123	0,139
M15	0,339	0,125	0,113	0,123	0,306	0,316	0,098	0,053	0,325	0,315	0,121	0,047	0,100	0,111	1,000	0,348	0,144	0,109	0,392	0,360
M16	0,361	0,125	0,131	0,142	0,357	0,358	0,113	0,058	0,248	0,476	0,134	0,067	0,138	0,134	0,348	1,000	0,087	0,153	0,432	0,498
M17	0,110	0,298	0,299	0,056	0,116	0,096	0,313	0,130	0,089	0,089	0,389	0,182	0,304	0,409	0,144	0,087	1,000	0,436	0,115	0,120
M18	0,129	0,337	0,331	0,057	0,147	0,125	0,362	0,160	0,079	0,134	0,411	0,218	0,374	0,443	0,109	0,153	0,436	1,000	0,131	0,154
M19	0,349	0,120	0,119	0,125	0,345	0,338	0,107	0,065	0,327	0,423	0,120	0,079	0,125	0,123	0,392	0,432	0,115	0,131	1,000	0,615
M20	0,351	0,173	0,147	0,136	0,358	0,359	0,152	0,070	0,277	0,454	0,139	0,071	0,137	0,139	0,360	0,498	0,120	0,154	0,615	1

korelasyon değeri (0,031) 8. madde ile 9. madde arasında; en yüksek korelasyon değeri (0,577) ise 19. madde ile 20. madde arasındadır.

TSSEM yöntemine göre kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisi Tablo 5'te yer almaktadır. Tablo 5 incelendiğinde, korelasyon değerlerinin yine düşük ve orta düzeylerde olduğu, 0,037-0,615 arasında değiştiği görülmektedir. Bununla birlikte her bir korelasyon değerinin p=0,01 düzeyinde manidar olduğu gözlenmiştir. GLS yönteminde olduğu gibi en düşük korelasyon değeri (0,037) 8. madde ile 9. madde arasında; en yüksek korelasyon değeri (0,615) ise 19. madde ile 20. madde arasındadır.

GLS ve TSSEM yöntemlerine göre sentezlenmiş korelasyon matrisini birlikte değerlendirebilmek için iki matristeki korelasyon değerlerinin mutlak farklarından oluşan fark korelasyon matrisi elde edilmiştir. Fark korelasyon matrisi Tablo 6'da yer almaktadır.

Tablo 6

GLS ve TSSEM Yöntemlerine Göre Kestirilen Sentezlenmiş Korelasyon Matrislerinin Farkından Oluşan Fark Korelasyon Matrisi

	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12	M13	M14	M15	M16	M17	M18	M19	M20
M1	0	0,022	0,011	0,01	0	-0,011	0,011	-0,008	-0,003	-0,002	0,011	0,009	0,002	0,009	-0,005	-0,012	0	0,007	-0,036	-0,005
M2	0,022	0	0,003	-0,01	0,008	0,007	0,009	-0,009	0,007	0,007	0,005	-0,005	-0,002	0,002	0,005	-0,002	-0,003	-0,003	-0,009	0
M3	0,011	0,003	0	-0,022	0,005	0,003	0,006	-0,017	0,006	0,015	-0,002	0	-0,003	-0,003	0,003	0,005	-0,009	-0,005	-0,008	0,017
M4	0,01	-0,01	-0,022	0	0,005	0,006	-0,012	0,006	0,009	0,007	-0,017	-0,001	-0,016	-0,024	-0,007	-0,005	-0,015	-0,015	-0,009	0,001
M5	0	0,008	0,005	0,005	0	0,002	0,021	-0,002	-0,001	0,001	0,014	0,007	0,003	0	-0,001	-0,017	0,001	-0,005	-0,02	-0,003
M6	-0,011	0,007	0,003	0,006	0,002	0	0,017	-0,007	-0,006	0	0,01	0,008	0,002	0,001	-0,009	-0,009	0,003	0,001	-0,027	-0,008
M7	0,011	0,009	0,006	-0,012	0,021	0,017	0	-0,001	0,004	0,016	0,001	0,003	0	-0,007	-0,002	0,009	-0,005	0,006	-0,004	0,004
M8	-0,008	-0,009	-0,017	0,006	-0,002	-0,007	-0,001	0	-0,006	-0,013	-0,025	-0,04	-0,011	-0,027	-0,015	-0,011	-0,028	-0,027	-0,014	-0,02
M9	-0,003	0,007	0,006	0,009	-0,001	-0,006	0,004	-0,006	0	-0,003	-0,001	0,019	-0,004	0,006	-0,021	-0,012	0	-0,002	-0,002	-0,013
M10	-0,002	0,007	0,015	0,007	0,001	0	0,016	-0,013	-0,003	0	0,016	0,01	0,002	0,003	-0,006	-0,013	0,008	0,008	-0,036	-0,011
M11	0,011	0,005	-0,002	-0,017	0,014	0,01	0,001	-0,025	-0,001	0,016	0	0,01	-0,004	-0,011	0,006	0,009	-0,012	0	-0,017	0,005
M12	0,009	-0,005	0	-0,001	0,007	0,008	0,003	-0,04	0,019	0,01	0,01	0	0	0,008	-0,003	-0,002	-0,009	-0,001	-0,004	0,001
M13	0,002	-0,002	-0,003	-0,016	0,003	0,002	0	-0,011	-0,004	0,002	-0,004	0	0	-0,001	0,009	0,004	0,003	-0,004	0	0,004
M14	0,009	0,002	-0,003	-0,024	0	0,001	-0,007	-0,027	0,006	0,003	-0,011	0,008	-0,001	0	0,004	0,009	-0,009	-0,004	-0,004	0,008
M15	-0,005	0,005	0,003	-0,007	-0,001	-0,009	-0,002	-0,015	-0,021	-0,006	0,006	-0,003	0,009	0,004	0	-0,005	0,008	0,014	-0,031	-0,003
M16	-0,012	-0,002	0,005	-0,005	-0,017	-0,009	0,009	-0,011	-0,012	-0,013	0,009	-0,002	0,004	0,009	-0,005	0	0,004	0,006	-0,037	-0,006
M17	0	-0,003	-0,009	-0,015	0,001	0,003	-0,005	-0,028	0	0,008	-0,012	-0,009	0,003	-0,009	0,008	0,004	0	0,001	-0,001	0,011
M18	0,007	-0,003	-0,005	-0,015	-0,005	0,001	0,006	-0,027	-0,002	0,008	0	-0,001	-0,004	-0,004	0,014	0,006	0,001	0	0	0,015
M19	-0,036	-0,009	-0,008	-0,009	-0,02	-0,027	-0,004	-0,014	-0,002	-0,036	-0,017	-0,004	0	-0,004	-0,031	-0,037	-0,001	0	0	-0,038
M20	-0,005	0	0,017	0,001	-0,003	-0,008	0,004	-0,02	-0,013	-0,011	0,005	0,001	0,004	0,008	-0,003	-0,006	0,011	0,015	-0,038	0

Tablo 6 incelenirse, GLS ve TSSEM yöntemine göre kestirilen korelasyon değerlerinin bazı maddeler için eşit ve buna bağlı olarak farklarının sıfır olduğu görülmektedir. Sıfırdan farklı olan değerler ise yüzde birlik ve onda birlik değerlerdir. Bu bağlamda GLS ve TSSEM yöntemlerine göre kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrislerindeki değerlerin birbirlerine oldukça yakın olduğu söylenebilir. Bununla birlikte fark korelasyon matrisindeki değerlerin daha büyük bir kısmı negatiftir. Bu durum çok küçük farklarla olsa da TSSEM yöntemine göre kestirilen korelasyonların daha büyük olduğunu göstermektedir. Ayrıca her iki yöntem için de UCLA yalnızlık ölçeği maddeleri arasındaki en zayıf ilişki 8. madde ile 9. madde arasında ve en güçlü ilişki 19. madde ile 20. madde arasında bulunmuştur. 8. ve 9. maddeler sırasıyla "ilgilerim ve fikirlerim çevremdekilerce paylaşılmıyor", "dışa dönük bir insanım" ifadeleridir. 8. madde negatif yönlü bir madde iken; 9. madde pozitif yönlü bir maddedir. Ölçekte yer alan pozitif yönlü maddeler ters kodlanmasına rağmen, bu maddeler arasındaki düşük korelasyon sebebi, sekizinci maddede iki farklı niteliğin (ilgi, fikir) ölçülmesinden kaynaklı olabilir. En yüksek korelasyona sahip maddeler ise "konuşabileceğim insanlar var" (19. madde) ve "derdimi anlatabileceğim insanlar var" (20. madde) ifadeleridir. Bu maddeler arasında yüksek korelasyon beklenebilir bir durumdur, her iki madde de pozitif yönlüdür ve anlam olarak birbirlerine oldukça yakındır. Bu bağlamda 19. maddeye verilen yanıt ile 20. maddeye verilen yanıtların tutarlı olması muhtemeldir.

İkinci Alt Probleme İlişkin Bulgular

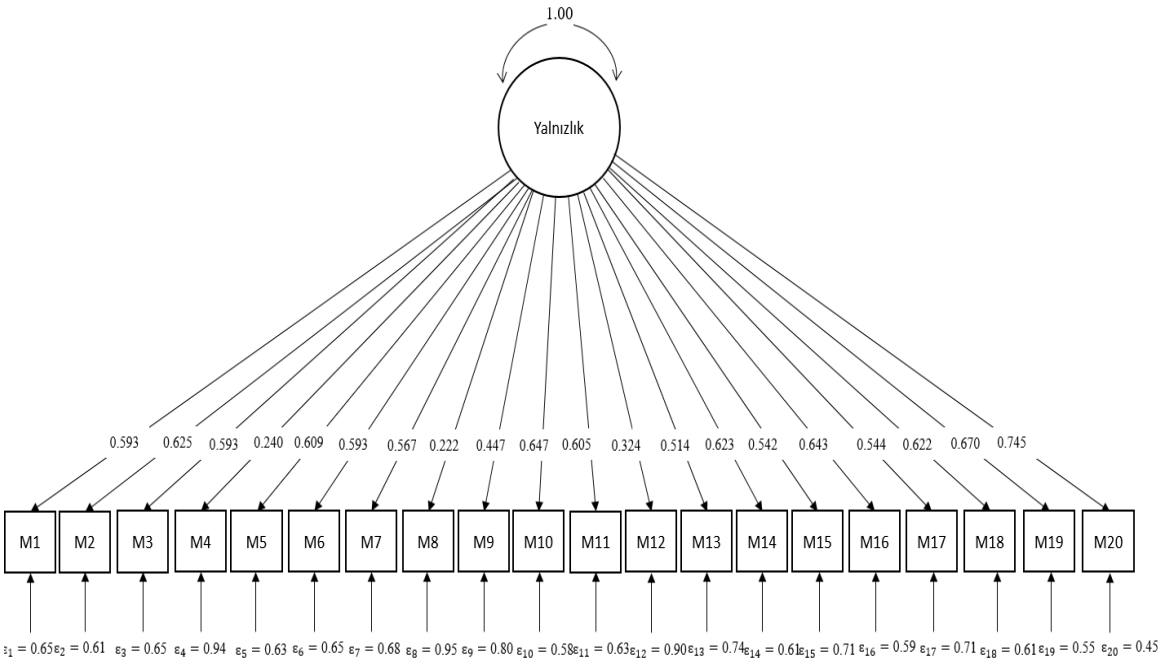
"Rastgele etkiler modeli altında, MAYEM'in model uyumu testi adımında; i) tek faktörlü modelin, ii) iki faktörlü modelin, iii) ikinci düzey üç faktörlü modelin sentezlenmiş korelasyon matrisi ile uyumunun değerlendirilmesinde çok değişkenli GLS ve TSSEM yöntemlerine göre kestirilen evren parametreleri ve model uyum indeksleri nelerdir ve elde edilen model uyum indekslerine göre yalnızlık psikolojik yapısı için en uygun model hangisidir?"

MAYEM'in birinci adımında sentezlenen korelasyon matrisleri, ikinci adımda önerilen tek faktörlü, iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü DFA modellerine göre test edilmiştir. UCLA yalnızlık ölçeği için alanyazındaki çalışmaların neticesinde önerilen tek faktörlü, iki faktörlü ve üç faktörlü modellerin (Durak & Senol-Durak, 2010; Russel, 1996) uyumu sırasıyla GLS ve TSSEM yöntemlerine göre değerlendirilmiştir.

Tek Faktörlü Model İçin Elde Edilen Model Uyum İndeksleri:

UCLA yalnızlık ölçeği için önerilen tek faktörlü modelin uyumu ilk olarak GLS ardından TSSEM kestirim yöntemine göre sunulmuştur.

MAYEM'in birinci adımında GLS yöntemine göre kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisi ile tek faktörlü DFA modeli ile analiz edilmiştir. Kavramsal tek faktörlü model diyagramı Şekil 2'de yer almaktadır. Şekil 2'de görüldüğü üzere, gözlenen değişkenler olan maddeler daha üst düzey olan bir örtük değişken üzerinde toplanmıştır. Örtük değişken olan yalnızlık yapısından maddelere doğru olan tek yönlü oklar maddelerin yalnızlık yapısını ne kadar iyi temsil ettiğini göstermektedir. Ayrıca maddelerin faktörler tarafından açıklanamayan özgül varyansı (unique variance) ve veri setine ilişkin açıklanamayan kısmı olarak tanımlanan hata varyansları (error variance) da maddelere doğru tek yönlü oklarla ifade edilmiştir. Örtük değişkenin ölçeklendirilmesi için, faktör varyansı 1'e sınırlandırılmıştır.



Şekil 2. GLS yöntemi ile elde edilen tek faktörlü meta-analitik DFA modeli

Şekil 2'de yer alan faktör yükleri ve maddelere ait hata varyansları daha ayrıntılı incelenebilmesi için Tablo 7'de sunulmuştur.

Tablo 7

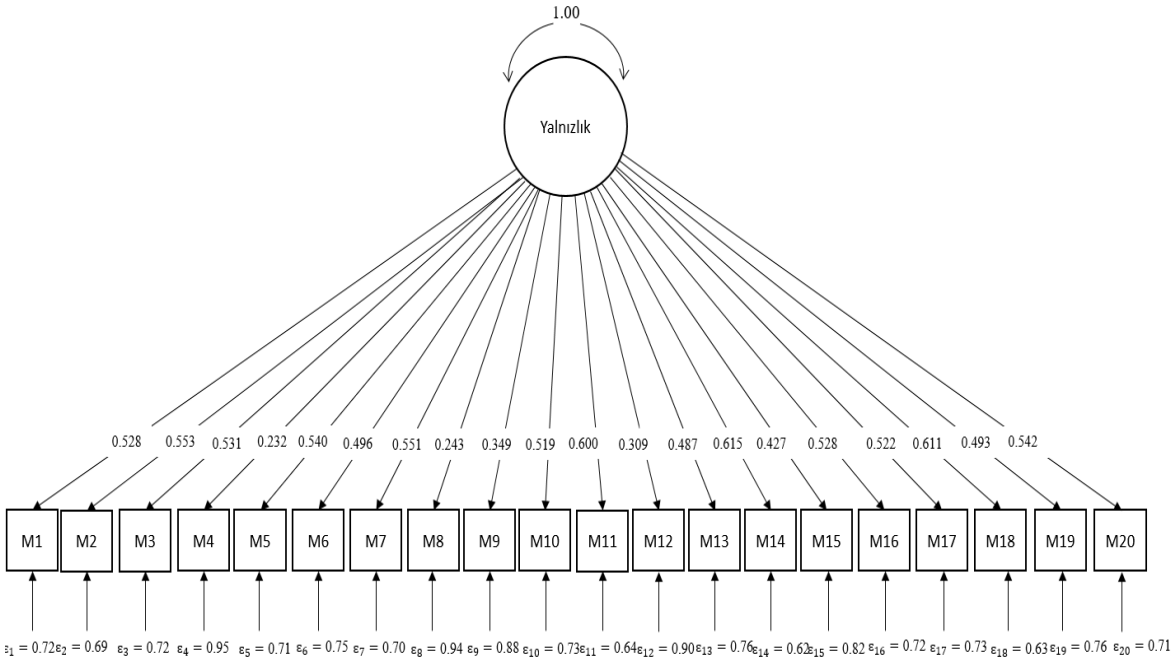
Tek Faktörlü Model İçin GLS Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri ve Hata Varyansları

Maddeler	Kestirilen Faktör Yükü	Std, Hata	Hata Varyansları
1	0,593*	0,005	0,649
2	0,625*	0,004	0,610
3	0,593*	0,005	0,648
4	*0,240**	*0,006*	*0,943*
5	0,609*	0,004	0,629
6	0,593*	0,005	0,649
7	0,567*	0,005	0,678
8	*0,222**	*0,006*	*0,951*
9	0,447*	0,005	0,800
10	0,647*	0,004	0,582
11	0,605*	0,004	0,634
12	0,324*	0,006	0,895
13	0,514*	0,005	0,736
14	0,623*	0,004	0,611
15	0,542*	0,005	0,706
16	0,643*	0,004	0,586
17	0,544*	0,005	0,705
18	0,622*	0,004	0,613
19	0,670*	0,004	0,551
20	0,745*	0,004	0,445

Not: * p<0,05

Tablo 7 incelendiğinde, GLS yöntemine göre kestirilen faktör yüklerinin (λ) 0,222–0,745 arasında ve p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmektedir. Bununla birlikte dördüncü ve sekizinci madde dışında faktör yüklerinin yeterli temsiliyeti gösteren 0,30 değerinden büyük olduğu gözlenmiştir. Tablo 7'de yer alan maddelere ait hata varyansları incelendiğinde ise dördüncü ve sekizinci maddenin düşük faktör yükleriyle uyumlu olarak hata varyansı kestirimlerinin 0,90'dan büyük olduğu görülmektedir.

Tek faktörlü model için, meta-analitik DFA ile TSSEM yöntemine göre elde edilen model diyagramı Şekil 3'te yer almaktadır. Kestirilen faktör yükleri ve hata varyansları ise Tablo 8'de yer almaktadır.



Şekil 3. TSSEM yöntemi ile elde edilen tek faktörlü meta-analitik DFA modeli

Tablo 8'e göre, TSSEM yöntemine göre kestirilen faktör yükleri (λ) 0,232–0,615 arasında ve p=0,05 düzeyinde manidar bulunmuştur. GLS yönteminde olduğu gibi dördüncü ve sekizinci madde dışında faktör yüklerinin 0,30'dan büyük ve yeterli olduğu gözlenmiştir. Hata varyansları incelendiğinde ise dördüncü ve sekizinci maddenin düşük faktör yüküne uyumlu olarak hata varyansı kestirimlerinin 0,90'dan büyük olduğu görülmektedir.

Tablo 8

Tek Faktörlü Modelin Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri ve Hata Varyansları

Maddeler	Kestirilen Faktör Yükü (λ)	Std. Hata	Hata Varyansları (ζ)
1	0,528*	0,009	0,721
2	0,553*	0,008	0,694
3	0,531*	0,008	0,718
4	*0,232**	*0,011*	*0,946*
5	0,540*	0,009	0,708
6	0,496*	0,009	0,754
7	0,551*	0,008	0,697
8	*0,243**	*0,015*	*0,941*
9	0,349*	0,010	0,878
10	0,519*	0,009	0,731
11	0,600*	0,008	0,640
12	0,309*	0,011	0,904
13	0,487*	0,007	0,762
14	0,615*	0,007	0,622
15	0,427*	0,009	0,817
16	0,528*	0,010	0,721
17	0,522*	0,008	0,728
18	0,611*	0,007	0,626
19	0,493*	0,012	0,757
20	0,542*	0,010	0,706

Not: * p<0,05

GLS ve TSSEM yöntemlerine göre elde edilen tek faktörlü modele ilişkin uyum indeksleri Tablo 9'da verilmiştir. Tablo 9'da görüldüğü gibi, UCLA yalnızlık ölçeği için test edilen tek faktörlü modelin χ^2 test istatistikleri TSSEM ve GLS için sırasıyla χ^2_{TSSEM} (sd=170, n=21730)=4883,94 ve χ^2_{GLS}(sd=170, n=21730)= 15532,12'dir. Çalışmada önerilen tek faktörlü modelin her iki kestirim yöntemine göre χ^2/sd değerleri (χ^2_{TSSEM}/170= 28,7, χ^2_{GLS}/170= 91,37) oldukça yüksek bulunmuştur.

Tablo 9

Tek Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda GLS ve TSSEM Yöntemlerine Göre Elde Edilen Model Uyum İndeksleri

Kestirim Yöntemi	k	χ^2	sd	χ^2/sd	AIC	BIC	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
TSSEM	52	4883,94*	170	28,7	4543,94	3186,25	0,036	0,755	0,726	0,118
GLS	52	15532,12*	170	91,37	15192,12	13834,43	0,064	0,728	0,696	0,151

Not: * p<0,05, k: çalışma sayısı, sd: serbestlik derecesi

Tablo 9'da yer alan uyum iyiliği indeksleri incelendiğinde, GLS ve TSSEM yöntemi için CFI ve TLI değerlerinin yeterli uyumu gösteren 0,90 değerinden düşük olduğu görülmüştür

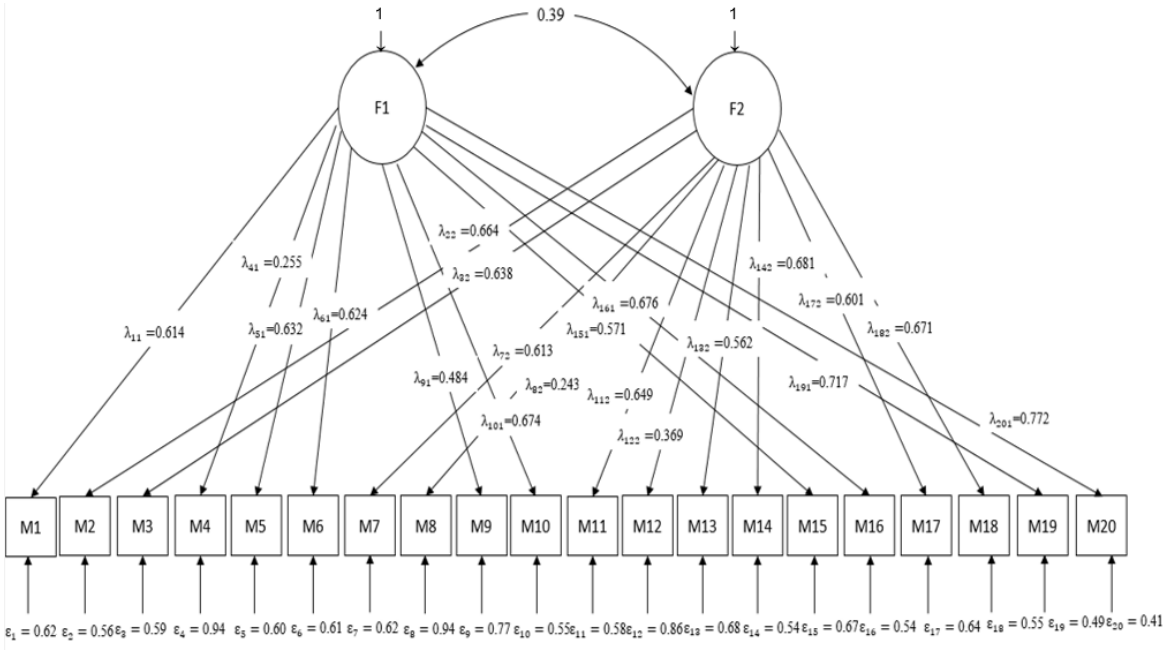
(Dickey, 1996; Byrne, 1998). Model hata indeksleri olan ortalama hata karekök tahmini (RMSEA) ve diğer standartlaştırılmış hata tahmini SRMR değerleri ise GLS ve TSSEM yöntemi için sırasıyla $RMSEA_{GLS}$=0,064, $SRMR_{GLS}$=0,151 ve $RMSEA_{TSSEM}$=0,036, $SRMR_{TSSEM}$=0,118 bulunmuştur. RMSEA hata indeksi değerleri her iki yöntemde için de yeterli uyumu gösteren 0,08 değerinden küçük olarak kestirilmiş olsa da SRMR değerleri model uyumu için yetersiz kalmıştır. Bu sonuçlar doğrultusunda rastgele etkiler modeli için tek faktörlü modelin sentezlenmiş korelasyon matrisine yeterli uyum göstermediği söylenebilir.

Parametre kestirimleri (λ ve ζ) için ise, her iki yöntemde dördüncü ve sekizinci madde için düşük faktör yükü kestirimi olduğu (<0,30) ve buna bağlı olarak aynı maddelere ait hata varyansı kestiriminin yüksek olduğu (>0,90) görülmüştür. Diğer maddeler için faktör yükleri her iki yönteme göre kabul edilebilir düzeydedir. "Kendimi tek başınaymışım gibi hissetmiyorum" ifadesine sahip olan dördüncü madde çift olumsuz anlama sahiptir. Aslında pozitif yönlü bir madde olan dördüncü maddenin çift olumsuz anlama sahip olması Russel (1996)'ın da belirttiği gibi yanıtlayıcılar için anlaşılamamasına yol açabilmektedir. Bu durum, bireylerin maddeye tutarsız şekilde yanıt vermelerine ve böylece maddenin iyi çalışmamasına sebebiyet verebilmektedir. Sekizinci maddede ise daha önce de değinildiği gibi, iki farklı niteliğin (ilgi, fikir) ölçülmesinden kaynaklı olarak düşük parametre ve yüksek hata kestirilmiş olabilir.

İki Faktörlü Model İçin Elde Edilen Model Uyum İndeksleri:

UCLA yalnızlık ölçeği için önerilen iki faktörlü modelin (Durak & Senol-Durak, 2010; Russel, 1996) uyumu ilk olarak GLS kestirim yöntemine göre ardından TSSEM kestirim yöntemine göre sunulmuştur.

İki faktörlü model testi için MAYEM'in birinci adımında GLS yöntemine göre kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisi ile meta-analitik doğrulayıcı faktör analizi gerçekleşmiştir. İki faktörlü modele ait kavramsal şema Şekil 4'te yer almaktadır.



Şekil 4. GLS yöntemi ile elde edilen iki faktörlü meta-analitik DFA modeli

Şekil 4'te yer alan faktör yükleri ve hata varyansları daha ayrıntılı incelenebilmesi açısından Tablo 10'da listelenmiştir. Tablo 10 incelendiğinde, GLS yöntemine göre kestirilen faktör yükleri, birinci faktör için (λ) 0,255-0,772; ikinci faktör için (λ) 0,243-0,681 arasında ve p=0,05 düzeyinde manidar bulunmuştur. Faktör yükleri dördüncü ve sekizinci madde dışında 0,30'dan büyük ve yeterli bulunmuştur.

Hata varyansı kestirimleri incelendiğinde ise sırasıyla 0,255 ve 0,243 faktör yüküne sahip olan dördüncü ve sekizinci madde için hata varyanslarının 0,935 ve 0,940 olduğu görülmektedir. Düşük faktör yüküne paralel bir şekilde bu maddelerin hata varyansı kestirimlerinin 0,90'dan büyük olduğu söylenebilir. İki faktörlü model için, faktörler arasındaki korelasyon değeri ise 0,391 (p<0,05) bulunmuştur. Bu değer iki faktör arasında orta düzeyde bir ilişki olduğunu göstermektedir (Büyüköztürk, 2002).

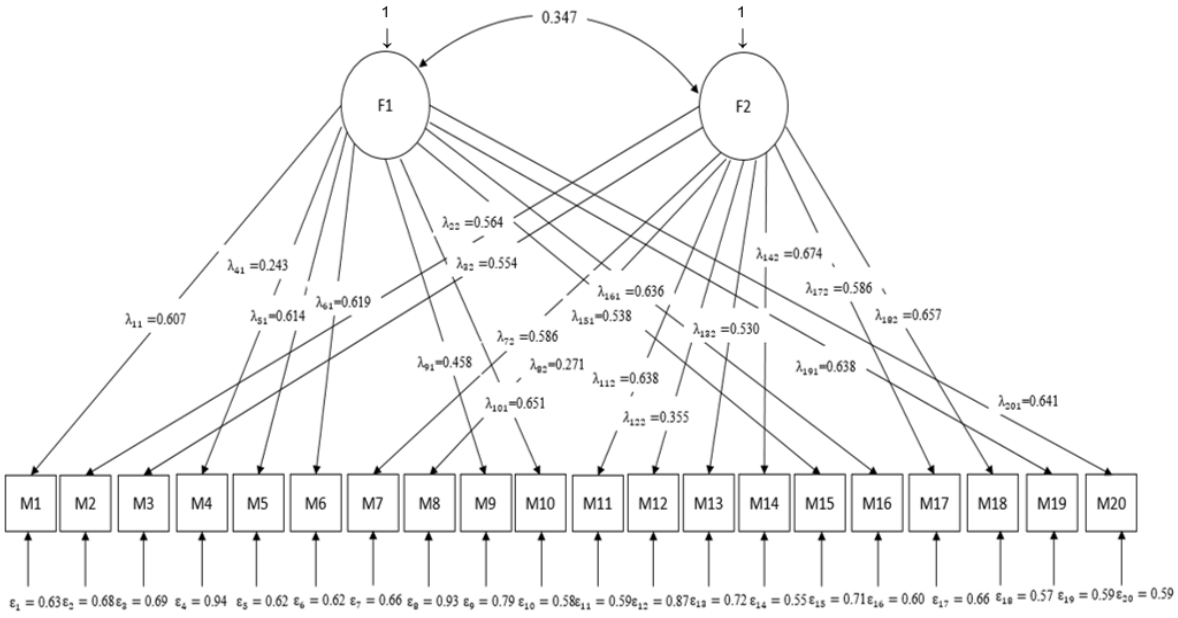
Tablo 10

İki Faktörlü Model İçin GLS Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri ve Hata Varyansları

Maddeler	Kestirilen Faktör Yükü (λ)	Std, Hata	Hata Varyansları (ζ)
	Birinci Faktör		
1	0,614*	0,004	0,624
4	*0,255**	*0,007*	*0,935*
5	0,632*	0,005	0,601
6	0,624*	0,005	0,611
9	0,484*	0,006	0,765
10	0,674*	0,004	0,545
15	0,571*	0,005	0,674
16	0,676*	0,004	0,543
19	0,717*	0,004	0,487
20	0,772*	0,004	0,405
	İkinci Faktör		
2	0,664*	0,005	0,559
3	0,638*	0,005	0,592
7	0,613*	0,005	0,624
8	*0,243**	*0,007*	*0,940*
11	0,649*	0,005	0,578
12	0,369*	0,006	0,864
13	0,562*	0,005	0,684
14	0,681*	0,004	0,536
17	0,601*	0,005	0,639
18	0,671*	0,004	0,549

Not: * p<0,05

İki faktörlü model için, meta-analitik DFA ile TSSEM yöntemine göre elde edilen kavramsal model ve kestirilen faktör yükleri sırasıyla Şekil 5 ve Tablo 11'de yer almaktadır. Tablo 11'e göre, TSSEM yöntemine göre kestirilen faktör yükleri, birinci faktör için (λ) 0,243-0,651; ikinci faktör için (λ) 0,271-0,674 arasında ve p=0,05 düzeyinde manidar bulunmuştur. GLS yönteminde olduğu gibi dördüncü ve sekizinci madde dışında faktör yüklerinin 0,30'dan büyük olduğu gözlenmiştir. Hata varyansı kestirimleri incelendiğinde ise sırasıyla 0,243 ve 0,271 faktör yüküne sahip olan dördüncü ve sekizinci madde için hata varyanslarının 0,941 ve 0,926 olduğu görülmektedir. İki faktörlü model için, faktörler arasındaki korelasyon değeri ise Şekil 5'te görüldüğü gibi 0,347 (p<0,05) bulunmuştur. İki faktör arasındaki korelasyon orta düzeyde olmakla birlikte GLS yöntemine göre daha düşük bulunmuştur.



Şekil 5. TSSEM yöntemi ile elde edilen iki faktörlü meta-analitik DFA modeli

Tablo 11

İki Faktörlü Modelin Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri ve Hata Varyansları

Maddeler	Kestirilen Faktör Yükü (λ)	Std, Hata	Hata Varyansları (ζ)
	Birinci Faktör		
1	0,607*	0,010	0,632
4	*0,243**	*0,011*	*0,941*
5	0,614*	0,009	0,622
6	0,619*	0,010	0,616
9	0,458*	0,012	0,790
10	0,651*	0,011	0,576
15	0,538*	0,010	0,711
16	0,636*	0,011	0,596
19	0,638*	0,015	0,592
20	0,641*	0,011	0,589
	İkinci Faktör		
2	0,564*	0,008	0,682
3	0,554*	0,008	0,693
7	0,586*	0,008	0,657
8	*0,271**	*0,018*	*0,926*
11	0,638*	0,008	0,593
12	0,355*	0,013	0,874
13	0,530*	0,008	0,719
14	0,674*	0,008	0,546
17	0,586*	0,008	0,657
18	0,657*	0,008	0,568

Not: * p<0,05

Rastgele etkiler modeli altında, GLS ve TSSEM yöntemlerine göre elde edilen iki faktörlü modele ilişkin uyum indeksleri Tablo 12'de verilmiştir. Tablo 12'ye göre, UCLA yalnızlık ölçeği için test edilen iki faktörlü modelin χ^2 test istatistikleri TSSEM ve GLS için sırasıyla χ^2_{TSSEM}(sd=170, n=21730)=699,70 ve χ^2_{GLS}(sd=169, n=21730)= 6577,29'dur.

Tablo 12

İki Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda GLS ve TSSEM Yöntemlerine Göre Elde Edilen Model Uyum İndeksleri

Kestirim Yöntemi	k	χ^2	sd	χ^2/sd	AIC	BIC	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
TSSEM	52	699,70*	169	4,1	361,70	-988,01	0,012	0,972	0,969	0,033
GLS	52	6577,29*	169	38,9	6239,29	4889,58	0,041	0,887	0,873	0,050

Not: * p<0,05, k: çalışma sayısı, sd: serbestlik derecesi

Tablo 12'de yer alan χ^2/sd değerleri incelendiğinde (χ^2_{TSSEM}/169= 4,1; χ^2_{GLS}/169= 38,9) iki faktörlü model için tek faktörlü modele göre χ^2/sd değerlerinin oldukça düştüğü gözlenmiştir. Bununla birlikte, TSSEM yönteminde elde edilen χ^2/sd değerinin yeterli model uyumunu gösteren 5 değerinden küçük olduğu görülmektedir.

Tablo 12'de yer alan uyum iyiliği indeksleri incelendiğinde, GLS yöntemi için CFI ve TLI değerlerinin yeterli uyuma işaret eden 0,90 değerinden küçük olduğu; TSSEM yöntemi için ise CFI ve TLI değerlerinin mükemmel uyumu gösteren 0,95 değerinden büyük olduğu görülmektedir. Model hata indeksleri olan ortalama hata karekök tahmini (RMSEA) ve diğer standartlaştırılmış hata tahmini SRMR değerleri ise GLS ve TSSEM yöntemlerinin her ikisinde de model veri uyumunun iyi düzeyde olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte, model uyum indeksleri ve AIC, BIC değerleri göz önünde bulundurulduğunda TSSEM yönteminde iki faktörlü modelin sentezlenmiş korelasyon matrisine daha iyi uyum sağladığı görülmektedir.

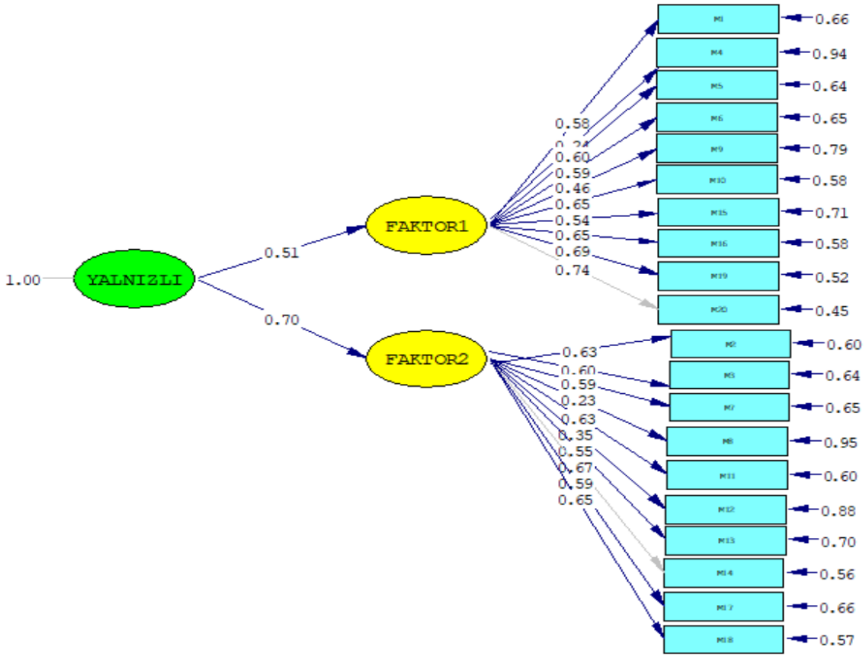
İki faktörlü model için parametre kestirimleri (λ ve ζ) incelendiğinde ise, her iki yöntemde de çift olumsuz anlama sahip olan dördüncü madde ile iki farklı niteliğin aynı ifadede ölçüldüğü sekizinci madde için düşük faktör yükü kestirimi olduğu (<0,30) ve buna bağlı

olarak aynı maddelere ait hata varyansı kestiriminin yüksek olduğu (>0,90) görülmüştür. Diğer maddeler için faktör yükleri her iki yönteme göre kabul edilebilir düzeydedir.

İkinci Düzey Üç Faktörlü Model İçin Elde Edilen Model Uyum İndeksleri:

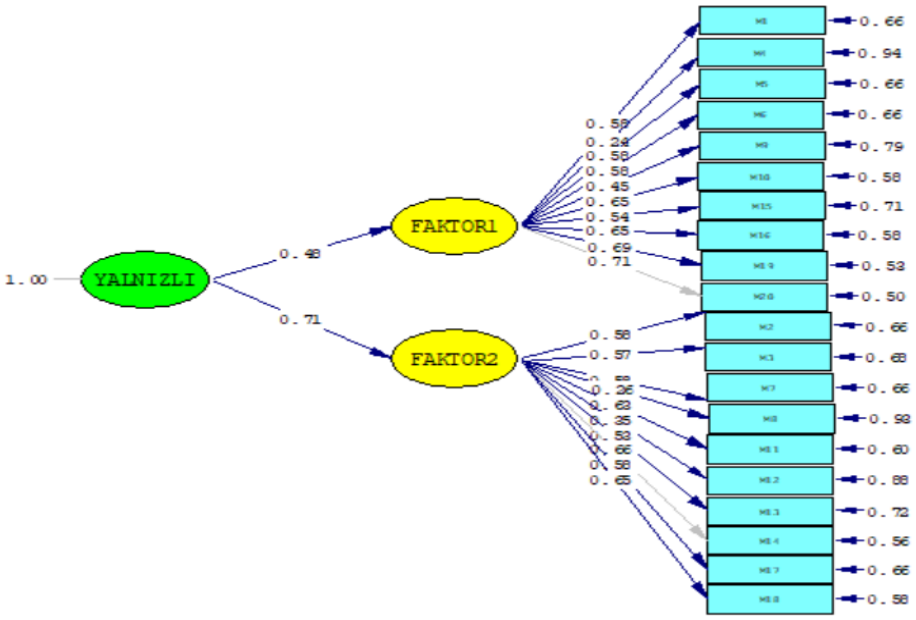
UCLA yalnızlık ölçeği için önerilen ikinci düzey üç faktörlü DFA modelinin uyumu (Durak & Senol-Durak, 2010; Russel, 1996), ilk olarak GLS kestirim yöntemine göre ardından TSSEM kestirim yöntemine göre sunulmuştur. Her iki kestirim yöntemi için, ikinci düzey üç faktörlü DFA modelinin sentezlenmiş korelasyon matrisine uyumu, metaSEM programında kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisleri girdi olarak kullanılmak üzere LISREL 8.80 programında incelenmiştir. Örtük değişkenin ölçeklendirilmesi için, her bir boyuttaki en yüksek faktör yüküne sahip maddelerin (20. ve 14. madde) yol katsayıları 1'e sınırlandırılmıştır.

İkinci düzey üç faktörlü model testi için MAYEM'in birinci adımında GLS yöntemine göre kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisi ile meta-analitik DFA gerçekleşmiştir. Üç faktörlü modele ait kavramsal şema Şekil 6'da yer almaktadır. Her bir boyutu temsil eden maddelerin faktör yükleri sırasıyla birinci faktör için 0,24-0,74; ikinci faktör için 0,23-0,67 aralığında, p=0,05 düzeyinde manidar olarak değişmektedir. Diğer modellerde olduğu gibi dördüncü ve sekizinci madde dışında faktör yüklerinin 0,30'dan büyük olduğu gözlenmiştir. Hata varyansı kestirimleri incelendiğinde ise sırasıyla 0,24 ve 0,23 faktör yüküne sahip olan dördüncü ve sekizinci madde için hata varyanslarının 0,94 ve 0,95 olduğu görülmektedir. İkinci düzey ilişkiler incelendiğinde, yol katsayısının birinci faktör için 0,51 ($p<0,05$); ikinci faktör için ise 0,70 ($p<0,05$) olarak kestirildiği görülmektedir. İkinci düzey evrensel yalnızlık boyutu ile ikinci faktörün daha yüksek düzeyde ilişki verdiği görülmektedir. Bununla birlikte ikinci düzey faktör ile birinci düzey faktörler arasındaki ilişkilerin ikisinin de manidar olduğu ($p<0,05$) belirlenmiştir.



Şekil 6. GLS yöntemi ile elde edilen ikinci düzey üç faktörlü meta-analitik DFA modeli

İkinci düzey üç faktörlü model için, meta-analitik DFA ile TSSEM yöntemine göre elde edilen kavramsal model şeması ve kestirilen faktör yükleri Şekil 7'de yer almaktadır. Her bir boyutu temsil eden maddelerin faktör yükleri sırasıyla birinci faktör için 0,24-0,71; ikinci faktör için 0,26-0,66 aralığında, p=0,05 düzeyinde manidar olarak değişmektedir. Diğer modellerde olduğu gibi dördüncü ve sekizinci madde dışında faktör yüklerinin 0,30'dan büyük ve yeterli düzeyde olduğu gözlenmiştir. Hata varyansı kestirimleri incelendiğinde ise sırasıyla 0,24 ve 0,26 faktör yüküne sahip olan dördüncü ve sekizinci madde için hata varyanslarının 0,94 ve 0,93 olduğu görülmektedir. İkinci düzey ilişkiler incelendiğinde yol katsayısının birinci faktör için 0,48 ($p<0,05$); ikinci faktör için ise 0,71 ($p<0,05$) olarak kestirildiği görülmektedir. İkinci düzey evrensel yalnızlık boyutunun GLS yönteminde olduğu gibi, ikinci faktör ile daha yüksek düzeyde ilişkili olduğu görülmektedir. Bununla birlikte ikinci düzey faktör ile birinci düzey faktörler arasındaki ilişkilerin ikisinin de manidar olduğu ($p<0,05$) belirlenmiştir.



Şekil 7. TSSEM yöntemi ile elde edilen ikinci düzey üç faktörlü meta-analitik DFA modeli

Rastgele etkiler modeli altında, GLS ve TSSEM yöntemlerine göre elde edilen ikinci düzey üç faktörlü modele ilişkin uyum indeksleri Tablo 13'te verilmiştir. Tablo 13'e göre, UCLA yalnızlık ölçeği için test edilen üç faktörlü modelin χ^2 test istatistikleri TSSEM ve GLS için sırasıyla χ^2_{TSSEM}(sd=169, n=21730)=9123,63 ve χ^2_{GLS}(sd=169, n=21730)= 11783,33'tür.

Tablo 13

İkinci Düzey Üç Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda GLS ve TSSEM Yöntemlerine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri

Kestirim Yöntemi	k	χ^2	sd	χ^2/sd	GFI	AGFI	RMSEA	CFI	NFI	SRMR
TSSEM	52	9123,63 *	169	53,99	0,97	0,95	0,049	0,96	0,96	0,030
GLS	52	11783,33*	169	69,72	0,97	0,96	0,056	0,71	0,70	0,037

Not: * p<0,05, k: çalışma sayısı, sd: serbestlik derecesi

Tablo 13'te yer alan χ^2/sd değerleri incelendiğinde (χ^2_{TSSEM}/169= 53,99, χ^2_{GLS}/169= 69,72) üç faktörlü model için χ^2/sd değerlerinin 5'ten oldukça yüksek bulunmuştur. Bununla birlikte TSSEM yöntemine göre elde edilen χ^2/sd değeri, GLS yöntemine göre daha küçük kestirilmiştir.

Tablo 13'te yer alan uyum iyiliği indeksleri incelendiğinde, GLS yöntemi için GFI ve AGFI değerleri sırasıyla 0,97; 0,96 iken, yeterli model uyumu için 0,90'ın üzerinde olması

beklenen CFI ve NFI değerleri 0,71 ve 0,70 bulunmuştur. TSSEM yöntemi için model uyum iyiliği indeksleri ise GFI=0,97, AGFI=0,95, CFI=0,96, NFI=0,96 olup her bir değer 0,95'in üzerindedir ve mükemmel uyumu göstermektedir. Model hata indeksleri olan ortalama hata karekök tahmini (RMSEA) ve diğer standartlaştırılmış hata tahmini SRMR değerleri ise GLS ve TSSEM yöntemi için sırasıyla $RMSEA_{GLS}$=0,056, $SRMR_{GLS}$=0,037 ve $RMSEA_{TSSEM}$=0,049, $SRMR_{TSSEM}$=0,030 bulunmuştur. RMSEA ve SRMR hata indeksi değerleri TSSEM yönteminde mükemmel uyuma işaret etmektedir. GLS yönteminde ise yeterli uyumu göstermektedir. Model uyum istatistiklerine göre TSSEM yöntemine göre kestirilen ikinci düzey üç faktörlü DFA modeli veri ile daha uyumlu bulunmuştur.

İkinci düzey üç faktörlü model için parametre kestirimleri (λ ve ζ) incelendiğinde ise, her iki yöntemde de çift olumsuz anlama sahip olan dördüncü madde ile iki farklı niteliğin aynı ifadede ölçüldüğü sekizinci madde için düşük faktör yükü kestirimi olduğu (<0,30) ve buna bağlı olarak aynı maddelere ait hata varyansı kestiriminin yüksek olduğu (>0,90) görülmüştür. Diğer maddeler için faktör yükleri her iki yönteme göre kabul edilebilir düzeydedir.

Tek Faktörlü, İki Faktörlü ve İkinci Düzey Üç Faktörlü Model Sonuçlarının Karşılaştırılması:

UCLA yalnızlık ölçeğinin faktör yapısına en uygun modeli seçebilmek ve yöntem karşılaştırmaları yapabilmek için GLS ve TSSEM yöntemleri ile elde edilen sonuçlar Tablo 14'te özetlenmiştir.

Çok değişkenli kestirim yöntemlerine göre her iki model için kestirilen model uyum indekslerinin yer aldığı Tablo 14, GLS yöntemi için incelendiğinde, iki faktörlü ve üç faktörlü modelin sentezlenmiş korelasyon matrisine tek faktörlü modele göre daha iyi uyum sağladığı görülmektedir. İki faktörlü ve üç faktörlü model için standartlaştırılmış hata indeksleri olan RMSEA ve SRMR değerleri her iki modelde de mükemmel uyumu göstermektedir. Bununla birlikte üç faktörlü modelde kestirilen CFI indeksi 0,71'dir. İki

faktörlü modelde yer alan TLI (0,873) ve CFI (0,887) değerleri ise üç faktörlü modele göre daha büyük olmakla birlikte kabul edilebilir uyumu gösteren 0,90 değerinden düşüktür. Bu bağlamda GLS yöntemi için iki faktörlü ve üç faktörlü modelin tek faktörlü modele göre sentezlenmiş korelasyon matrisine daha iyi uyum gösterdiği; bu modeller arasında model uyum iyiliği indekslerine göre iki faktörlü modelin mükemmel uyuma sahip olmamakla birlikte en iyi uyumu gösterdiği söylenebilir.

Tablo 14

Tek Faktörlü, İki Faktörlü ve İkinci Düzey Üç faktörlü Modeller İçin GLS ve TSSEM Yöntemlerine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri

Kestirim Yöntemi	k	χ^2	sd	χ^2/sd	AIC	BIC	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
GLS (1F)	52	15532,12*	170	91,37	15192,12	13834,43	0,064	0,728	0,696	0,151
GLS (2F)	52	6577,29*	169	38,9	6239,29	4889,58	0,041	0,887	0,873	0,050
GLS (3F)	52	11783,33*	169	69,72	-	-	0,056	0,710	0,970 (GFI)	0,037
TSSEM (1F)	52	4883,94*	170	28,7	4543,94	3186,25	0,036	0,755	0,726	0,118
TSSEM (2F)	52	699,70*	169	4,1	361,70	-988,01	0,012	0,972	0,969	0,033
TSSEM (3F)	52	9123,63 *	169	53,99	-	-	0,049	0,960	0,970 (GFI)	0,030

Not: * p<0,05, k: çalışma sayısı, sd: serbestlik derecesi, 1F: Tek faktörlü model, 2F: İki faktörlü model, 3F: İkinci düzey üç faktörlü model

TSSEM yöntemine göre kestirilen model uyum indeksleri incelendiğinde ise, iki ve üç faktörlü modellerin tek faktörlü modele göre sentezlenmiş korelasyon matrisine daha iyi uyum sağladıkları görülmektedir. İki faktörlü ve üç faktörlü model için model uyumsuzluk indeksleri olan RMSEA ve SRMR değerleri mükemmel uyuma işaret etmektedir. Bununla birlikte, her iki modelde de kestirilen model uyum indekslerinin sentezlenmiş korelasyon matrisine mükemmel düzeyde uyum gösterdiği görülmektedir.

İki faktörlü ve üç faktörlü modeller için yöntemlere göre bir karşılaştırma yapılırsa, daha küçük χ^2/sd ile AIC ve BIC değerlerine sahip olan kestirim yöntemin TSSEM olduğu görülmektedir. Model hata (uyumsuzluk) indeksleri (RMSEA, SRMR) GLS yönteminde yeterli düzeyde kestirilmiş olsa da TSSEM yönteminde mükemmel düzeyde kestirim

yapılmıştır. Ayrıca model uyum iyiliği indeksleri (TLI ve CFI) benzer şekilde TSSEM yönteminde mükemmel uyumu gösteren 0,95 değerinden büyük kestirilmiştir. Bu bağlamda, TSSEM yöntemine göre kestirilen model parametrelerinin sentezlenmiş korelasyon matrisine daha iyi uyum sağladığı görülmüştür.

Üçüncü Alt Probleme İlişkin Bulgular

"UCLA yalnızlık ölçeğinin meta-analitik doğrulayıcı faktör analizinde, örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu moderatör değişkenlerine göre oluşturulan alt grup analizlerinde, MAYEM'in korelasyon matrislerinin sentezlenmesi adımında çok değişkenli TSSEM yöntemine göre elde edilen bulgular nelerdir?"

Meta analize dahil olan çalışmalarda yer alan korelasyon matrislerinin yüksek düzeyde heterojenlik gösterdiği daha önceki bölümlerde belirtilmişti. Bu alt problem kapsamında çalışmalar, örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu moderatör değişkenlerine göre gruplandırılarak alt gruplar halinde analiz edilmiştir. Böylece yüksek düzeydeki heterojenliğin, belirlenen moderatör değişkenlere göre yeterli düzeyde açıklanıp açıklanmadığı incelenmiştir.

MAYEM 1. Adım Sonuçları:

Moderatör değişkenlerine göre oluşturulan alt gruplarda, MAYEM'in ilk basamağı olan korelasyon matrislerinin sentezlenmesi adımındaki analiz bulguları ilk önce örneklem büyüklüğü, ardından örneklem yaş grubu moderatör değişkenleri için sunulmuştur.

Meta analize dâhil edilen çalışmalar örneklem büyüklüğüne göre Tablo 15'te görüldüğü gibi iki alt gruba kategorize edilerek analizler gerçekleşmiştir. Bu bağlamda her iki alt grup için ayrı ayrı sentezlenmiş korelasyon matrisi kestirilmiştir.

Tablo 15

Örneklem Büyüklüğü Moderatör Değişkenine Göre Oluşturulan Alt Gruplardaki Heterojenlik Testi Sonuçları

Moderatör değişken	Kategori	Çalışma sayısı	χ^2	Sd
Alt Grup (Örneklem Büyüklüğü)	n≤200	13	7400,15*	2280
	n>200	39	46110,0*	7220

Not: * p<0,05, sd: serbestlik derecesi.

Örneklem büyüklüğüne göre iki kategoriye ayrılan çalışmalar için korelasyon matrislerinin homojenliği χ^2 istatistiği ile test edilmiştir. Fakat Tablo 15'te görüldüğü gibi her iki kategori için de çalışmalardaki korelasyon matrislerinin homojen olduğunu ifade eden sıfır hipotezi reddedilmiştir ($\chi^2_{n\leq200}$ (sd=2280) = 7400,15; $\chi^2_{>200}$ (sd=7220)=46110,0). Bu bulgu çalışmalar arasındaki heterojenliğin örneklem büyüklüğü moderatör değişkenine göre yeterli düzeyde açıklanamadığını ve ilave olarak farklı moderatör değişkenlerden kaynaklanan heterojenliğin olabileceğini göstermektedir.

MAYEM'in çalışmalardaki korelasyon matrislerinin sentezlenmesi adımında, örneklem büyüklüğüne göre ayrılan iki kategoride sentezlenen korelasyon matrisleri Tablo 16 ve 17'de sunulmaktadır.

Örneklemi 200'den büyük olan çalışmalardan kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisi incelendiğinde (Tablo 16), korelasyon değerlerinin düşük ve orta düzeylerde olduğu, 0,034-0,656 arasında değiştiği görülmektedir. Bununla birlikte her bir korelasyon değerinin p=0,05 düzeyinde manidar olduğu gözlenmiştir.

Tablo 16

Örneklemi 200'den Büyük Olan Çalışmalar İçin MAYEM 1. Adımda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Sentezlenmiş Korelasyon Matrisi

	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12	M13	M14	M15	M16	M17	M18	M19	M20
M1	1	0,204	0,167	0,188	0,403	0,399	0,159	0,093	0,311	0,389	0,169	0,098	0,124	0,152	0,337	0,347	0,115	0,145	0,332	0,354
M2	0,204	1	0,510	0,076	0,198	0,161	0,399	0,148	0,126	0,187	0,388	0,210	0,249	0,340	0,133	0,125	0,297	0,338	0,123	0,172
M3	0,167	0,510	1	0,070	0,164	0,145	0,371	0,150	0,116	0,167	0,344	0,205	0,265	0,336	0,120	0,141	0,290	0,328	0,122	0,170
M4	0,188	0,076	0,070	1	0,215	0,182	0,065	0,075	0,154	0,171	0,069	0,053	0,035	0,034	0,120	0,142	0,034	0,038	0,130	0,143
M5	0,403	0,198	0,164	0,215	1	0,452	0,165	0,085	0,272	0,392	0,166	0,091	0,110	0,131	0,302	0,340	0,114	0,142	0,343	0,360
M6	0,399	0,161	0,145	0,182	0,452	1	0,151	0,113	0,280	0,398	0,147	0,105	0,109	0,125	0,306	0,353	0,097	0,125	0,326	0,352
M7	0,159	0,399	0,371	0,065	0,165	0,151	1	0,197	0,092	0,167	0,369	0,231	0,323	0,371	0,097	0,127	0,308	0,379	0,114	0,156
M8	0,093	0,148	0,150	0,075	0,085	0,113	0,197	1	0,049	0,085	0,153	0,129	0,118	0,137	0,053	0,066	0,100	0,135	0,064	0,065
M9	0,311	0,126	0,116	0,154	0,272	0,280	0,092	0,049	1	0,311	0,094	0,098	0,065	0,075	0,311	0,246	0,088	0,079	0,326	0,284
M10	0,389	0,187	0,167	0,171	0,392	0,398	0,167	0,085	0,311	1	0,175	0,081	0,107	0,131	0,316	0,466	0,102	0,150	0,426	0,458
M11	0,169	0,388	0,344	0,069	0,166	0,147	0,369	0,153	0,094	0,175	1	0,215	0,296	0,448	0,132	0,145	0,380	0,417	0,111	0,146
M12	0,098	0,210	0,205	0,053	0,091	0,105	0,231	0,129	0,098	0,081	0,215	1	0,248	0,248	0,057	0,077	0,176	0,228	0,084	0,086
M13	0,124	0,249	0,265	0,035	0,110	0,109	0,323	0,118	0,065	0,107	0,296	0,248	1	0,416	0,113	0,151	0,307	0,374	0,130	0,151
M14	0,152	0,340	0,336	0,034	0,131	0,125	0,371	0,137	0,075	0,131	0,448	0,248	0,416	1	0,117	0,146	0,405	0,445	0,125	0,151
M15	0,337	0,133	0,120	0,120	0,302	0,306	0,097	0,053	0,311	0,316	0,132	0,057	0,113	0,117	1	0,354	0,156	0,134	0,379	0,365
M16	0,347	0,125	0,141	0,142	0,340	0,353	0,127	0,066	0,246	0,466	0,145	0,077	0,151	0,146	0,354	1	0,095	0,165	0,438	0,513
M17	0,115	0,297	0,290	0,034	0,114	0,097	0,308	0,100	0,088	0,102	0,380	0,176	0,307	0,405	0,156	0,095	1	0,442	0,117	0,136
M18	0,145	0,338	0,328	0,038	0,142	0,125	0,379	0,135	0,079	0,150	0,417	0,228	0,374	0,445	0,134	0,165	0,442	1	0,136	0,175
M19	0,332	0,123	0,122	0,130	0,343	0,326	0,114	0,064	0,326	0,426	0,111	0,084	0,130	0,125	0,379	0,438	0,117	0,136	1	0,656
M20	0,354	0,172	0,170	0,143	0,360	0,352	0,156	0,065	0,284	0,458	0,146	0,086	0,151	0,151	0,365	0,513	0,136	0,175	0,656	1

Tablo 17

Örneklemi 200'e Eşit ve 200'den Küçük Olan Çalışmalar İçin MAYEM 1. Adımda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Sentezlenmiş Korelasyon Matrisi

	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12	M13	M14	M15	M16	M17	M18	M19	M20
M1	1	0,179	0,157	0,078	0,512	0,539	0,126	0,020	0,409	0,458	0,175	-0,008	0,131	0,169	0,430	0,473	0,174	0,139	0,536	0,434
M2	0,179	1	0,513	0,156	0,251	0,208	0,385	0,222	0,144	0,197	0,408	0,228	0,311	0,362	0,172	0,174	0,358	0,378	0,177	0,184
M3	0,157	0,513	1	0,199	0,203	0,172	0,313	0,226	0,140	0,094	0,399	0,212	0,325	0,378	0,104	0,148	0,378	0,399	0,167	0,066
M4	0,078	0,156	0,199	1	0,152	0,090	0,144	0,055	0,060	0,101	0,198	0,060	0,124	0,175	0,116	0,135	0,142	0,125	0,109	0,097
M5	0,512	0,251	0,203	0,152	1	0,551	0,101	0,015	0,372	0,465	0,204	0,041	0,152	0,211	0,434	0,515	0,213	0,214	0,515	0,451
M6	0,539	0,208	0,172	0,090	0,551	1	0,103	-0,009	0,375	0,481	0,191	0,011	0,121	0,197	0,425	0,510	0,177	0,179	0,521	0,469
M7	0,126	0,385	0,313	0,144	0,101	0,103	1	0,227	0,079	0,136	0,389	0,227	0,332	0,385	0,120	0,106	0,364	0,329	0,119	0,133
M8	0,020	0,222	0,226	0,055	0,015	-0,009	0,227	1	-0,016	0,008	0,257	0,255	0,154	0,247	-0,034	-0,012	0,227	0,248	0,012	0,009
M9	0,409	0,144	0,140	0,060	0,372	0,375	0,079	-0,016	1	0,380	0,166	-0,045	0,134	0,118	0,451	0,382	0,194	0,144	0,440	0,357
M10	0,458	0,197	0,094	0,101	0,465	0,481	0,136	0,008	0,380	1	0,164	-0,012	0,077	0,155	0,440	0,565	0,106	0,100	0,589	0,583
M11	0,175	0,408	0,399	0,198	0,204	0,191	0,389	0,257	0,166	0,164	1	0,175	0,372	0,531	0,125	0,190	0,469	0,452	0,186	0,101
M12	-0,008	0,228	0,212	0,060	0,041	0,011	0,227	0,255	-0,045	-0,012	0,175	1	0,230	0,176	-0,030	-0,006	0,209	0,196	0,000	-0,019
M13	0,131	0,311	0,325	0,124	0,152	0,121	0,332	0,154	0,134	0,077	0,372	0,230	1	0,455	0,067	0,140	0,382	0,445	0,133	0,076
M14	0,169	0,362	0,378	0,175	0,211	0,197	0,385	0,247	0,118	0,155	0,531	0,176	0,455	1	0,114	0,168	0,492	0,505	0,161	0,097
M15	0,430	0,172	0,104	0,116	0,434	0,425	0,120	-0,034	0,451	0,440	0,125	-0,030	0,067	0,114	1	0,442	0,148	0,043	0,544	0,436
M16	0,473	0,174	0,148	0,135	0,515	0,510	0,106	-0,012	0,382	0,565	0,190	-0,006	0,140	0,168	0,442	1	0,135	0,161	0,611	0,585
M17	0,174	0,358	0,378	0,142	0,213	0,177	0,364	0,227	0,194	0,106	0,469	0,209	0,382	0,492	0,148	0,135	1	0,499	0,165	0,094
M18	0,139	0,378	0,399	0,125	0,214	0,179	0,329	0,248	0,144	0,100	0,452	0,196	0,445	0,505	0,043	0,161	0,499	1	0,148	0,094
M19	0,536	0,177	0,167	0,109	0,515	0,521	0,119	0,012	0,440	0,589	0,186	0,000	0,133	0,161	0,544	0,611	0,165	0,148	1	0,712
M20	0,434	0,184	0,066	0,097	0,451	0,469	0,133	0,009	0,357	0,583	0,101	-0,019	0,076	0,097	0,436	0,585	0,094	0,094	0,712	1

Tablo 16 için, maddeler arasındaki ilişkiler incelendiğinde, en düşük korelasyon değerinin diğer meta analiz modelleri altında elde edilen sonuçlardan farklı olarak (0,034) 4. – 14. ve 4. – 17. maddeleri arasında; en yüksek korelasyon değerinin (0,656) ise diğer modellerden elde edilen sonuçlara benzer bir şekilde 19. madde ile 20. madde arasında olduğu görülmektedir. UCLA YÖ'nün 4. 14. ve 17. maddeleri sırasıyla "kendimi tek başınaymışım gibi hissetmiyorum" ve "kendimi diğer insanlardan soyutlanmış hissediyorum" ve "konuşabileceğim insanlar var" ifadelerinden oluşmaktadır. Aslında pozitif yönlü bir madde olan dördüncü maddenin çift olumsuz anlama sahip olması Russel (1996)'ın da belirttiği gibi yanıtlayıcılar için anlaşılamamasına yol açabilmektedir. Bu durum, bu madde ile ölçeğin diğer maddeler arasında düşük korelasyonun sebepleri arasında gösterilebilir.

Örneklemi 200'e eşit ve 200'den küçük olan çalışmalardan kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisi incelendiğinde (Tablo 17), korelasyon değerlerinin düşük ve orta düzeylerde olduğu, 0,00-0,712 arasında değiştiği görülmektedir. Maddeler arasındaki korelasyon değerleri istatistiksel manidarlık açısından incelendiğinde, 1-8, 1-12, 5-8, 6-8, 6-12, 8-9, 8-10, 8-15, 8-16, 8-19, 8-20, 10-12, 12-15, 12-16, 12-19 ve 12-20 maddeleri arasındaki korelasyon değerlerinin manidar olmadığı, diğer korelasyon değerlerinin ise $p=0,05$ düzeyinde manidar olduğu görülmüştür. En düşük korelasyon değeri (0,00) 12. ve 19. madde arasında iken, bu değer manidar ($p>0,05$) bulunmamıştır. En yüksek korelasyon değeri (0,712) ise diğer modellerden elde edilen sonuçlara benzer şekilde 19. madde ile 20. madde arasındadır. Ölçek maddeleri arasındaki düşük korelasyonlarda dördüncü ve on ikinci maddenin ortak paydada olduğu görülmektedir. Ölçeğin on ikinci maddesi "sosyal ilişkilerim yüzeyseldir" ifadesidir ve Russel (1996) bu madde için "yüzeysel" kelimesinin farklı yaş gruplarınca anlaşılamayabileceğini ifade etmiştir. Sekizinci madde; daha önce de belirtildiği gibi "ilgilerim ve fikirlerim çevremdekilerce paylaşılmıyor" ifadesidir. Bu maddenin diğer maddelerle düşük korelasyonu maddede iki farklı niteliğin (ilgi, fikir) ölçülmesinden kaynaklı olabilir.

Meta analize dâhil edilen çalışmalar, örneklem yaş grubuna göre Tablo 18'de görüldüğü gibi kategorize edilerek üç alt grup kategorisinde analizler gerçekleşmiştir. Bu bağlamda her bir alt grup için ayrı ayrı sentezlenmiş korelasyon matrisleri elde edilmiştir.

Tablo 18

Örneklem Yaş Grubu Moderatör Değişkenine Göre Oluşturulan Alt Gruplardaki Heterojenlik Testi Sonuçları

Moderatör değişken	Kategori	Çalışma sayısı	χ^2	Sd
ALT GRUP (Örneklem Tipi)	11-17 yaş grubundaki ortaokul ve lise öğrencileri	19	23436,48*	3420
	18-24 yaş grubundaki üniversite öğrencileri	18	15924,80*	3230
	50 ve üstü yaş grubundaki bireyler	4	2946,20*	570

Not: * p<0,05, sd: serbestlik derecesi.

Örneklem yaş gruplarına göre üç kategoriye ayrılan çalışmalar için korelasyon matrislerinin homojenliği χ^2 istatistiği ile test edilmiştir. Fakat Tablo 18'de görüldüğü gibi her üç kategori için de çalışmalardaki korelasyon matrislerinin homojen olduğunu ifade eden sıfır hipotezi reddedilmiştir (χ^2_{11-17}(sd=3420)= 23436,48; χ^2_{18-24}(sd=3230)=15924,8; $\chi^2_{50\text{ ve üstü}}$(sd=570)=2946,2). Bu bağlamda, çalışmalar arasındaki heterojenliğin örneklem yaş grubu ya da örneklem büyüklüğü moderatör değişkenine göre yeterince açıklanamadığı ve ilave olarak farklı moderatör değişkenlerden kaynaklanan heterojenliğin olabileceği söylenebilir.

MAYEM'in çalışmalardaki korelasyon matrislerinin sentezlenmesi adımında, örneklem yaş gruplarına göre ayrılan üç kategoride kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisleri Tablo 19, 20 ve 21'de sunulmaktadır.

Tablo 19

Örneklemi 11-17 Yaş Grubundaki Ortaokul ve Lise Öğrencilerinden Oluşan Çalışmalar İçin MAYEM 1. Adımda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Sentezlenmiş Korelasyon Matrisi

	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12	M13	M14	M15	M16	M17	M18	M19	M20
M1	1	0,324	0,264	0,222	0,440	0,431	0,255	0,139	0,343	0,419	0,261	0,150	0,158	0,216	0,334	0,347	0,159	0,203	0,331	0,354
M2	0,324	1	0,507	0,148	0,295	0,229	0,410	0,139	0,197	0,271	0,401	0,216	0,216	0,309	0,171	0,166	0,263	0,311	0,159	0,216
M3	0,264	0,507	1,000	0,141	0,240	0,215	0,345	0,124	0,176	0,246	0,366	0,199	0,239	0,308	0,144	0,190	0,269	0,307	0,169	0,210
M4	0,222	0,148	0,141	1	0,249	0,202	0,128	0,122	0,185	0,210	0,115	0,108	0,036	0,057	0,114	0,145	0,051	0,062	0,132	0,151
M5	0,440	0,295	0,240	0,249	1	0,465	0,241	0,086	0,297	0,416	0,255	0,141	0,164	0,179	0,307	0,340	0,163	0,197	0,342	0,345
M6	0,431	0,229	0,215	0,202	0,465	1	0,230	0,134	0,290	0,414	0,217	0,146	0,146	0,169	0,294	0,352	0,121	0,159	0,309	0,338
M7	0,255	0,410	0,345	0,128	0,241	0,230	1	0,180	0,147	0,268	0,374	0,220	0,297	0,338	0,123	0,178	0,277	0,339	0,152	0,210
M8	0,139	0,139	0,124	0,122	0,086	0,134	0,180	1	0,085	0,120	0,136	0,140	0,054	0,086	0,025	0,066	0,037	0,067	0,088	0,062
M9	0,343	0,197	0,176	0,185	0,297	0,290	0,147	0,085	1	0,332	0,152	0,120	0,085	0,106	0,277	0,224	0,131	0,109	0,303	0,256
M10	0,419	0,271	0,246	0,210	0,416	0,414	0,268	0,120	0,332	1	0,265	0,135	0,144	0,186	0,317	0,445	0,131	0,200	0,417	0,466
M11	0,261	0,401	0,366	0,115	0,255	0,217	0,374	0,136	0,152	0,265	1	0,210	0,288	0,430	0,181	0,204	0,367	0,420	0,160	0,194
M12	0,150	0,216	0,199	0,108	0,141	0,146	0,220	0,140	0,120	0,135	0,210	1	0,178	0,187	0,053	0,085	0,129	0,181	0,072	0,086
M13	0,158	0,216	0,239	0,036	0,164	0,146	0,297	0,054	0,085	0,144	0,288	0,178	1	0,395	0,155	0,213	0,301	0,362	0,188	0,200
M14	0,216	0,309	0,308	0,057	0,179	0,169	0,338	0,086	0,106	0,186	0,430	0,187	0,395	1	0,149	0,212	0,380	0,420	0,186	0,199
M15	0,334	0,171	0,144	0,114	0,307	0,294	0,123	0,025	0,277	0,317	0,181	0,053	0,155	0,149	1	0,355	0,199	0,157	0,370	0,357
M16	0,347	0,166	0,190	0,145	0,340	0,352	0,178	0,066	0,224	0,445	0,204	0,085	0,213	0,212	0,355	1	0,136	0,220	0,425	0,518
M17	0,159	0,263	0,269	0,051	0,163	0,121	0,277	0,037	0,131	0,131	0,367	0,129	0,301	0,380	0,199	0,136	1	0,428	0,172	0,167
M18	0,203	0,311	0,307	0,062	0,197	0,159	0,339	0,067	0,109	0,200	0,420	0,181	0,362	0,420	0,157	0,220	0,428	1,000	0,213	0,234
M19	0,331	0,159	0,169	0,132	0,342	0,309	0,152	0,088	0,303	0,417	0,160	0,072	0,188	0,186	0,370	0,425	0,172	0,213	1	0,618
M20	0,354	0,216	0,210	0,151	0,345	0,338	0,210	0,062	0,256	0,466	0,194	0,086	0,200	0,199	0,357	0,518	0,167	0,234	0,618	1

Tablo 20

Örneklemi 18-24 Yaş Grubundaki Üniversite Öğrencilerinden Oluşan Çalışmalar İçin MAYEM 1. Adımda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Sentezlenmiş Korelasyon Matrisi

	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12	M13	M14	M15	M16	M17	M18	M19	M20
M1	1	0,124	0,132	0,107	0,384	0,397	0,088	0,058	0,279	0,340	0,109	0,006	0,089	0,112	0,355	0,335	0,108	0,106	0,329	0,339
M2	0,124	1,000	0,503	-0,010	0,129	0,115	0,370	0,178	0,052	0,151	0,382	0,183	0,246	0,358	0,094	0,098	0,321	0,349	0,065	0,118
M3	0,132	0,503	1,000	0,011	0,120	0,124	0,366	0,194	0,064	0,136	0,354	0,185	0,270	0,362	0,110	0,124	0,308	0,355	0,061	0,114
M4	0,107	-0,010	0,011	1,000	0,150	0,130	-0,008	0,076	0,077	0,088	0,000	-0,010	0,010	-0,014	0,109	0,100	-0,012	-0,012	0,074	0,095
M5	0,384	0,129	0,120	0,150	1,000	0,428	0,097	0,056	0,220	0,362	0,089	0,005	0,049	0,093	0,280	0,337	0,082	0,115	0,306	0,348
M6	0,397	0,115	0,124	0,130	0,428	1,000	0,091	0,069	0,225	0,377	0,081	0,025	0,070	0,090	0,292	0,359	0,086	0,107	0,285	0,322
M7	0,088	0,370	0,366	-0,008	0,097	0,091	1,000	0,208	0,030	0,122	0,358	0,204	0,307	0,379	0,066	0,094	0,333	0,386	0,049	0,079
M8	0,058	0,178	0,194	0,076	0,056	0,069	0,208	1,000	-0,025	0,038	0,215	0,080	0,178	0,189	0,051	0,036	0,185	0,211	-0,027	0,008
M9	0,279	0,052	0,064	0,077	0,220	0,225	0,030	-0,025	1,000	0,262	0,032	0,032	0,036	0,032	0,310	0,253	0,049	0,057	0,336	0,254
M10	0,340	0,151	0,136	0,088	0,362	0,377	0,122	0,038	0,262	1,000	0,120	-0,014	0,075	0,106	0,305	0,463	0,090	0,130	0,410	0,446
M11	0,109	0,382	0,354	0,000	0,089	0,081	0,358	0,215	0,032	0,120	1,000	0,182	0,293	0,475	0,089	0,109	0,394	0,422	0,047	0,078
M12	0,006	0,183	0,185	-0,010	0,005	0,025	0,204	0,080	0,032	-0,014	0,182	1,000	0,261	0,257	-0,005	0,016	0,186	0,226	0,041	0,005
M13	0,089	0,246	0,270	0,010	0,049	0,070	0,307	0,178	0,036	0,075	0,293	0,261	1,000	0,400	0,060	0,107	0,295	0,364	0,061	0,071
M14	0,112	0,358	0,362	-0,014	0,093	0,090	0,379	0,189	0,032	0,106	0,475	0,257	0,400	1,000	0,081	0,114	0,420	0,479	0,045	0,076
M15	0,355	0,094	0,110	0,109	0,280	0,292	0,066	0,051	0,310	0,305	0,089	-0,005	0,060	0,081	1,000	0,339	0,125	0,101	0,344	0,326
M16	0,335	0,098	0,124	0,100	0,337	0,359	0,094	0,036	0,253	0,463	0,109	0,016	0,107	0,114	0,339	1,000	0,090	0,140	0,422	0,493
M17	0,108	0,321	0,308	-0,012	0,082	0,086	0,333	0,185	0,049	0,090	0,394	0,186	0,295	0,420	0,125	0,090	1,000	0,434	0,057	0,091
M18	0,106	0,349	0,355	-0,012	0,115	0,107	0,386	0,211	0,057	0,130	0,422	0,226	0,364	0,479	0,101	0,140	0,434	1,000	0,064	0,105
M19	0,329	0,065	0,061	0,074	0,306	0,285	0,049	-0,027	0,336	0,410	0,047	0,041	0,061	0,045	0,344	0,422	0,057	0,064	1,000	0,609
M20	0,339	0,118	0,114	0,095	0,348	0,322	0,079	0,008	0,254	0,446	0,078	0,005	0,071	0,076	0,326	0,493	0,091	0,105	0,609	1,000

Tablo 21

Örneklemi 50 ve 50 Üstü Yaş Grubundaki Bireylerden Oluşan Çalışmalar için MAYEM 1. Adımda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Sentezlenmiş Korelasyon Matrisi

	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12	M13	M14	M15	M16	M17	M18	M19	M20
M1	1	-0,144	-0,153	0,131	0,356	0,285	-0,123	0,147	0,229	0,490	-0,139	0,019	-0,090	-0,106	0,259	0,460	-0,116	-0,125	0,299	0,274
M2	-0,144	1	0,491	0,029	0,003	0,061	0,375	0,106	0,014	-0,133	0,283	0,172	0,284	0,281	0,006	-0,122	0,255	0,282	-0,023	0,005
M3	-0,153	0,491	1	0,064	0,051	0,027	0,338	0,099	0,024	-0,117	0,317	0,185	0,309	0,300	0,024	-0,131	0,305	0,284	-0,009	-0,020
M4	0,131	0,029	0,064	1	0,173	0,121	0,072	0,084	0,095	0,121	0,055	0,006	0,045	0,097	0,043	0,136	0,040	0,035	0,095	0,073
M5	0,356	0,003	0,051	0,173	1	0,515	-0,004	0,327	0,376	0,394	0,039	0,105	0,054	0,060	0,416	0,396	0,049	-0,011	0,494	0,460
M6	0,285	0,061	0,027	0,121	0,515	1	0,032	0,310	0,446	0,340	0,058	0,120	0,056	0,080	0,485	0,321	-0,003	-0,037	0,568	0,567
M7	-0,123	0,375	0,338	0,072	-0,004	0,032	1	0,198	0,041	-0,211	0,337	0,235	0,310	0,353	0,039	-0,202	0,334	0,317	0,001	0,021
M8	0,147	0,106	0,099	0,084	0,327	0,310	0,198	1	0,288	0,140	0,059	0,166	0,134	0,143	0,262	0,130	0,070	0,106	0,299	0,291
M9	0,229	0,014	0,024	0,095	0,376	0,446	0,041	0,288	1	0,294	0,049	0,065	0,037	0,073	0,432	0,238	0,006	-0,030	0,473	0,449
M10	0,490	-0,133	-0,117	0,121	0,394	0,340	-0,211	0,140	0,294	1	-0,124	0,042	-0,060	-0,121	0,324	0,625	-0,080	-0,141	0,413	0,381
M11	-0,139	0,283	0,317	0,055	0,039	0,058	0,337	0,059	0,049	-0,124	1	0,223	0,300	0,436	0,046	-0,109	0,423	0,362	0,025	0,048
M12	0,019	0,172	0,185	0,006	0,105	0,120	0,235	0,166	0,065	0,042	0,223	1	0,262	0,278	0,095	0,010	0,236	0,234	0,092	0,108
M13	-0,090	0,284	0,309	0,045	0,054	0,056	0,310	0,134	0,037	-0,060	0,300	0,262	1	0,412	0,050	-0,177	0,360	0,360	0,045	0,062
M14	-0,106	0,281	0,300	0,097	0,060	0,080	0,353	0,143	0,073	-0,121	0,436	0,278	0,412	1	0,059	-0,166	0,465	0,383	0,057	0,085
M15	0,259	0,006	0,024	0,043	0,416	0,485	0,039	0,262	0,432	0,324	0,046	0,095	0,050	0,059	1	0,289	0,015	-0,033	0,591	0,546
M16	0,460	-0,122	-0,131	0,136	0,396	0,321	-0,202	0,130	0,238	0,625	-0,109	0,010	-0,177	-0,166	0,289	1	-0,151	-0,136	0,394	0,394
M17	-0,116	0,255	0,305	0,040	0,049	-0,003	0,334	0,070	0,006	-0,080	0,423	0,236	0,360	0,465	0,015	-0,151	1	0,430	-0,036	-0,026
M18	-0,125	0,282	0,284	0,035	-0,011	-0,037	0,317	0,106	-0,030	-0,141	0,362	0,234	0,360	0,383	-0,033	-0,136	0,430	1	-0,074	-0,031
M19	0,299	-0,023	-0,009	0,095	0,494	0,568	0,001	0,299	0,473	0,413	0,025	0,092	0,045	0,057	0,591	0,394	-0,036	-0,074	1	0,796
M20	0,274	0,005	-0,020	0,073	0,460	0,567	0,021	0,291	0,449	0,381	0,048	0,108	0,062	0,085	0,546	0,394	-0,026	-0,031	0,796	1

Örneklemi 11-17 yaş grubundaki ortaokul ve lise öğrencilerinden oluşan çalışmalardan kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisi incelendiğinde (Tablo 19), korelasyon değerlerinin pozitif, düşük ve orta düzeylerde olduğu, 0,025-0,618 arasında değiştiği görülmektedir. Maddeler arasındaki korelasyon değerlerinin ise p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmüştür. En düşük korelasyon değeri (0,025) 8. ve 15. madde arasında iken, en yüksek korelasyon değeri (0,618) diğer modellerden elde edilen sonuçlara benzer bir şekilde 19. madde ile 20. madde arasında bulunmuştur. Daha öncede belirtildiği gibi sekizinci maddede iki farklı niteliğin ölçülmesi, bu madde ile diğer maddeler arasında zayıf ilişkiye sebebiyet vermiş olabilir.

Örneklemi 18-24 yaş grubundaki üniversite öğrencilerinden oluşan çalışmalardan kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisi incelendiğinde (Tablo 20), korelasyon değerlerinin düşük ve orta düzeylerde olduğu, 0,00-0,609 arasında değiştiği görülmektedir. Maddeler arasındaki korelasyon değerleri istatistiksel manidarlık açısından incelendiğinde, 1-12, 2-4, 3-4, 4-7, 4-11, 4-12, 4-13, 4-14, 4-17, 4-18, 5-12, 8-20, 10-12, 12-15, 12-16 ve 12-20 maddeleri arasındaki korelasyon değerlerinin manidar olmadığı, diğer korelasyon değerlerinin ise p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmüştür. En düşük korelasyon değeri (0,00) 4. ve 11. madde arasında iken, bu değer manidar (p>0,05) bulunmamıştır. En yüksek korelasyon değeri (0,609) ise p=0,05 düzeyinde manidar olup diğer modellerden elde edilen sonuçlar ile benzer bir şekilde 19. madde ve 20. madde arasındadır. Manidar olmayan ilişkiler incelendiğinde dördüncü, sekizinci ve on ikinci maddenin diğer maddelerle olan korelasyonları göze çarpmaktadır. Daha öncede belirtildiği gibi dördüncü maddede çift olumsuz anlamın yer alması, sekizinci maddenin iki farklı niteliği ölçmesi ve on ikinci maddede yer alan bazı kelimelerin (yüzeysel) anlaşılamaması sebepleriyle bu maddelerin yanıtlayıcılar tarafından hassas bir şekilde cevaplanamadığı söylenebilir.

Örneklemi 50 ve 50 üstü yaş grubundaki bireylerden oluşan çalışmalardan kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisi incelendiğinde (Tablo 21), korelasyon değerlerinin düşük ve orta düzeylerde olduğu, 0,001-0,796 arasında değiştiği görülmektedir. Maddeler arasındaki korelasyon değerleri istatistiksel manidarlık açısından incelendiğinde, 1-12, 2-4,

2-5, 2-9, 2-15, 2-19, 2-20, 3-6, 3-9, 3-15, 3-19, 3-20, 4-12, 4-15, 4-17, 4-18, 5-7, 5-11, 5-18, 6-7, 6-17, 6-18, 7-9, 7-15, 7-19, 7-20, 9-13, 9-17, 9-18, 10-12, 11-19, 12-16, 15-17, 15-18, 17-19, 17-20 ve 18-20 maddeleri arasındaki korelasyon değerlerinin manidar olmadığı, diğer korelasyon değerlerinin ise p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmüştür. Bu bağlamda, 6. ve 19. madde arasındaki en düşük korelasyon değerinin (0,001) p=0,05 düzeyinde manidar olmadığı söylenebilir. Bu kategorideki çalışma sayısının dört olması sentezlenmiş korelasyon matrisinde manidar olmayan kestirimlerin sayıca artmasını sağlamıştır. En yüksek korelasyon değeri (0,796) diğer modellerden elde edilen sonuçlara benzer bir şekilde 19. madde ile 20. madde arasındadır.

Örneklem büyüklüğüne ve yaş grubuna göre kategorilere ayrılmış olan çalışmalardan kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisleri beraber incelendiğinde, tüm sentezlenmiş korelasyon matrislerindeki değerlerin düşük ve orta düzey arasında olduğu söylenebilir. Her iki moderatör değişken içinde elde edilen korelasyon matrislerindeki bazı değerlerin manidar olmadığı görülmektedir. Sentezlenmiş korelasyon matrisindeki en düşük korelasyon değeri moderatör değişkenlere ve kategorilerine göre farklılık göstermiş olsa da en yüksek korelasyon değeri 19. madde ve 20. madde arasındadır.

Dördüncü Alt Probleme İlişkin Bulgular

"Örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu moderatör değişkenlerine göre oluşturulmuş alt gruplarda, MAYEM'in model uyumu testi adımında i) tek faktörlü modelin, ii) iki faktörlü modelin, iii) ikinci düzey üç faktörlü modelin sentezlenmiş korelasyon matrisi ile uyumunun değerlendirilmesinde çok değişkenli TSSEM yöntemlerine göre kestirilen evren parametreleri ve model uyum indeksleri nelerdir ve elde edilen model uyum indekslerine göre yalnızlık psikolojik yapısı için en uygun model hangisidir?"

MAYEM'in birinci adımında örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu kategorilerine göre sentezlenen korelasyon matrisleri ikinci adımda önerilen tek faktörlü, iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü DFA modellerine göre test edilmiştir. UCLA yalnızlık ölçeği için

önerilen tek faktörlü, iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü modellerin uyumları sırası ile değerlendirilmiştir.

Tek Faktörlü Model İçin Elde Edilen Model Uyum İndeksleri:

Tek faktörlü model için model uyumuna dair elde edilen istatistikler, ilk önce örneklem büyüklüğü ardından örneklem yaş grubu moderatör değişkenleri için sunulmuştur.

Örneklem büyüklüğüne göre alt gruplara ayrılmış çalışmalar için MAYEM'in ikinci aşamasında kestirilen faktör yükleri ve hata varyansları Tablo 22'de sunulmuştur.

Tablo 22

Örneklem Büyüklüğüne Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin Tek Faktörlü Modelin TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri

	n>200			n≤200		
M	λ	SH	ζ	λ	SH	ζ
1	0,607*	0,005	0,631	0,724*	0,012	0,476
2	0,635*	0,005	0,596	0,692*	0,014	0,521
3	0,605*	0,005	0,634	0,634*	0,015	0,598
4	*0,247**	*0,006*	*0,939*	*0,299**	*0,018*	*0,911*
5	0,616*	0,005	0,621	0,761*	0,012	0,421
6	0,597*	0,005	0,643	0,748*	0,012	0,440
7	0,579*	0,005	0,665	0,558*	0,016	0,689
8	*0,242**	*0,006*	*0,941*	*0,283**	*0,019*	*0,920*
9	0,462*	0,005	0,786	0,616*	0,015	0,620
10	0,666*	0,004	0,556	0,747*	0,011	0,442
11	0,608*	0,005	0,630	0,692*	0,013	0,520
12	0,347*	0,006	0,879	*0,243**	*0,020*	*0,941*
13	0,519*	0,005	0,731	0,570*	0,015	0,675
14	0,628*	0,005	0,605	0,707*	0,013	0,501
15	0,553*	0,005	0,694	0,672*	0,014	0,548
16	0,662*	0,004	0,562	0,781*	0,011	0,391
17	0,546*	0,005	0,702	0,667*	0,014	0,555
18	0,630*	0,005	0,603	0,669*	0,014	0,553
19	0,742*	0,004	0,450	0,886*	0,007	0,216
20	0,796*	0,003	0,367	0,809*	0,010	0,346

Not. * p<0,05, M: Maddeler, λ : Faktör yükü, SH: faktör yükü kestiriminin standart hatası, ζ : Hata varyansı

Tablo 22, örneklemi 200'den büyük olan çalışmalardan elde edilen faktör yüklerine göre incelendiğinde, TSSEM yöntemine göre kestirilen faktör yüklerinin (λ) 0,242-0,796 arasında ve p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmektedir. Bununla birlikte dördüncü ve sekizinci madde dışında faktör yüklerinin 0,30'dan büyük olduğu gözlenmiştir. Hata varyansları

incelendiğinde ise dördüncü ve sekizinci maddenin düşük faktör yüküne uyumlu olarak hata varyansı kestirimlerinin 0,90'dan büyük olduğu görülmektedir.

Örneklemi 200'e eşit ve küçük olan çalışmalar için Tablo 22 incelendiğinde, TSSEM yöntemine göre kestirilen faktör yüklerinin (λ) 0,243-0,886 arasında ve p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmektedir. Dördüncü, sekizinci ve on ikinci maddelerin düşük faktör yüklerine (λ_4 = 0,299, λ_8 = 0,283, λ_{12} = 0,243) bağlı olarak hata varyansları da 0,90'dan büyük (ζ_4 = 0,911, ζ_8 = 0,920, ζ_{12} = 0,941 kestirilmiştir. Diğer maddelerin faktör yükleri 0,30'dan büyük, hata varyansları ise 0,90'dan küçüktür.

Örneklem büyüklüğüne göre alt gruplara ayrılmış çalışmalar için TSSEM yöntemine göre yapılan analizler sonucunda tek faktörlü modele ilişkin model uyum indeksleri Tablo 23'te verilmiştir. Tablo 23'te görüldüğü gibi, UCLA yalnızlık ölçeği için test edilen tek faktörlü modelin χ^2 test istatistikleri $\chi^2_{n\leq200}$ (sd=170, n=1817) = 1823,53, $\chi^2_{n>200}$ (sd=170, n=19913) = 14838,03 ve her biri p=0,05 düzeyinde manidar bulunmuştur. χ^2/sd değerleri her iki kategoride 5'ten yüksek bulunmuştur.

Tablo 23

Örneklem Büyüklüğüne Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin Tek Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri

Moderatör değişken	Kategoriler	k	χ^2	Sd	χ^2/sd	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
Örneklem büyüklüğü (n)	≤200	13	1823,53*	170	10,73	0,073	0,829	0,809	0,229
	>200	39	14838,03*	170	87,28	0,066	0,756	0,727	0,161

Not: * p<0,05, k: çalışma sayısı, sd: serbestlik derecesi

Tablo 23'te yer alan uyum iyiliği indeksleri incelendiğinde, her iki örneklem büyüklüğü kategorisi için CFI ve TLI değerlerinin yeterli uyumu gösteren 0,90 değerinden küçük olduğu görülmektedir. Model uyumsuzluk indeksleri incelenirse, RMSEA değerleri her iki kategoride de kabul edilebilir uyum için gerekli olan 0,08 değerinden küçük bulunmuş olsa da SRMR kestirimleri kabul edilebilir uyum için yeterli değildir.

Örneklem gruplarındaki yaş grubuna göre alt gruplara ayrılmış olan çalışmalar için MAYEM'in ikinci aşamasında kestirilen faktör yükleri ve hata varyansları Tablo 24'te sunulmuştur.

Tablo 24, örneklemi 11-17 yaş grubundaki ortaokul ve lise öğrencilerinden oluşan çalışmalar için incelendiğinde, TSSEM yöntemine göre kestirilen faktör yüklerinin (λ) 0,211–0,781 arasında ve p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmektedir. Ayrıca sekizinci maddenin faktör yükünün 0,30'dan küçük (0,211); kalan maddelerin faktör yüklerinin 0,30'dan büyük olduğu gözlenmiştir. Hata varyansları incelendiğinde ise sekizinci maddenin düşük faktör yüküne uyumlu olarak hata varyansı kestiriminin 0,90'dan büyük olduğu görülmektedir. Diğer maddelere ait hata varyansı kestirimleri 0,90'dan küçüktür.

Tablo 24

Örneklem Yaş Gruplarına Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin Tek Faktörlü Modelin TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri

	11-17 yaş grubundaki ortaokul ve lise öğrencileri			18-24 yaş grubundaki üniversite öğrencileri			50 ve üstü yaş grubundaki bireyler		
M	λ	SH	ζ	λ	SH	ζ	λ	SH	ζ
1	0,674*	0,006	0,546	0,581*	0,008	0,662	0,503*	0,018	0,747
2	0,666*	0,006	0,557	0,603*	0,008	0,636	0,365*	0,022	0,867
3	0,622*	0,007	0,613	0,600*	0,008	0,640	0,383*	0,022	0,853
4	0,301*	0,009	0,909	*0,126**	*0,011*	*0,984*	*0,252**	*0,021*	*0,936*
5	0,666*	0,006	0,556	0,568*	0,008	0,678	0,740*	0,014	0,452
6	0,626*	0,007	0,609	0,565*	0,008	0,681	0,753*	0,013	0,433
7	0,601*	0,007	0,639	0,532*	0,008	0,717	0,331*	0,021	0,890
8	*0,211**	*0,009*	*0,955*	*0,255**	*0,010*	*0,935*	0,505*	0,018	0,745
9	0,484*	0,008	0,766	0,410*	0,010	0,832	0,619*	0,016	0,616
10	0,705*	0,006	0,503	0,642*	0,007	0,587	0,742*	0,015	0,449
11	0,653*	0,006	0,573	0,586*	0,008	0,657	0,421*	0,020	0,822
12	0,322*	0,009	0,896	*0,275**	*0,010*	*0,924*	0,390*	0,020	0,848
13	0,525*	0,008	0,724	0,475*	0,009	0,775	0,407*	0,020	0,834
14	0,622*	0,007	0,613	0,634*	0,008	0,599	0,486*	0,019	0,764
15	0,559*	0,007	0,688	0,524*	0,009	0,725	0,709*	0,014	0,497
16	0,677*	0,006	0,541	0,655*	0,007	0,571	0,699*	0,016	0,512
17	0,548*	0,008	0,699	0,546*	0,008	0,702	0,419*	0,021	0,824
18	0,639*	0,007	0,592	0,627*	0,008	0,607	0,323*	0,021	0,895
19	0,728*	0,006	0,470	0,685*	0,007	0,530	0,900*	0,007	0,191
20	0,781*	0,005	0,390	0,738*	0,006	0,455	0,891*	0,008	0,206

Not. * p<0,05, M: Maddeler, λ : Faktör yükü, SH: faktör yükü kestiriminin standart hatası, ζ : Hata varyansı

Tablo 24, örneklemi 18-24 yaş grubundaki üniversite öğrencilerinden oluşan çalışmalar için incelendiğinde, TSSEM yöntemine göre kestirilen faktör yüklerinin (λ) 0,126–0,738 arasında ve p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmektedir. Tek faktörlü model için, maddelere ait faktör yükleri dördüncü, sekizinci ve on ikinci madde dışında 0,30'dan büyük kestirilmiştir. Maddelere ait hata varyansları incelendiğinde ise dördüncü, sekizinci ve on ikinci maddelere ait hata varyans kestirimleri 0,90'dan büyük bulunmuştur.

Son olarak, örneklemi 50 ve üzeri yaş grubundaki bireylerden oluşan çalışmalar için Tablo 24 incelenirse, TSSEM yöntemine göre kestirilen faktör yüklerinin (λ) 0,252–0,900 arasında ve p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmektedir. Tek faktörlü model için, faktör yükleri dördüncü madde (λ =0,252) dışında 0,30'dan büyük bulunmuştur. Bu sonuca bağlı olarak dördüncü maddenin hata varyansı 0,90'ın üzerinde bulunurken; diğer maddelerin hata varyansı kestirimleri ise 0,90'ın altındadır.

Örneklem yaş grubuna göre alt gruplara ayrılmış olan çalışmalar için TSSEM yöntemine göre yapılan analizler sonucunda tek faktörlü modele ilişkin model uyum indeksleri Tablo 25'te verilmiştir. Tablo 25'te görüldüğü gibi, UCLA yalnızlık ölçeği için test edilen tek faktörlü modelin χ^2 test istatistikleri χ^2_{11-17} (sd=170, n=9293) = 6637, χ^2_{18-24} (sd=170, n=7080) = 5665,12, $\chi^2_{50\text{ ve üstü}}$ (sd=170, n=1401) = 2161,95 ve her biri p=0,05 düzeyinde manidar bulunmuştur. χ^2/sd değerleri her bir yaş grubu kategorisi için 5'ten oldukça yüksek bulunmuştur.

Tablo 25

Örneklem Yaş Gruplarına Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin Tek Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri

Moderatör değişken	Kategoriler	k	χ^2	Sd	χ^2/sd	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
Örneklem yaş grubu	11-17	19	6637,00*	170	39,04	0,064	0,761	0,732	0,145
	18-24	18	5665,12*	170	33,32	0,068	0,719	0,686	0,171
	50 ve üstü	4	2161,95*	170	12,72	0,092	0,813	0,791	0,233

Not: * p<0,05, k: çalışma sayısı, sd: serbestlik derecesi

Tablo 25'te yer alan tek faktörlü modelin uyum iyiliği indeksleri incelendiğinde, örneklem yaş grubuna göre oluşturulmuş alt grupların tamamında CFI ve TLI değerlerinin yeterli uyumu gösteren 0,90 değerinden küçük olduğu görülmektedir. Ortalama hata tahminleri incelenirse, RMSEA değeri 11-17 ve 18-24 yaş grubu kategorileri için 0,08'den küçüktür ve yeterli uyumu göstermektedir. Bununla birlikte standart hata kestirimlerinden bir diğeri olan SRMR değerinin bu kategoriler için kabul edilebilir uyum için gerekli olan 0,10 değerinden büyük olduğu görülmektedir. Örneklemi 50 ve üzeri yaş grubundaki bireylerden oluşan çalışmalar için ise, RMSEA ve SRMR değerlerinin her ikisi de yeterli uyumu gösterememiştir.

Örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu kategorileri için tek faktörlü modelin sentezlenmiş korelasyon matrisine uyumunun karşılaştırmalı olarak incelenebilmesi için özet model uyum istatistikleri Tablo 26'da yer almaktadır.

Tablo 26

Örneklem Büyüklüğü ve Örneklem Yaş Grubu Kategorileri için Tek Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri

Moderatör değişken	Kategoriler	k	χ^2/sd	AIC	BIC	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
Örneklem büyüklüğü	n ≤200	13	10,73	1483,53	547,69	0,073	0,820	0,808	0,229
	n>200	39	87,28	14498,03	13155,17	0,066	0,756	0,727	0,161
Örneklem yaş grubu	11-17	19	39,04	6297,00	5083,71	0,064	0,761	0,732	0,145
	18-24	18	33,32	5325,12	4158,07	0,068	0,719	0,686	0,171
	50 ve üstü	4	12,72	1821,95	930,31	0,092	0,813	0,791	0,233

Tablo 26'nın ilk iki satırında yer alan değerlere göre model veri uyumu için beraber değerlendirilmesi gereken χ^2/sd değeri, model uyum indeksleri (CFI, TLI) ve model hata indeksleri incelendiğinde, tek faktörlü modelin örneklem büyüklüğüne göre alt gruplara ayrılmış çalışmalar için yeterli uyum sergilediğini söyleyemeyiz. Örneklem yaş grubuna göre alt gruplara ayrılmış çalışmalar için, χ^2/sd değeri, model uyum indeksleri (CFI, TLI) ve model hata indeksleri birlikte değerlendirildiğinde, tek faktörlü modelin bu kategorilerde kestirilen sentezlenmiş korelasyon matrisi ile yeterince uyum sergileyemediği görülmektedir.

Parametre kestirimleri (λ ve ζ) için ise, her iki moderatör değişkene göre alt gruplara ayrılmış çalışmalar için dördüncü, sekizinci ve on ikinci maddeler için düşük faktör yükü kestirimi olduğu (<0,30) ve buna bağlı olarak aynı maddelere ait hata varyansı kestiriminin yüksek olduğu (>0,90) görülmüştür. Diğer maddeler için faktör yükleri tüm alt gruplarda kabul edilebilir düzeydedir. Diğer alt problemlerde de belirtildiği gibi, dördüncü maddenin çift olumsuz anlama sahip olması; sekizinci maddede iki farklı niteliğin ölçülmesi ve on ikinci maddede yer alan bazı ifadelerin anlaşılamaması yanıtlayıcılar tarafından bu maddelerin anlaşılamamasına ve düşük parametre kestirimine neden olabilmektedir.

İki Faktörlü Model İçin Elde Edilen Model Uyum İndeksleri:

İki faktörlü model için model uyumuna dair elde edilen istatistikler ilk önce örneklem büyüklüğü ardından örneklem yaş grubu moderatör değişkenleri için sunulmuştur.

Örneklem büyüklüğüne göre alt gruplara ayrılmış çalışmalar için MAYEM'in ikinci aşamasında kestirilen faktör yükleri ve hata varyansları Tablo 27'de yer almaktadır.

Tablo 27, örneklemi 200'den büyük olan çalışmalar için incelendiğinde, birinci faktör altındaki faktör yüklerinin (λ) 0,265-0,816; ikinci faktör altındaki faktör yüklerinin ise (λ) 0,254-0,688 arasında ve her birinin p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmektedir. Bununla birlikte dördüncü ve sekizinci madde dışında faktör yüklerinin 0,30'dan büyük olduğu gözlenmiştir. Hata varyansları incelendiğinde ise dördüncü ve sekizinci maddenin düşük faktör yüküne uyumlu olarak hata varyansı kestirimlerinin 0,90'dan büyük olduğu görülmektedir. İki faktörlü model için, faktörler arasındaki korelasyon değeri ise 0,400 (p<0,05) bulunmuş olup orta düzeyde ilişkiyi göstermektedir.

Tablo 27

Örneklem Büyüklüğüne Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin İki Faktörlü Modelin TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri

	n>200			n≤200		
	Birinci faktör			Birinci faktör		
M	λ	SH	ζ	λ	SH	ζ
1	0,617*	0,005	0,619	0,727*	0,013	0,472
4	*0,265**	*0,007*	*0,930*	*0,212**	*0,023*	*0,955*
5	0,632*	0,005	0,600	0,749*	0,013	0,439
6	0,623*	0,005	0,612	0,746*	0,013	0,444
9	0,495*	0,006	0,755	0,607*	0,016	0,631
10	0,687*	0,004	0,529	0,763*	0,011	0,417
15	0,576*	0,005	0,668	0,694*	0,014	0,518
16	0,688*	0,004	0,526	0,787*	0,011	0,381
19	0,780*	0,004	0,392	0,891*	0,008	0,206
20	0,816*	0,003	0,335	0,839*	0,010	0,297
	İkinci faktör			İkinci faktör		
2	0,674*	0,005	0,546	0,715*	0,014	0,489
3	0,648*	0,005	0,580	0,657*	0,015	0,569
7	0,624*	0,005	0,611	0,617*	0,016	0,619
8	*0,254**	*0,007*	*0,930*	0,404*	0,021	0,837
11	0,652*	0,005	0,575	0,706*	0,014	0,514
12	0,388*	0,007	0,850	0,357*	0,022	0,873
13	0,565*	0,005	0,681	0,613*	0,016	0,624
14	0,688*	0,005	0,527	0,737*	0,013	0,457
17	0,604*	0,005	0,636	0,694*	0,014	0,519
18	0,678*	0,005	0,540	0,709*	0,014	0,497

Not. * p<0,05, M: Maddeler, λ : Faktör yükü, SH: faktör yükü kestiriminin standart hatası, ζ : Hata varyansı

Tablo 27, örneklemi 200'e eşit ve küçük olan çalışmalar için incelendiğinde, kestirilen faktör yüklerinin birinci faktör altında 0,212-0,891; ikinci faktör altında 0,357–0,737 arasında ve her birinin p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmektedir. Faktör yükleri dördüncü madde dışında 0,30'dan büyük bulunmuştur. Hata varyansı kestirimleri incelendiğinde ise 0,212 faktör yüküne sahip olan dördüncü madde için hata varyansının 0,955 olduğu görülmektedir. Düşük faktör yüküne paralel bir şekilde bu maddenin hata varyansı kestiriminin 0,90'dan büyük olduğu söylenebilir. İki faktörlü model için, faktörler arasındaki korelasyon değeri ise n>200 kategorisi ile benzer şekilde 0,405 (p<0,05) bulunmuş olup orta dereceli ilişkiye işaret etmektedir.

Örneklem büyüklüğüne göre alt gruplara ayrılmış çalışmalar için TSSEM yöntemine göre yapılan analizler sonucunda iki faktörlü modele ilişkin model uyum indeksleri Tablo 28'de verilmiştir. Tablo 28'de görüldüğü gibi, UCLA yalnızlık ölçeği için test edilen iki faktörlü

modelin χ^2 test istatistikleri $\chi^2_{n\leq200}$ (sd=169, n=1817) = 1042,15, $\chi^2_{n>200}$ (sd=169, n=19913) = 6704,89 olup, her biri p=0,05 düzeyinde manidar bulunmuştur. χ^2/sd değerleri iki kategori için de 5'ten yüksek bulunmuştur.

Tablo 28

Örneklem Büyüklüğüne Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin İki Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri

Moderatör değişken	Kategoriler	k	χ^2	Sd	χ^2/sd	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
Örneklem büyüklüğü (n)	n≤200	13	1042,15*	169	6,17	0,053	0,910	0,898	0,085
	n>200	39	6704,89*	169	39,67	0,044	0,891	0,876	0,056

Not: * p<0,05, k: çalışma sayısı, sd: serbestlik derecesi

Tablo 28'de yer alan uyum iyiliği indeksleri incelendiğinde, n≤200 kategorisi için CFI ve TLI değerlerinin yeterli uyumu gösteren 0,90 değerine eşit ve büyük olduğu görülmektedir. Bu kategori için model uyumsuzluk indeksleri incelenirse, RMSEA ve SRMR kestirimlerinin her ikisi de yeterli uyumu göstermektedir. n>200 kategorisi için Tablo 28 incelendiğinde, model uyum indeksleri CFI ve TLI değerlerinin sırası ile 0,891 ve 0,876 olduğu ve yeterli uyumu göstermediği görülmektedir. Buna karşılık ortalama hata tahminleri incelendiğinde ise RMSEA ve SRMR değerinin her ikisi de mükemmel uyuma işaret etmektedir ($\text{RMSEA}_{n>200}$=0,044, $\text{SRMR}_{n>200}$=0,056).

Örneklem yaş grubuna göre alt gruplara ayrılmış olan çalışmalar için MAYEM'in ikinci aşamasında kestirilen faktör yükleri ve hata varyansları Tablo 29'da sunulmuştur.

Tablo 29, örneklemi 11-17 yaş grubundaki ortaokul ve lise öğrencilerinden oluşan çalışmalar için incelendiğinde, birinci faktör altındaki maddelerin faktör yüklerinin (λ) 0,299-0,797; ikinci faktör altındaki maddelerin faktör yüklerinin (λ) 0,201-0,682 arasında ve her birinin p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmektedir. Ayrıca dördüncü ve sekizinci maddenin faktör yükünün 0,30'dan küçük; kalan maddelerin faktör yüklerinin 0,30'dan büyük olduğu gözlenmiştir. Hata varyansları incelendiğinde ise dördüncü ve sekizinci maddenin düşük faktör yüklerine uyumlu olarak hata varyansı kestiriminin 0,90'dan büyük olduğu

görülmektedir. Diğer maddelere ait hata varyansı kestirimleri 0,90'dan küçüktür. İki faktörlü model için, faktörler arasındaki korelasyon değeri ise 0,578 (p<0,05) bulunmuş olup orta düzeyli ilişkiyi göstermektedir.

Tablo 29

Örneklem Yaş Gruplarına Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin İki Faktörlü Modelin TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri

	11-17 yaş grubundaki ortaokul ve lise öğrencileri			18-24 yaş grubundaki üniversite öğrencileri			50 ve üstü yaş grubundaki bireyler		
	Birinci faktör			Birinci faktör			Birinci faktör		
M	λ	SH	ζ	λ	SH	ζ	λ	SH	ζ
1	0,667*	0,007	0,555	0,610*	0,009	0,627	0,608*	0,019	0,630
4	*0,299**	*0,010*	*0,911*	*0,184**	*0,012*	*0,966*	*0,150**	*0,024*	*0,978*
5	0,667*	0,007	0,555	0,604*	0,009	0,635	0,629*	0,016	0,604
6	0,635*	0,007	0,596	0,608*	0,009	0,630	0,669*	0,015	0,552
9	0,497*	0,008	0,753	0,470*	0,010	0,779	0,521*	0,018	0,728
10	0,709*	0,006	0,497	0,666*	0,008	0,557	0,789*	0,013	0,378
15	0,579*	0,008	0,665	0,558*	0,009	0,688	0,651*	0,015	0,576
16	0,692*	0,006	0,521	0,685*	0,007	0,531	0,804*	0,014	0,353
19	0,755*	0,006	0,430	0,754*	0,007	0,431	0,896*	0,008	0,198
20	0,797*	0,005	0,365	0,775*	0,006	0,400	0,870*	0,009	0,242
	İkinci faktör			İkinci faktör			İkinci faktör		
2	0,682*	0,007	0,535	0,655*	0,008	0,571	0,614*	0,020	0,622
3	0,644*	0,007	0,585	0,650*	0,008	0,578	0,619*	0,019	0,617
7	0,618*	0,007	0,618	0,598*	0,009	0,642	0,598*	0,020	0,643
8	*0,201**	*0,007*	*0,960*	0,323*	0,012	0,895	*0,011**	*0,042*	*0,999*
11	0,676*	0,007	0,543	0,651*	0,008	0,576	0,595*	0,019	0,646
12	0,338*	0,010	0,886	0,381*	0,011	0,855	0,357*	0,027	0,873
13	0,555*	0,008	0,691	0,545*	0,009	0,703	0,555*	0,027	0,692
14	0,661*	0,007	0,563	0,707*	0,007	0,500	0,634*	0,018	0,598
17	0,595*	0,008	0,646	0,606*	0,009	0,633	0,663*	0,017	0,561
18	0,672*	0,007	0,549	0,681*	0,008	0,536	0,628*	0,019	0,606

Not. * p<0,05, M: Maddeler, λ : Faktör yükü, SH: faktör yükü kestiriminin standart hatası, ζ : Hata varyansı

Tablo 29, örneklemi 18-24 yaş grubundaki üniversite öğrencilerinden oluşan çalışmalar için incelendiğinde, birinci faktör altındaki maddelerin faktör yüklerinin (λ) 0,184-0,775; ikinci faktör altındaki maddelerin faktör yüklerinin (λ) 0,323-0,707 arasında ve her birinin p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmektedir. Bu kategoride sadece dördüncü maddeye ait faktör yükü (0,184) 0,30 değerinden düşük bulunmuştur. Bu maddeler dışındaki maddelerin faktör yükleri 0,30'dan büyüktür. Hata varyansları incelendiğinde ise dördüncü maddenin

düşük faktör yüküne uyumlu olarak hata varyansı kestiriminin 0,90'dan büyük olduğu görülmektedir. Diğer maddelere ait hata varyansı kestirimleri 0,90'dan küçüktür. İki faktörlü model için, faktörler arasındaki korelasyon değeri ise 0,259 (p<0,05) bulunmuş olup faktörler arasında düşük ilişkiye işaret etmektedir.

Örneklemi 50 ve üzeri yaş grubundaki bireylerden oluşan çalışmalar için Tablo 29 incelenirse, birinci faktör altındaki maddelerin faktör yüklerinin (λ) 0,150-0,896; ikinci faktör altındaki maddelerin faktör yüklerinin (λ) 0,011-0,663 arasında olduğu görülmektedir. Bu kategori için dördüncü ve sekizinci maddelerinin faktör yükleri 0,30'dan küçük bulunmuştur. Bu sonuca bağlı olarak her iki maddenin hata varyansı da 0,90'ın üzerinde bulunurken; diğer maddelerin hata varyansı kestirimleri ise 0,90'ın altındadır. İki faktörlü model için, faktörler arasındaki korelasyon değeri ise -0,310 (p<0,05) bulunmuş olup faktörler arasında orta dereceli ve ters yönlü ilişkiye işaret etmektedir.

Örneklem yaş grubuna göre alt gruplara ayrılmış olan çalışmalar için TSSEM yöntemine göre yapılan analizler sonucunda iki faktörlü modele ilişkin model uyum indeksleri Tablo 30'de verilmiştir. Tablo 30'da görüldüğü gibi, UCLA yalnızlık ölçeği için test edilen iki faktörlü modelin χ^2 test istatistikleri χ^2_{11-17} (sd=169, n=9293) = 3740,03, χ^2_{18-24} (sd=169, n=7080) = 2395,42, $\chi^2_{50 \text{ ve üstü}}$ (sd=169, n=1401) = 1385,46 olup, her biri p=0,05 düzeyinde manidar bulunmuştur. χ^2/sd değerleri her bir yaş grubu kategorisi için 5'ten yüksek bulunmuştur.

Tablo 30

Örneklem Yaş Gruplarına Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin İki Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri

Moderatör değişken	Kategoriler	k	χ^2	Sd	χ^2/sd	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
Örneklem yaş grubu	11-17	19	3740,03*	169	22,13	0,048	0,868	0,851	0,073
	18-24	18	2395,42*	169	14,17	0,043	0,886	0,872	0,051
	50 ve üstü	4	1385,46*	169	8,20	0,071	0,886	0,872	0,131

Not: * p<0,05, k: çalışma sayısı, sd: serbestlik derecesi

Tablo 30'da yer alan iki faktörlü modelin uyum iyiliği indeksleri incelendiğinde, örneklem yaş grubuna göre oluşturulan alt grupların her birinde CFI ve TLI değerlerinin yeterli uyumu gösteren 0,90 değerinden küçük olduğu görülmektedir. Ortalama hata tahminleri incelenirse, örneklemi 11-17 ve 18-24 yaş grubundaki bireylerden oluşan alt gruplarda RMSEA ve SRMR değerlerinin her ikisi de mükemmel uyumu göstermektedir. Örneklemi 50 ve üzeri yaş grubundaki bireylerden oluşan çalışmalar için RMSEA değeri yeterli uyumu gösteren 0,08 değerinden küçük bulunmuş olsa da SRMR değeri yeterli uyumu (>0,010) gösterememiştir.

Parametre kestirimleri (λ ve ζ) için ise, her iki moderatör değişkene göre alt gruplara ayrılmış çalışmalar için dördüncü ve sekizinci maddeler için düşük faktör yükü kestirimi olduğu (<0,30) ve buna bağlı olarak aynı maddelere ait hata varyansı kestiriminin yüksek olduğu (>0,90) görülmüştür. Diğer maddeler için faktör yükleri tüm alt gruplarda kabul edilebilir düzeydedir. Diğer alt problemlerde de belirtildiği gibi, dördüncü maddenin çift olumsuz anlama sahip olması ve sekizinci maddede iki farklı niteliğin ölçülmesi yanıtlayıcılar tarafından bu maddelerin anlaşılamamasına ve düşük parametre kestirimine neden olabilmektedir.

İkinci Düzey Üç Faktörlü Model İçin Elde Edilen Model Uyum İndeksleri:

UCLA yalnızlık ölçeği için önerilen ikinci düzey üç faktörlü DFA modelinin uyumuna dair elde edilen istatistikler ilk önce örneklem büyüklüğü, ardından örneklem yaş grubu moderatör değişkenleri için sunulmuştur.

Örneklem büyüklüğüne göre alt gruplara ayrılmış çalışmalar için MAYEM'in ikinci aşamasında kestirilen faktör yükleri ve hata varyansları Tablo 31'de yer almaktadır.

Tablo 31, örneklemi 200'den büyük olan çalışmalardan elde edilen faktör yüklerine göre incelendiğinde, birinci faktörü temsil eden maddelerin faktör yüklerinin (λ) 0,250-0,730 aralığında; ikinci faktörü temsil eden maddelerin faktör yüklerinin ise (λ) 0,240-0,660 aralığında ve p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, dördüncü

ve sekizinci madde dışında faktör yüklerinin 0,30'dan büyük olduğu gözlenmiştir. Hata varyansları incelendiğinde ise dördüncü ve sekizinci maddenin düşük faktör yüküne uyumlu olarak hata varyansı kestirimlerinin 0,90'dan büyük olduğu görülmektedir. İkinci derece evrensel yalnızlık boyutu için birinci ve ikinci faktörlere ait faktör yükleri sırasıyla 0,710 ve 0,520 olarak kestirilmiştir. Ayrıca evrensel yalnızlık faktörü; birinci faktör varyansının %50'sini; ikinci faktör varyansının ise %27'sini açıklamaktadır.

Tablo 31

Örneklem Büyüklüğüne Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin İkinci Düzey Üç Faktörlü Modelin TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri

	n>200			n≤200		
	Birinci Faktör			Birinci Faktör		
M	λ	SH	ζ	λ	SH	ζ
1	0,570*	0,007	0,670	0,670*	0,020	0,560
4	*0,250**	*0,009*	*0,940*	*0,150**	*0,032*	*0,980*
5	0,580*	0,007	0,670	0,680*	0,020	0,550
6	0,570*	0,007	0,670	0,680*	0,019	0,530
9	0,460*	0,008	0,790	0,540*	0,024	0,700
10	0,660*	0,007	0,570	0,720*	0,018	0,480
15	0,530*	0,008	0,710	0,630*	0,021	0,600
16	0,650*	0,007	0,580	0,750*	0,017	0,440
19	0,690*	0,006	0,520	0,830*	0,014	0,310
20	0,730*	0,006	0,470	0,750*	0,017	0,410
M	İkinci Faktör			İkinci Faktör		
2	0,600*	0,007	0,640	0,600*	0,024	0,640
3	0,580*	0,007	0,670	0,600*	0,023	0,640
7	0,600*	0,007	0,640	0,550*	0,025	0,690
8	*0,240**	*0,009*	*0,940*	0,360*	0,030	0,870
11	0,630*	0,007	0,600	0,690*	0,021	0,520
12	0,370*	0,009	0,870	0,320*	0,031	0,900
13	0,530*	0,008	0,720	0,580*	0,024	0,660
14	0,660*	0,007	0,560	0,710*	0,020	0,490
17	0,570*	0,008	0,670	0,670*	0,021	0,550
18	0,650*	0,007	0,580	0,680*	0,021	0,530
F	Üçüncü Faktör			Üçüncü Faktör		
1F	0,710*	0,016	0,170	0,340*	0,024	0,610
2F	0,520*	0,014	0,260	0,910*	0,024	0,083

Not. * p<0,05, M: Maddeler, F: Faktörler, λ : Faktör yükü, SH: faktör yükü kestiriminin standart hatası, ζ : Hata varyansı

Tablo 31, n≤200 kategorisi için incelendiğinde, birinci faktörü temsil eden maddelerin faktör yüklerinin (λ) 0,150-0,830; ikinci faktörü temsil eden maddelerin faktör yüklerinin ise (λ) 0,320-0,710 aralığında ve p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmektedir. Faktör yükleri dördüncü madde dışında 0,30'dan büyük bulunmuştur. Hata varyansı kestirimleri incelendiğinde ise 0,150 faktör yüküne sahip olan dördüncü madde için hata varyansının 0,980 olduğu görülmektedir. Düşük faktör yüküne paralel bir şekilde bu maddenin hata varyansı kestiriminin 0,90'dan büyük olduğu söylenebilir. İkinci düzey evrensel yalnızlık boyutu için birinci ve ikinci faktörlere ait faktör yükleri sırasıyla 0,340 ve 0,910 olarak kestirilmiştir. Ayrıca evrensel yalnızlık faktörü; birinci faktör varyansının %11'ini; ikinci faktör varyansının ise %84'ünü açıklamaktadır.

Örneklem büyüklüğüne göre alt gruplara ayrılmış çalışmalar için TSSEM yöntemine göre yapılan analizler sonucunda ikinci düzey üç faktörlü DFA modeline ilişkin model uyum indekslerine Tablo 32'de yer verilmiştir. Tablo 32'de görüldüğü gibi, UCLA yalnızlık ölçeği için test edilen üç faktörlü modelin χ^2 test istatistikleri $\chi^2_{n\leq200}$ (sd=169, n=1817) = 1307,57, $\chi^2_{n>200}$ (sd=169, n=19913) = 11137,2 ve her biri p=0,05 düzeyinde manidar bulunmuştur. χ^2/sd değerleri iki kategori için de 5'ten yüksek bulunmuştur.

Tablo 32

Örneklem Büyüklüğüne Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin İkinci Düzey Üç Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri

Moderatör değişken	Kategoriler	k	χ^2	Sd	χ^2/sd	GFI	AGFI	RMSEA	CFI	NFI	SRMR
Örneklem büyüklüğü (n)	n≤200	13	1307,57*	169	7,74	0,93	0,92	0,061	0,96	0,96	0,051
	n>200	39	11137,2*	169	65,9	0,95	0,93	0,057	0,96	0,96	0,035

Not: * p<0,05, k: çalışma sayısı, sd: serbestlik derecesi

Tablo 32'de yer alan uyum iyiliği indeksleri incelendiğinde, n≤200 kategorisi için model uyum istatistikleri olan GFI, AGFI, CFI ve NFI değerlerinin yeterli uyumu gösteren 0,90 değerinden büyük olduğu görülmektedir. Bu kategori için model uyumsuzluk indeksleri incelenirse, RMSEA ve SRMR değerlerinin her ikisi de yeterli uyuma işaret etmektedir.

n>200 örneklem büyüklüğü kategorisi için Tablo 32 incelendiğinde, model uyum indekslerinden GFI, CFI ve NFI değerleri mükemmel uyumu gösteren 0,95 değerinden büyük kestirilmiştir. Diğer model uyum indeksi AGFI benzer şekilde mükemmel uyumu göstermektedir (>0,90). Ortalama hata tahminleri incelendiğinde ise RMSEA değerinin yeterli uyumu (<0,08) gösterdiği ve SRMR değerinin mükemmel uyuma işaret ettiği görülmektedir.

Örneklem yaş grubuna göre alt gruplara ayrılmış olan çalışmalar için MAYEM'in ikinci aşamasında kestirilen faktör yükleri ve hata varyansları Tablo 33'te sunulmuştur.

Tablo 33, örneklemi 11-17 yaş grubundaki ortaokul ve lise öğrencilerinden oluşan çalışmalar için incelendiğinde, birinci faktörü temsil eden maddelerin faktör yüklerinin (λ) 0,290-0,690; ikinci faktörü temsil eden maddelerin faktör yüklerinin ise (λ) 0,190-0,660 aralığında ve p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmektedir. Birinci faktörü temsil eden maddelerden birisi olan dördüncü madde ile ikinci faktörü temsil eden sekizinci maddenin faktör yüklerinin 0,30'dan küçük; kalan maddelerin faktör yüklerinin 0,30'dan büyük olduğu gözlenmiştir. Hata varyansları incelendiğinde ise dördüncü ve sekizinci maddenin düşük faktör yüklerine uyumlu olarak hata varyansı kestiriminin 0,90'dan büyük olduğu görülmektedir. Diğer maddelere ait hata varyansı kestirimleri 0,90'dan küçüktür. İkinci düzey evrensel yalnızlık boyutu için birinci ve ikinci faktörlere ait faktör yükleri sırasıyla 0,820 ve 0,650 olarak kestirilmiştir. Evrensel yalnızlık faktörü; birinci faktör varyansının %68'ini; ikinci faktör varyansının ise %42'sini açıklamaktadır.

Tablo 33, örneklemi 18-24 yaş grubundaki üniversite öğrencilerinden oluşan çalışmalar için incelendiğinde, birinci faktörü temsil eden maddelerin faktör yüklerinin (λ) 0,160-0,700; ikinci faktörü temsil eden maddelerin faktör yüklerinin ise (λ) 0,310-0,690 aralığında ve p=0,05 düzeyinde manidar olduğu görülmektedir. Birinci faktörü temsil eden maddeler içinde dördüncü maddenin 0,30'dan düşük bir faktör yüküne (λ_4=0,160 p<0,05) sahip olduğu görülmektedir. Diğer maddelerin faktör yükleri 0,30'dan büyüktür. Hata varyansları incelendiğinde ise dördüncü maddenin düşük faktör yüküne uyumlu olarak hata varyansı

kestiriminin 0,90'dan büyük olduğu görülmektedir. İkinci düzey evrensel yalnızlık boyutu incelenirse, birinci ve ikinci faktörlere ait faktör yükleri sırasıyla 0,600 ve 0,400 olarak kestirilmiştir. Evrensel yalnızlık faktörü; birinci faktör varyansının %36'sını; ikinci faktör varyansının ise %16'sını açıklamaktadır.

Tablo 33

Örneklem Yaş Gruplarına Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin İkinci Düzey Üç Faktörlü Modelin TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Faktör Yükleri

	11-17 yaş grubundaki ortaokul ve lise öğrencileri			18-24 yaş grubundaki üniversite öğrencileri			50 ve üstü yaş grubundaki bireyler		
	Birinci Faktör			Birinci Faktör			Birinci Faktör		
M	λ	SH	ζ	λ	SH	ζ	λ	SH	ζ
1	0,620*	0,010	0,620	0,560*	0,013	0,680	0,420*	0,032	0,830
4	*0,290**	*0,014*	*0,920*	*0,160**	*0,016*	*0,970*	*0,140**	*0,037*	*0,980*
5	0,610*	0,010	0,630	0,550*	0,013	0,700	0,620*	0,025	0,610
6	0,590*	0,011	0,650	0,550*	0,013	0,700	0,690*	0,022	0,520
9	0,460*	0,012	0,790	0,430*	0,014	0,820	0,570*	0,027	0,680
10	0,680*	0,009	0,540	0,640*	0,011	0,590	0,530*	0,028	0,720
15	0,520*	0,011	0,730	0,520*	0,013	0,730	0,670*	0,023	0,550
16	0,630*	0,010	0,600	0,660*	0,011	0,570	0,510*	0,029	0,740
19	0,650*	0,010	0,580	0,670*	0,011	0,550	0,870*	0,014	0,250
20	0,690*	0,009	0,530	0,700*	0,010	0,500	0,840*	0,015	0,300
	İkinci Faktör			İkinci Faktör			İkinci Faktör		
2	0,600*	0,011	0,640	0,590*	0,012	0,660	0,520*	0,030	0,730
3	0,580*	0,011	0,670	0,580*	0,012	0,660	0,540*	0,029	0,710
7	0,590*	0,011	0,650	0,580*	0,012	0,660	0,570*	0,029	0,680
8	*0,190**	*0,014*	*0,960*	0,310*	0,015	0,900	*0,200**	*0,037*	*0,960*
11	0,660*	0,010	0,570	0,640*	0,012	0,590	0,610*	0,027	0,630
12	0,330*	0,013	0,890	0,340*	0,015	0,880	0,390*	0,033	0,850
13	0,500*	0,012	0,750	0,510*	0,013	0,740	0,570*	0,028	0,670
14	0,620*	0,010	0,620	0,690*	0,011	0,520	0,660*	0,026	0,560
17	0,540*	0,011	0,710	0,590*	0,012	0,650	0,640*	0,027	0,590
18	0,620*	0,010	0,620	0,670*	0,011	0,550	0,590*	0,028	0,650
F	Üçüncü Faktör			Üçüncü Faktör			Üçüncü Faktör		
1F	0,820*	0,016	0,120	0,600*	0,041	0,200	0,550*	0,013	0,120
2F	0,650*	0,016	0,210	0,400*	0,030	0,290	0,040*	0,028	0,270

Not. * p<0,05, M: Maddeler, F:Faktörler, λ : Faktör yükü, SH: faktör yükü kestiriminin standart hatası, ζ : Hata varyansı

Örneklemi 50 ve üzeri yaş grubundaki bireylerden oluşan çalışmalar için Tablo 33 incelenirse, birinci faktörü temsil eden maddelerin faktör yüklerinin (λ) 0,140-0,870; ikinci faktörü temsil eden maddelerin faktör yüklerinin ise (λ) 0,200-0,660 aralığında ve p=0,05

düzeyinde manidar olduğu görülmektedir. Birinci faktörü temsil eden maddeler içinde dördüncü madde ile ikinci faktörü temsil eden sekizinci maddenin faktör yüklerinin 0,30'dan küçük; kalan maddelerin faktör yüklerinin 0,30'dan büyük olduğu gözlenmiştir. Buna bağlı olarak dördüncü ve sekizinci maddenin hata varyansı 0,90'ın üzerinde bulunurken; diğer maddelerin hata varyansı kestirimleri ise 0,90'ın altındadır. İkinci düzey evrensel yalnızlık boyutu incelenirse, birinci ve ikinci faktörlere ait faktör yükleri sırasıyla 0,550 ($p<0,05$) ve 0,040 ($p<0,05$) olarak kestirilmiştir. Evrensel yalnızlık faktörü; ikinci faktör varyansının %0.01'ini açıklamaktayken; birinci faktör varyansının %30'unu açıklamaktadır.

Örneklem yaş grubuna göre alt gruplara ayrılmış olan çalışmalar için TSSEM yöntemine göre yapılan analizler sonucunda üç faktörlü modele ilişkin model uyum indeksleri Tablo 34'te verilmiştir. Tablo 34'te görüldüğü gibi, UCLA yalnızlık ölçeği için test edilen üç faktörlü modelin χ^2 test istatistikleri χ^2_{11-17} (sd=169, n=9293) = 7416,52, χ^2_{18-24} (sd=169, n=7080) = 3404,58, $\chi^2_{50\text{ ve üstü}}$ (sd=169, n=1401) = 2135,28 ve her biri p=0,05 düzeyinde manidar bulunmuştur. χ^2/sd değerleri her bir yaş grubu kategorisi için 5'ten yüksektir.

Tablo 34

Örneklem Yaş Gruplarına Göre Oluşturulan Alt Gruplar İçin İkinci Düzey Üç Faktörlü Modelin Sentezlenmiş Korelasyon Matrisine Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri

Moderatör değişken	Kategoriler	k	χ^2	Sd	χ^2/sd	GFI	AGFI	RMSEA	CFI	NFI	SRMR
Örneklem yaş grubu	11-17	19	7416,52*	169	43,88	0,93	0,91	0,068	0,95	0,95	0,043
	18-24	18	3404,58*	169	20,15	0,95	0,94	0,052	0,96	0,96	0,035
	50 ve üstü	4	2135,28*	169	12,63	0,87	0,84	0,090	0,90	0,89	0,090

Not: * $p<0,05$, k: çalışma sayısı, sd: serbestlik derecesi

Tablo 34'te yer alan üç faktörlü modelin uyum iyiliği indeksleri incelendiğinde, örneklemi 11-17 ve 18-24 yaş grubundan oluşan çalışmalar için CFI, NFI, GFI ve AGFI değerlerinin yeterli uyumu gösteren 0,90 değerinden büyük olduğu görülmektedir. Bu alt gruplar için ortalama hata tahminleri incelenirse, RMSEA değerinin yeterli uyuma; SRMR değerlerinin ise mükemmel uyuma işaret ettiği görülmektedir. Model uyum ve hata indeksleri doğrultusunda model veri uyumunun bu iki kategori için iyi düzeyde olduğu söylenebilir.

Örneklemi 50 ve üzeri yaş grubundaki bireylerden oluşan çalışmalar için ise model uyum indekslerinden CFI kestirimi yeterli uyum için gerekli olan 0,90 değerine eşit; diğerleri 0,90'dan küçük bulunmuştur. Bununla birlikte, standart hata kestirimlerinden RMSEA değeri 0,08'den büyük iken; SRMR değeri (<0,10) yeterli uyumu göstermektedir.

Parametre kestirimleri (λ ve ζ) için ise, her iki moderatör değişkene göre alt gruplara ayrılmış çalışmalar için dördüncü ve sekizinci maddeler için düşük faktör yükü kestirimi olduğu (<0,30) ve buna bağlı olarak aynı maddelere ait hata varyansı kestiriminin yüksek olduğu (>0,90) görülmüştür. Diğer maddeler için faktör yükleri tüm alt gruplarda kabul edilebilir düzeydedir. Diğer alt problemlerde de belirtildiği gibi, dördüncü maddenin çift olumsuz anlama sahip olması ve sekizinci maddede iki farklı niteliğin ölçülmesi yanıtlayıcılar tarafından bu maddelerin anlaşılamamasına ve düşük parametre kestirimine neden olabilmektedir.

Tek Faktörlü, İki Faktörlü ve İkinci Düzey Üç Faktörlü Model Sonuçlarının Karşılaştırılması:

Örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu kategorileri için tek faktörlü, iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü modelin sentezlenmiş korelasyon matrisine uyumunun karşılaştırmalı olarak incelenebilmesi için sunulan özet model uyum istatistikleri Tablo 35'te yer almaktadır.

Tablo 35 örneklemi 200'e eşit ve küçük olan çalışmalar için incelenirse, χ^2/sd, AIC ve BIC değerleri, model uyum ve uyumsuzluk indeksleri birlikte değerlendirildiğinde tek faktörlü modelin yeterli uyumu göstermediği, iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü modelin ise sentezlenmiş korelasyon matrisine yeterince uyum sağladığı görülmektedir. İki faktörlü model veri ile yeterli düzeyde uyum göstermiş olmakla birlikte, ikinci düzey üç faktörlü modelde elde edilen model parametreleri mükemmel uyuma işaret etmektedir. Bu bağlamda örneklemi 200'den küçük olan çalışmalar için ikinci düzey üç faktörlü modelin, sentezlenmiş korelasyon matrisi ile daha iyi uyum sağladığı söylenebilir.

Tablo 35

Örneklem Büyüklüğü ve Örneklem Yaş Grubu Moderatör Değişkenleri İçin, Sentezlenmiş Korelasyon Matrisinin Tek Faktörlü, İki Faktörlü ve İkinci Düzey Üç Faktörlü Modele Göre Uyumunda TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen Model Uyum İndeksleri

Moderatör değişken	Kategoriler	k	χ^2/sd	AIC	BIC	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
Örneklem büyüklüğü (1F)	n≤200	13	10,73	1483,53	547,69	0,073	0,820	0,808	0,229
	n>200	39	87,28	14498,03	13155,17	0,066	0,756	0,727	0,161
Örneklem büyüklüğü (2F)	n≤200	13	6,17	704,16	-226,18	0,053	0,910	0,898	0,085
	n>200	39	39,67	6366,89	5031,94	0,044	0,891	0,878	0,056
Örneklem büyüklüğü (3F)	n≤200	13	7,74	-	-	0,061	0,960	0,930 (GFI)	0,051
	n>200	39	65,9	-	-	0,057	0,960	0,950 (GFI)	0,035
Örneklem yaş grubu (1F)	11-17	19	39,04	6297,00	5083,71	0,064	0,761	0,732	0,145
	18-24	18	33,32	5325,12	4158,07	0,068	0,719	0,686	0,171
	50 ve üstü	4	12,72	1821,95	930,31	0,092	0,813	0,791	0,233
Örneklem yaş grubu (2F)	11-17	19	22,13	3402,03	2195,87	0,048	0,868	0,851	0,073
	18-24	18	14,17	2057,42	897,23	0,043	0,886	0,872	0,051
	50 ve üstü	4	8,20	1047,46	161,06	0,072	0,886	0,872	0,131
Örneklem yaş grubu (3F)	11-17	19	43,88	-	-	0,068	0,950	0.930 (GFI)	0,043
	18-24	18	20,15	-	-	0,052	0,960	0.950 (GFI)	0,035
	50 ve üstü	4	12,63	-	-	0,090	0,900	0.870 (GFI)	0,090

Not: k: çalışma sayısı, sd: serbestlik derecesi, 1F: Tek faktörlü model, 2F: İki faktörlü model, 3F: İkinci düzey üç faktörlü model

Tablo 35 örneklemi 200'den büyük olan çalışmalar için incelenirse, χ^2/sd, AIC ve BIC değerleri, model uyum ve uyumsuzluk indeksleri birlikte değerlendirildiğinde tek faktörlü modelin yeterli uyumu göstermediği, iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü modelin ise sentezlenmiş korelasyon matrisine yeterli düzeyde uyum sağladığı görülmektedir. İki faktörlü modelde ortalama hata tahminleri yeterli uyumu göstermekle birlikte, CFI ve TLI kestirimleri 0,90'ın altındadır. İkinci düzey üç faktörlü modelde elde edilen model parametreleri ise mükemmel uyuma işaret etmektedir. Bu bağlamda örneklemi 200'den büyük olan çalışmalar için ikinci düzey üç faktörlü modelin, sentezlenmiş korelasyon matrisine en iyi uyum sağlayan model olduğu söylenebilir.

Tablo 35, örneklemi 11-17 yaş grubundaki ilköğretim ve lise öğrencilerinden oluşan çalışmalar için incelenirse, χ^2/sd, AIC ve BIC değerleri, model uyum ve uyumsuzluk indeksleri birlikte değerlendirildiğinde tek faktörlü modelin yeterli uyumu göstermediği, iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü modelin ise sentezlenmiş korelasyon matrisine yeterli düzeyde uyum sağladığı görülmektedir. İki faktörlü modelde ortalama hata tahminleri yeterli uyumu göstermekle birlikte, CFI ve TLI kestirimleri 0,90'ın altındadır. İkinci düzey üç faktörlü modelde elde edilen model parametreleri ise mükemmel uyuma işaret etmektedir. Bu bağlamda örneklemi 11-17 yaş grubundaki bireylerden oluşan çalışmalar için ikinci düzey üç faktörlü modelin, sentezlenmiş korelasyon matrisine en iyi uyum sağlayan model olduğu söylenebilir.

Tablo 35, örneklemi 18-24 yaş grubundaki üniversite öğrencilerinden oluşan çalışmalar için incelenirse, χ^2/sd, AIC ve BIC değerleri, model uyum ve uyumsuzluk indeksleri birlikte değerlendirildiğinde, tek faktörlü modelin yeterli uyumu göstermediği, iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü modelin ise sentezlenmiş korelasyon matrisine yeterli düzeyde uyum sağladığı görülmektedir. İki faktörlü modelde ortalama hata tahminleri yeterli uyumu göstermekle birlikte, CFI ve TLI kestirimleri 0,90'ın altındadır. İkinci düzey üç faktörlü modelde elde edilen model parametreleri ise mükemmel uyuma işaret etmektedir. Bu bağlamda örneklemi 18-24 yaş grubundaki bireylerden oluşan çalışmalar için ikinci düzey üç faktörlü modelin, sentezlenmiş korelasyon matrisine en iyi uyum sağlayan model olduğu söylenebilir.

Tablo 35, örneklemi 50 ve üzeri yaş grubundaki bireylerden oluşan çalışmalar için incelenirse, χ^2/sd, AIC ve BIC değerleri, model uyum ve uyumsuzluk indeksleri birlikte değerlendirildiğinde, tek faktörlü ve iki faktörlü modelin yeterli uyumu göstermediği, ikinci düzey üç faktörlü modelin ise sentezlenmiş korelasyon matrisine yeterli derecede uyum sağladığı görülmektedir. İkinci düzey üç faktörlü modelde elde edilen model uyum iyiliği indeksleri yeterli uyumu göstermektedir. Model hata indekslerinden SRMR değeri yeterli düzeyde uyuma işaret etmekteyken, sadece RMSEA değeri yeterli uyum için gerekli olan 0,08 değerinden büyük ve 0,09 bulunmuştur. Bu bağlamda örneklemi 50 ve üstü yaş

grubundaki bireylerden oluşan çalışmalar için, ikinci düzey üç faktörlü model, sentezlenmiş korelasyon matrisine mükemmel düzeyde uyum sağlamamakla birlikte en iyi uyum sağlayan model olmuştur.

Örneklem büyüklüğü moderatör değişkeni için, TSSEM yöntemine göre hesaplanan model uyum indeksleri doğrultusunda, ikinci düzey üç faktörlü modelin veri ile en iyi uyum gösteren model olduğu söylenebilir. Ayrıca meta analizi oluşturan çalışmaların örneklem büyüklüğünün 200'den az ya da çok olmasının MAYEM sonuçlarını önemli ölçüde etkilemediği de görülmektedir. Model veri uyumunun iyi düzeyde olduğu ikinci düzey üç faktörlü modelde her iki kategori içinde elde edilen model uyum ve hata istatistiklerinin birbirine oldukça yakın olduğu bu durumu desteklemektedir.

Örneklem yaş grubu moderatör değişkeni için, TSSEM yöntemine göre hesaplanan model uyum indeksleri doğrultusunda, diğer moderatör değişkene benzer şekilde ikinci düzey üç faktörlü modelin veri ile en iyi uyum gösteren model olduğu söylenebilir. Örneklem yaş grubuna göre kategorize edilmiş çalışmalara göre elde edilen sonuçlar büyük oranda değişmemektedir. Yalnızca 50 ve üstü yaş grubundaki bireylerden oluşan çalışma sayısının dört olmasından dolayı model parametreleri daha küçük bulunmuştur. Model veri uyumunun en iyi düzeyde olduğu ikinci düzey üç faktörlü modelde, örneklemi 18-24 yaş grubundaki üniversite öğrencilerinden oluşan çalışmalar için, model uyum iyiliği indekslerinin diğer kategorilere göre daha büyük; model hata indekslerinin ise daha küçük olduğu görülmektedir. Bu sonuç, UCLA yalnızlık ölçeğinin ilk geliştirme çalışmasının üniversite öğrencilerinden oluşan bir grup ile yapılmasıyla tutarlı bir şekilde örtüşmektedir. Bununla birlikte UCLA YÖ, daha sonra pek çok çalışmada farklı örneklem gruplarında (orta yaşlılar, yaşlılar, öğretmenler, vb.) kullanılarak, geçerliği ve güvenirliği yeniden test edilmiştir (Russell D. W., 1996). Zira örneklemi 11-17 ve 50 ve üstü yaş grubundan oluşan çalışmalar ile yapılan MAYEM sonuçlarından da görüldüğü gibi her iki kategoride üç faktörlü modelin veri ile uyumunda yeterli düzeyde uyum ve hata istatistiklerine sahiptir.

Örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu moderatör değişkenleri için elde edilen bulgular incelendiğinde, tüm çalışmalarla yapılan analizlere paralel bir şekilde iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü modelin tek faktörlü modele göre daha iyi uyum sağladığı söylenebilir. Bununla birlikte ikinci düzey üç faktörlü modelden elde edilen uyum indeksleri ve hata indeksleri göz önüne alındığında üç faktörlü modelin veri ile en iyi uyum gösteren model olduğu söylenebilir. Bu bağlamda UCLA yalnızlık ölçeğinin ikinci düzey üç faktörlü yapısının örneklem büyüklüğüne ve örneklem yaş grubuna göre oluşturulan alt gruplarda değişmediği söylenebilir.

BÖLÜM V

TARTIŞMA, SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu bölümde, araştırma bulguları alanyazında yer alan bulgularla tartışılarak sonuçlar sunulmuştur. Araştırmada elde edilen sonuçlar doğrultusunda, uygulayıcılara ve araştırmacılara öneriler de bulunulmuştur.

Tartışma ve Sonuç

Bu araştırmada UCLA yalnızlık ölçeğinin faktörel yapısının, MAYEM ile yeniden test edilmesi amaçlanmıştır. Bir diğer amacı ise MAYEM'de kullanılan iki farklı çok değişkenli yöntemin performansını, bu ölçekten elde edilen verilerle değerlendirmektir. Bu amaçlar doğrultusunda, UCLA yalnızlık ölçeğinin kullanıldığı birincil çalışmalardaki korelasyon matrisleri elde edilerek, alanyazında ölçeğin faktör yapısı ile ilgili yapılan çalışmalar (Durak & Senol-Durak, 2010; Russel, 1996) dikkate alınarak tek faktörlü, iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü modelin meta-analitik DFA analizi gerçekleşmiştir. MAYEM yaklaşımına göre gerçekleşen analizin ilk aşaması için, rastgele etkiler modeli altında korelasyon matrisleri, GLS ve TSSEM yöntemlerine göre sentezlenmiştir. MAYEM'in ikinci aşaması olan model uyumu testinde, önerilen üç faktörel yapı için, iki farklı yönteme göre, model parametreleri ve model uyum indeksleri elde edilerek karşılaştırılmıştır. Böylece hem yöntemlerin, hem de önerilen üç farklı modelin karşılaştırılabilmeleri için bulgular elde edilmiştir.

MAYEM'in ilk adımında, rastgele etkiler modeli altında, TSSEM ve GLS yöntemlerine göre kestirilen korelasyon matrisleri birbirlerine oldukça yakın bulunmuştur. Korelasyon matrislerinin sentezlenmesi adımında, çok değişkenli yaklaşımlar arasında büyük farklılıklar olmadığı literatürde yer alan çalışmalarda da yer almaktadır. Örneğin, Cheung ve Hafdahl (2016) MAYEM yaklaşımını kullandıkları meta-analitik yol analizi çalışmalarında, her iki yönteme göre sentezlenen korelasyon matrisleri arasında büyük farklılıklar olmadığını ileri sürmüşlerdir. Alamolhoda vd. (2017) benzer şekilde, bu çalışmada olduğu gibi, örneklem büyüklüğünün 200'den fazla olduğu durumlarda, TSSEM ve GLS'ye göre sentezlenen korelasyon matrislerinin benzer olduğunu göstermiştir. Birincil çalışmalardaki ortalama örneklemlemlerin yeterince büyük olmaması ya da kayıp veriler yer alması durumunda MAYEM'in birinci adımı için bu iki yöntem arasındaki performanslar farklılaşabilmektedir. Örneklem yeterince büyük olmadığında, korelasyon matrislerinin sentezlenmesinde GLS yönteminin TSSEM yöntemine göre yanlı kestirimler yaptığını gösteren çalışmalar alanyazında yer almaktadır (Cheung & Chan, 2005; Zhang, 2011). Kayıp veri varlığında ise, GLS yönteminin daha iyi performans gösterebileceği ifade edilmiştir (Jak & Cheung, 2018; Lv & Maeda, 2020). Ancak bu çalışmada birincil çalışmaların tamamının dahil olduğu genel verilerle yapılan analizlerde, örneklemin yeterince büyük olması ve kayıp korelasyon değerlerinin yer almaması alanyazında yer alan bilgilerle tutarlı bir şekilde GLS ve TSSEM yöntemlerine göre sentezlenmiş korelasyon matrisleri arasında büyük farklılıklar olmamasını sağlamış olabilir.

MAYEM'in ikinci adımında, birinci adımda iki farklı yönteme göre sentezlenen korelasyon matrislerine; önerilen üç farklı modelin uyumunun değerlendirilmesi için model parametreleri ve model uyum indeksleri elde edilmiştir. Tek faktörlü model için TSSEM ve GLS yöntemlerine göre kestirilen faktör yükleri ve standart hata kestirimleri incelendiğinde, parametre kestirimlerinin oldukça benzer olduğu görülmüştür, bununla birlikte GLS yönteminde standart hata kestirimlerinin biraz daha düşük olduğu söylenebilir. Model uyum indekslerine göre ise her iki yönteme göre elde edilen değerler model veri uyumu için yeterli bulunmamıştır. İki faktörlü model için TSSEM ve GLS yöntemlerine göre

kestirilen faktör yükleri ve standart hata kestirimleri incelendiğinde, model parametre kestirimlerinin benzer olduğu görülmüştür. Ancak model uyum indekslerine göre yöntemlerin performansı incelendiğinde, TSSEM yönteminin model veri uyumunda daha iyi sonuçlar verdiği görülmüştür. Son olarak ikinci düzey üç faktörlü model için, model parametre kestirimlerine ve model uyum indekslerine göre, TSSEM yönteminin GLS yöntemine göre daha iyi performans sergilediği görülmüştür. Cheung (2002), bu bulguya benzer şekilde, MAYEM ikinci adım analizlerinde, model uyumundaki ki-kare istatistiği ve model uyum indekslerine göre, TSSEM yönteminin daha iyi performans sergilediğini göstermiştir. Cheung ve Chan (2005) DFA modelinin test edildiği simülasyon çalışmalarında, REM altında GLS yönteminin parametre kestirimlerinin TSSEM yöntemine göre yetersiz olduğunu göstermişlerdir. Alamolhoda vd., (2017) meta-analitik yol analizi çalışmasında, özellikle MAYEM ikinci adım analizleri için, birincil çalışmalardaki örneklem büyüklükleri yeterli ve dengeli olduğunda TSSEM yönteminin kullanılmasını önermiştir. Alanyazında yer alan pek çok çalışmada olduğu gibi, bu çalışmada test edilen meta-analitik DFA modelinde TSSEM yöntemi; MAYEM'in ikinci aşaması olan model uyumu testinde, GLS yöntemine göre daha iyi performans sergilemiştir.

UCLA YÖ için tüm verilerle yapılan analizlerde sentezlenmiş korelasyon matrisine en iyi uyum sağlayan modeller, kestirilen model uyum ve model hata indeksleri değerlendirildiğinde, iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü model olmuştur. TSSEM yönteminde iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü modellerin her ikisi de mükemmel uyumu göstermekteyken; GLS yönteminde iki faktörlü model daha iyi model uyum indekslerine sahiptir. Russel vd. (1978) UCLA yalnızlık ölçeğini geliştirdikleri çalışmada ölçeğin tek boyutlu bir yapıda olduğunu ifade etmişlerdi. Ancak, ölçeğin farklı alanlarda kullanılması ve faktörel yapısının pek çok araştırmacı tarafından test edilmesiyle birlikte, Russel (1996) ölçeğin psikometrik özelliklerini ve faktör yapısını daha kapsamlı bir örneklem grubunda test etmiştir. Russel (1996)'ın çalışmasında, bu çalışmada temel alınan üç model, doğrulayıcı faktör analizi ile karşılaştırılmış ve maddelerin ikinci düzey evrensel yalnızlık faktörüne yüklendiği üç faktörlü model veri ile en uyumlu model bulunmuştur.

Ayrıca iki faktörlü model de her bir örneklem için yeterli uyum sağlamıştır. Bu çalışmadaki bulguların, Russel (1996)'ın çalışmasındaki bulgularla tutarlı olduğu görülmektedir.

Russel (1996)'ın çalışmasının yanı sıra, farklı araştırmacılar tarafından pek çok çalışmada ölçeğin faktörel yapısı araştırılarak, üç faktörlü model doğrulanmıştır. Austin (1983) tarafından yapılan çalışmada üniversite öğrencilerine uygulanan ölçeğin, faktör analizi sonuçlarına göre üç faktörlü bir yapıya sahip olduğu ifade edilmiştir. Adams vd. (1988), üniversite öğrencilerine uyguladıkları ölçeğin faktör yapısının benzer şekilde üç faktörlü olduğunu ifade etmişlerdir. Dussault vd. (2009) öğretmenler üzerinde uyguladıkları ölçeğin faktör yapısını test etmek için tek faktörlü ve üç faktörlü modelleri karşılaştırmışlardır ve üç faktörlü yapının en uygun yapı olduğuna karar vermişlerdir. UCLA yalnızlık ölçeğinin iki boyutlu yapıya sahip olduğunu ve bu çalışmada olduğu gibi boyutların maddelerin yönlerinden (pozitif yönlü ve negatif yönlü) kaynaklandığını destekleyen çalışmalar da literatürde yer almaktadır (Zakahi & Duran, 1982; Knight vd., 1988; Mahon & Yarcheski, 1990; Wilson vd., 1992). Bununla birlikte, ölçeğin farklı ülkelerdeki uyarlama çalışmalarındaki bulguların pek çoğunun üç faktörlü yapıyı doğruladığı görülmüştür. Örneğin, Fars kültürüne uyarlanan ölçeğin, doğrulayıcı faktör analizi sonucuna göre üç faktörlü yapının verilerle iyi uyum sağladığı (Zarei vd., 2016) görülmüştür. Bu sonuca benzer şekilde ölçeğin İtalyan kültürüne uyarlanmış versiyonu için de üç faktörlü yapı verilerle en iyi uyum gösteren model olmuştur (Boffo vd., 2012). Arjantin uyarlamasında sonuçlar, evrensel bir yalnızlık faktörünün ve yanıtlama yönüyle ile ilgili iki faktörün bulunduğu modelin verilerle en iyi uyum sağlayan model olduğunu göstermiştir. Russell (1996)'ın çalışmasında önerilen tek faktörlü, iki faktörlü ve üç faktörlü modelin doğrulayıcı faktör analizi ile incelendiği Türk örneklemindeki yapı geçerliği çalışmasında ise evrensel yalnızlık faktörünün olduğu ikinci düzey üç faktörlü model ve iki faktörlü modelin veri ile daha uyumlu olduğu görülmüştür (Durak & Senol-Durak, 2010). Durak ve Senol-Durak (2010)'ın ölçeğin faktör yapısı ile ilgili bulguları, Russel (1996)'ın çalışmasında olduğu gibi bu çalışmanın bulgularıyla örtüşmektedir.

Çalışmada ayrıca korelasyon matrislerinin heterojenliğini yeterli düzeyde açıklayabilecek moderatör değişkenlerin etkisi araştırılmıştır. Bu amaç doğrultusunda birincil çalışmalar; örneklem yaş grubu ve örneklem büyüklüğü kategorik değişkenlerine göre gruplandırılarak alt gruplar halinde analiz edilmiştir. Her iki kategorik değişken için de, alt gruplara ayrılmış birincil çalışmalardaki korelasyon matrislerinin homojen olduğunu ifade eden sıfır hipotezi reddedilmiştir. Bu durum, çalışmalar arasındaki heterojenliğin örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu moderatör değişkenlerine göre yeterli düzeyde açıklanamadığını ve ilave olarak farklı moderatör değişkenlerden kaynaklanan heterojenliğin olabileceğini göstermiştir.

Örneklem büyüklüğüne göre iki alt gruba ayrılmış çalışmalar için, MAYEM birinci adım analizinde, örneklemi 200'den büyük olan çalışmalar için sentezlenen korelasyon matrisi; örneklemi 200'e eşit ve küçük olan çalışmalarda sentezlenen korelasyon matrisine göre daha dengeli ve yansız tahminlerden oluşmaktadır. TSSEM yönteminin; örneklemin yeterince büyük olmaması durumunda da iyi performans gösterdiğini destekleyen çalışmalar alanyazında yer almaktadır (Zhang, 2011; Lv & Maeda, 2020). Ancak hem birincil çalışmalardaki örneklemlerin küçük olması, hem de çalışma sayısının az olmasından dolayı TSSEM yöntemi, korelasyon matrisinin sentezlenmesi adımında yanlı kestirimler oluşturabilmektedir. Lv ve Maeda (2020) çalışma sayısının 12'den az olduğu durumlarda, TSSEM yönteminin performansının düşebileceğini ifade etmiştir. Bu çalışmada örneklemi 200'e eşit ve küçük olan birincil çalışmaların sayısı 13 olmakla birlikte örneklem büyüklükleri arasında dengesizlikler TSSEM yönteminin deneysel gücünde düşüş oluşturabilmektedir (Alamolhoda vd., 2017). Alamolhoda vd. (2017) korelasyon matrislerinin sentezlenmesi adımında, birincil çalışmalardaki örneklemler 200'den küçük ve dengesiz iken, TSSEM yönteminin birinci tip hata oranını kontrol etmede performansının düşebileceğini ifade etmiştir.

MAYEM'in ikinci adımında, örneklem büyüklüğüne göre alt gruplara ayrılmış çalışmalar için sentezlenen korelasyon matrislerine; önerilen üç farklı modelin uyumunun değerlendirilmesi için model parametreleri ve model uyum indeksleri elde edilmiştir. Tek

faktörlü model için her iki kategoriye göre kestirilen faktör yükleri ve standart hata kestirimleri incelendiğinde, parametre kestirimlerinin oldukça benzer olduğu görülmüştür, bununla birlikte örneklemi 200'den büyük olan çalışmalar, standart hata kestirimlerine göre daha iyi performans göstermiştir. Önerilen tek faktörlü modelde elde edilen model uyum indeksleri ise her iki alt grupta yer alan çalışmalar için de sentezlenmiş korelasyon matrisine yeterli düzeyde uyum gösterememiştir. İki faktörlü model için kestirilen model parametrelerine göre, benzer şekilde örneklemi 200'den büyük olan çalışmalarda daha hassas kestirimler yapılmıştır. Model uyum indekslerine göre, iki faktörlü model, her iki alt grupta yer alan çalışmalar için de yeterli düzeyde uyum göstermiştir. Son olarak ikinci düzey üç faktörlü model için model parametreleri incelendiğinde, örneklemi 200'den büyük olan çalışmalarda daha hassas parametre kestirimleri elde edilmiştir. Model uyum indekslerine göre ise, her iki kategoride de ikinci düzey üç faktörlü model verilerle mükemmel derecede uyumlu bulunmuştur. Örneklem büyüklüğüne göre oluşturulan her iki alt grupta da ikinci düzey üç faktörlü modelin elde edilen uyum indeksleri ve hata indeksleri göz önüne alındığında veri ile en iyi uyum gösteren model olduğu söylenebilir. Bu bağlamda UCLA yalnızlık ölçeğinin üç faktörlü yapısının örneklem büyüklüğüne göre oluşturulan alt gruplarda değişmediği söylenebilir. Birçok araştırmacı YEM tekniklerinin kullanıldığı çalışmalarda minimum örneklem büyüklüğünün 100-200 olması gerektiğini önermişlerdir. Bu öneri, örneklem korelasyon katsayısının evren korelasyon katsayısı kestiriminde örneklem büyüklüğünün minimum bu aralıkta iken yeterli olması argümanına dayanmaktadır (Velicer & Fava, 1998). MAYEM çalışmalarında ise YEM tekniklerinin kullanıldığı çalışmaların aksine, birincil çalışmalardaki örneklem büyüklükleri fark etmeksizin daha geniş örneklemlerle analizler gerçekleştiği için daha hassas sonuçlar elde edildiğini belirtmiştik. Bu bağlamda, UCLA yalnızlık ölçeğinin faktörel yapısı için kestirilen model parametreleri ve uyum indeksleri doğrultusunda, faktörel yapının örneklemi 200'den küçük ve büyük olan çalışmalarda değişmemesine bağlı olarak, örneklem büyüklüğünün MAYEM sonuçlarını YEM çalışmalarında olduğu kadar etkilemediği söylenebilir.

Bir diğer moderatör değişken olan örneklem yaş grubu değişkenine göre üç alt gruba ayrılan çalışmalar için, MAYEM birinci adım analizinde, örneklemi 11-17 yaş grubundaki bireylerden oluşan çalışmalar için sentezlenen korelasyon matrisi; diğer alt gruplardaki çalışmalar için sentezlenen korelasyon matrislerine göre daha dengeli ve yansız tahminlerden oluşmaktadır. Örneklemi 50 ve üstü yaş grubundaki bireylerden oluşan çalışma sayısının sadece dört olması, Lv ve Maeda'nın (2020) belirttiği gibi çalışma sayısı on ikiden az olduğu için, TSSEM yönteminin korelasyon matrisini sentezlenmesinde yanlı kestirimler yapmasına sebebiyet vermiş olabilir. Örneklemi 18-24 yaş grubundaki bireylerden oluşan çalışmalardaki yanlı kestirimlerin sebebi ise çalışmaların örneklem büyüklükleri arasındaki dengesizliklerden kaynaklanmış olabilir (Alamolhoda vd., 2017).

MAYEM'in ikinci adımında, örneklem yaş grubu değişkenine göre üç alt gruba ayrılan çalışmalar için sentezlenen korelasyon matrislerine; önerilen üç farklı modelin uyumunun değerlendirilmesi için model parametreleri ve model uyum indeksleri elde edilmiştir. Örneklem yaş grubu 11-17 arasında olan çalışmalar için, her üç farklı modele göre kestirilen faktör yükleri ve standart hata kestirimleri incelendiğinde, faktör yüklerinin ve standart hata kestirimlerinin benzer olduğu ve her bir parametrenin manidar olduğu görülmektedir. Model uyum indeksleri incelendiğinde, tek faktörlü modelin yetersiz kestirimler ürettiği, iki faktörlü model için kestirilen değerlerin model uyumu için yeterli derecede olduğu, bununla birlikte sentezlenmiş korelasyon matrisine en iyi uyumu gösteren modelin üç faktörlü model olduğu görülmüştür. Bu bulguya paralel bir şekilde, Knight vd. (1988) de çalışmalarında, 15 yaş üstü bireylere uyguladıkları UCLA YÖ'nün üç faktörlü yapıya sahip olduğunu ifade etmişlerdir. Bununla birlikte, Mahon ve Yarcheski (1990) çalışmalarında 12-14 yaş grubundaki bireylere uyguladıkları ölçeğin faktör yapısına en iyi uyum sağlayan modelin iki faktörlü model olduğunu belirtmişlerdir. Benzer şekilde, Wilson vd. (1992) lise öğrencilerini de kapsayan örneklemlerine uyguladıkları ölçek için verilerle en iyi uyum sağlayan modelin iki faktörlü model olduğunu ileri sürmüşlerdir. Alanyazında ölçeğin bu yaş grubundaki bireylerde uygulandığı çalışmaların bulgularıyla tutarlı olarak, bu çalışmada da, iki faktörlü ve üç faktörlü model için elde edilen uyum indeksleri model veri uyumunun yeterli düzeyde

olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte, 11-17 yaş grubundaki bireyler için, en iyi uyum sağlayan model ikinci düzey üç faktörlü model olmuştur.

Örneklem yaş grubu 18-24 arasında olan çalışmalar için, her üç farklı modele göre kestirilen faktör yükleri ve standart hata kestirimleri incelendiğinde, model parametrelerinin her üç model için de benzer olduğu görülmektedir. Model uyum indekslerine göre ise tek faktörlü modelin yetersiz kestirimler ürettiği, iki faktörlü model için kestirilen değerlerin model uyumu için yeterli derecede olduğu, bununla birlikte sentezlenmiş korelasyon matrisine en iyi uyumu gösteren modelin ikinci düzey üç faktörlü model olduğu görülmüştür. UCLA YÖ'nün geliştirme çalışması da dahil olmak üzere alanyazında pek çok çalışmada ölçeğin faktörel yapısı, bu yaş grubundaki bireylere/üniversite öğrencilerine uygulanarak test edilmiştir (Russel vd., 1978; Hojat, 1982; Zakahi & Duran, 1982; Austin, 1983; Adams vd., 1988; Wilson vd., 1992; Russel, 1996; Durak & Senol-Durak, 2010). 18-24 yaş grubundaki bireylere uygulanan ölçek için en uygun model, çalışmaların bir kısmında iki faktörlü model bulunurken (Zakahi & Duran, 1982; Wilson vd., 1992); bir kısmında üç faktörlü model en iyi uyumu sağlamıştır (Austin, 1983; Adams vd., 1988; Russel, 1996; Durak & Senol-Durak, 2010). Bununla birlikte, bu çalışmada önerilen üç modelin karşılaştırıldığı çalışmalar incelendiğinde, Russel (1996) üniversite öğrencilerinden oluşan örneklem için tek faktörlü modelin yeterli uyumu göstermediğini, iki faktörlü modelin yeterli derecede uyum gösterdiğini, üç faktörlü modelin ise en yüksek model uyum indekslerine sahip olduğunu göstermiştir. Durak ve Senol-Durak (2010) ise Russel (1996) tarafından önerilen bu üç modeli Türk örneklemi için test etmiştir. Üniversite öğrencilerinden oluşan örneklem için bulgular; Russel (1996)'ın çalışmasıyla paralel bir şekilde, üç faktörlü modelin en iyi uyum sağladığını göstermiştir. 18-24 yaş grubundaki bireyler için bu çalışmanın bulguları, Russel (1996) ve Durak ve Senol-Durak (2010)'ın çalışmalarına paralel bir şekilde ikinci düzey üç faktörlü modeli desteklemiştir.

Örneklem yaş grubu moderatör değişkeninin son kategorisi olan 50 ve üstü yaş grubu için, her üç farklı modele göre kestirilen faktör yükleri ve standart hata kestirimleri incelendiğinde, model parametrelerinin her üç model için de manidar ve benzer olduğu

görülmektedir. Model uyum indekslerine göre, tek faktörlü modelin yetersiz kestirimler ürettiği, iki faktörlü model için kestirilen değerlerin model uyum istatistikleri yeterli olsa da, hata değerlerinin yüksek olduğu görülmektedir. İkinci derece üç faktörlü model ise model uyum indekslerine göre, bu kategori için de sentezlenmiş korelasyon matrisine en iyi uyum sağlayan model olmuştur. Bu bulguya paralel bir şekilde, Russell (1996) çalışmasında 65 yaş üstü bireylere uyguladığı UCLA YÖ'nün faktör yapısı için; tek faktörlü modelin yeterli uyumu göstermediğini, iki faktörlü modelin yeterli derecede uyum gösterdiğini, bununla birlikte en iyi uyum sağlayan modelin üç faktörlü model olduğunu göstermiştir. Durak ve Senol-Durak (2010) çalışmasında, diğer örneklem gruplarıyla birlikte ölçeği 60-79 yaş grubundaki bireylere de uygulamıştır. DFA analizi sonucu, iki faktörlü model bu yaş grubundaki örneklem grubu için yeterli uyum sağlamış olsa da üçüncü bir evrensel yalnızlık faktörünün eklendiği üç faktörlü model daha iyi uyum sağlamıştır. Bu çalışmada da alanyazındaki bulgulara benzer şekilde, örneklemi 50 ve üstü yaş grubundaki bireylerden oluşan birincil çalışmalar için yapılan meta-analitik DFA analizi sonucu en iyi uyum sağlayan model ikinci düzey üç faktörlü model olmuştur.

Örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu moderatör değişkenleri için elde edilen sonuçlar özetlenirse, tüm çalışmalarla yapılan analizlere paralel bir şekilde, iki faktörlü ve ikinci düzey üç faktörlü modelin tek faktörlü modele göre daha iyi uyum sağladığı görülmüştür. Bununla birlikte ikinci düzey üç faktörlü modelden elde edilen uyum indeksleri ve hata indeksleri göz önüne alındığında üç faktörlü modelin veriler ile en iyi uyum gösteren model olduğu söylenebilir. Ayrıca, UCLA yalnızlık ölçeğinin üç faktörlü yapısının örneklem büyüklüğü ve örneklem yaş grubu moderatör değişkenlerine göre oluşturulan alt gruplarda değişmediği söylenebilir. Tüm verilerle yapılan analizlerde ise UCLA yalnızlık ölçeğinin faktörel yapısı için yapılan meta-analitik DFA analizi sonuçlarına göre, hem iki faktörlü hem de ikinci düzey üç faktörlü model sentezlenmiş korelasyon matrisi ile mükemmel düzeyde uyum sağlamıştır. Ayrıca bu çalışmada yapılan meta-analitik DFA analizinde, en iyi performans gösteren MAYEM yönteminin TSSEM olduğu görülmüştür.

Öneriler

Araştırmada elde edilen sonuçlar doğrultusunda, araştırmacılara aşağıdaki önerilerde bulunulmuştur:

- Bu çalışmada UCLA yalnızlık ölçeğinin faktör yapısı meta-analitik DFA analizi ile yeniden test edilmiştir. MAYEM stratejisinin kullanıldığı analizde çok değişkenli TSSEM ve GLS yöntemlerinin performansları hem korelasyon matrislerini sentezlenmesi hem de model uyumu aşamasında karşılaştırılmıştır. Araştırmacılar, MAYEM analizi yaparken diğer tek değişkenli yöntemlerle çok değişkenli yöntemlerin karşılaştırılmasına yönelik çalışmalar yapabilirler.
- Çalışmada her iki çok değişkenli yöntem içinde, ham korelasyon değerleri ile MAYEM analizleri gerçekleşmiştir. Bazı araştırmacılar, Fisher'ın z'sine dönüştürülmüş korelasyonlar ile gerçekleştirilen MAYEM analizlerinin; korelasyon matrislerinin sentezlenmesi ve model parametreleri kestirimleri adımlarında daha hassas kestirimler yapabildiğini belirtmişlerdir (örn., Becker & Fahrbach, 1994; Furlow & Beretvas, 2005). Fisher'ın z'sine dönüştürülmüş korelasyonlar ve ham korelasyonlar ile yapılan MAYEM sonuçlarının karşılaştırıldığı çalışmalar yapılabilir.
- Gerçek veri seti ile yapılan araştırmada, birincil çalışmalardan elde edilen korelasyon matrislerinde kayıp değerlerin olmamasına özen gösterilmiştir. Gerçek veri seti ile çalışacak araştırmacılar için korelasyon matrislerinin sentezlenmesinde kayıp verilerin olması beklenen bir durumdur. Araştırmacılar, kayıp veri miktarına ve türlerine göre yöntemlerin performanslarını karşılaştırabilirler. Bununla birlikte, kayıp veri ile baş edebilmede GLS ve TSSEM yöntemlerinin daha iyi performans gösterebilmeleri için revize edildiği çalışmalar bulunmaktadır (Furlow, 2013; Jak & Cheung, 2018; Lv & Maeda, 2020). Kayıp veri varlığında, kayıp veri miktarına ve örüntüsüne bağlı olarak revize edilen yöntemlerle geleneksel GLS ve TSSEM yöntemleri karşılaştırılabilir.

- Bu çalışmada MAYEM analizi meta-analitik DFA modeli test etmek için kullanılmıştır. Yapısal eşitleme modellemesi altındaki diğer modellerin (örn., yol modelleri, AFA, regresyon modelleri) meta analiz ile test edilmesinde yine aynı adımlarla MAYEM analizi kullanılabilir.
- MAYEM analizi bu çalışmada birincil çalışmalardan elde edilen korelasyon matrisleri ile gerçekleşmiştir. Araştırmacılar kovaryans matrisleri ile de MAYEM analizlerini gerçekleştirebilirler.
- MAYEM analizlerinde, birincil çalışmalarda yer alan korelasyon matrislerindeki heterojenlik kaynakları olarak düşünülen moderatör değişkenler, bu çalışmada örneklem büyüklüğü ve yaş grubudur. Her iki moderatör değişken de kategorik olduğu için analizler alt gruplarla gerçekleşmiştir. Yaş ortalaması, kadın/erkek oranı vb. gibi sürekli moderatör değişkenlerin etkisinin meta-regresyon ile araştırıldığı çalışmalar da yapılabilir.
- Araştırmada UCLA yalnızlık ölçeğinin faktör yapısı çalışma koşulları doğrultusunda, farklı yaş grupları ve farklı örneklem büyüklüklerindeki çalışmalar için incelenebilmiştir. Riskli örneklem gruplarının (boşanmış bireyler, hasta bireyler, huzur evinde yaşayan bireyler, işten ayrılmış bireyler) ve cinsiyetin etkisini inceleyebilmek için uygun birincil çalışmalar seçilerek alt grup analizleri gerçekleştirilebilir.
- MAYEM çalışmaları yürütecek araştırmacılar, araştırma koşulları doğrultusunda araştırma deseni, araştırmanın yayın yılı, örneklem türü, kullanılan ölçme aracı türü vb. farklı moderatör değişkenlerin etkisini araştırabilirler.

Araştırmada elde edilen sonuçlar doğrultusunda, uygulayıcılara yönelik önerilerde bulunulmuştur:

- Meta-analitik DFA analizi çalışmaları planlayan uygulayıcılar için, çalışma koşullarında kayıp veri olmaması durumunda, MAYEM stratejisi altında çok değişkenli TSSEM yöntemini kullanmaları önerilmektedir.

- Meta-analitik DFA analizi sonucu, UCLA yalnızlık ölçeğinin faktör yapısı için en uygun modelin; tüm verilerle yapılan analizlerde iki faktörlü ve ikinci düzey evrensel yalnızlık faktörünün olduğu üç faktörlü modelin; alt grup analizlerinde ise ikinci düzey üç faktörlü modelin olduğu görülmüştür. Alanyazında yer alan sonuçlar da dikkate alındığında, UCLA yalnızlık ölçeğini çalışmalarında kullanmayı planlayan uygulayıcılar için ölçeğin ikinci düzey üç faktörlü yapısının dikkate alınarak kullanılması önerilmektedir. Bununla birlikte her bir ölçüm farklı araştırma koşulları, farklı örneklemler vb.'ne bağlı olduğu için ölçeğin faktör yapısını araştırmacıların kendi verileri üzerinde bu çalışmada önerilen modele göre test etmesi önerilmektedir.
- UCLA yalnızlık ölçeğinin ikinci düzey üç faktörlü yapısının örneklem büyüklüğüne ve örneklem yaş grubuna göre oluşturulan alt gruplarda değişmediği görülmüştür. Ölçeği farklı yaş gruplarında ya da farklı örneklem büyüklüklerinde uygulamayı planlayan uygulayıcılar için ölçeğin ikinci düzey üç faktörlü yapısının dikkate alınarak kullanılması önerilmektedir.
- MAYEM'in ikinci aşamasında, UCLA yalnızlık ölçeğinin dördüncü, sekizinci ve on ikinci maddelerinin, her üç önerilen modelde de düşük faktör yükü kestirimleri elde edilmiştir. Dördüncü maddede çift olumsuz anlamın yer alması, sekizinci maddenin iki farklı niteliği ölçmesi ve on ikinci maddede yer alan bazı kelimelerin (yüzeysel) anlaşılamaması sebepleriyle bu maddelerin yanıtlayıcılar tarafından hassas bir şekilde cevaplanamadığı söylenebilir. Bu problemler ölçeğin ikinci formu geliştirildikten sonra da gözlenmiş olup, ikinci formundaki bu maddeler sadeleştirilip düzenlenerek üçüncü formu oluşturulmuştur (Russel, 1996). Ancak bu çalışmada meta analizi yapılan birincil çalışmaların tamamında ölçeğin ikinci formu kullanıldığı için, bu maddelerin parametre kestirimlerinin düşük olduğu söylenebilir. Bu bağlamda, UCLA yalnızlık ölçeğini kullanmayı planlayan uygulayıcılar için, ölçek maddelerinin farklı yaş grubundaki bireyler tarafından daha kolay anlaşılabilmesi açısından Durak ve Senol-Durak (2010) tarafından Türkçe'ye uyarlanan formu kullanmaları önerilmektedir.

KAYNAKLAR

Adams, G. R., Openshaw, D. K., Bennion, L., Mills, T. & Noble, S. (1988). Loneliness in late adolescence: A social skills training study. *Journal of Adolescent Research*, *3*(1), 81-96. https://doi.org/10.1177/074355488831007

Aktamış, H., Hiğde, E. & Özden, B. (2016). Effects of the inquiry-based learning method on students' achievement, science process skills and attitudes towards science: A meta-analysis science. *Journal of Turkish Science Education*, *13*(4), 248-261.

Alamolhoda, M., Ayatollahi, S. T., & Bagheri, Z. (2017). A comparative study of the impacts of unbalanced sample sizes on the four synthesized methods of meta-analytic structural equation modeling. *BMC Research Notes*, *10*(1), 1-12. https://doi.org/10.1186/s13104-017-2768-5

American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education (AERA, APA, & NCME). (2014). Standards for educational and psychological testing. Washington: DC: American Educational.

APA. (2010). Publication manual of the American Psychological Association (6th ed.). *American Psychological Association*. Washington: DC: Author.

Austin, B. A. (1983). Factorial structure of the UCLA Loneliness Scale. *Psychological Reports*, *53*(3), 883-889. https://doi.org/10.2466%2Fpr0.1983.53.3.883

Becker, B. J. (1992). Using results from replicated studies to estimate linear models. *Journal of Educational Statistics*, *17*, 341-362. https://doi.org/10.3102/10769986017004341

Becker, B. J. (1992, April). *Missing data and the synthesis of correlation*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association, San Francisco.

Becker, B. J. (1995). Corrections to Using results from replicated studies to estimate linear models. *Journal of Educational and Behavioral Statistics, 20,* 100-102. https://doi.org/10.3102/10769986020001100

Becker, B. J. (2000). Multivariate meta-analysis. In H. E. Tinsley, & S. D. Brown (Eds.). *Handbook of applied multivariate statistics and mathematical modeling* (pp. 499-525). San Diego: CA: Academic Press.

Becker, B. J. (2009). Model-based meta-analysis. In H. Cooper, L. V. Hedges, & J. C. Valentine (Eds.), *The handbook of research synthesis and meta-analysis* (pp. 377-395). Mahwah: NJ: Russell Sage Foundation.

Becker, B. J., & Fahrbach, K. (1994, April). A comparison of approaches to the synthesis of correlation matrices. *American Educational Research Association.* New Orleans, LA.

Becker, G. (1996). The meta-analysis of factor analyses: An illustration based on the cumulation of correlation matrices. *Psychological Methods*, *1*(4), 341. https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.4.341

Bentler, P. M. (1980). Multivariate analysis with latent variables: Causal modeling. *Annual Review of Psychology, 31,* 419-456.

Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, *88,* 588-606. https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588

Beretvas, S. N., & Furlow, C. F. (2006). Evaluation of an approximate method for synthesizing covariance matrices for use in meta-analytic SEM. *Structural Equation Modeling*, *13*(2), 153-185. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1302_1

Blozis, S. A., Conger, K. J., & Harring, J. R. (2007). Nonlinear latent curve models for multivariate longitudinal data. *International Journal of Behavioral Development*, *31*(4), 340-346. https://doi.org/10.1177/0165025407077755

Boffo, M., Mannarini, S., & Munari, C. (2012). Exploratory structure equation modeling of the UCLA loneliness scale: a contribution to the Italian adaptation. *TPM: Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, *19(*4). Doi:10.4473/TPM19.4.7

Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P., & Rothstein, H. R. (2009). *Introduction to meta-analysis.* UK: John Wiley & Sons.

Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen, & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models.* Beverly Hills: CA: Sage.

Buecker, S., Maes, M., Denissen, J. J., Luhmann, M., & Laceulle, O. M. (2020). Loneliness and the big five personality traits: a meta–analysis. *European Journal of Personality*, *34*(1), 8-28. https://doi.org/10.1002/per.2229

Bushman, B. J., Cooper, H. M., & Lemke, K. M. (1991). Meta-analysis of factor analyses: An illustration using the Buss-Durkee Hostility Inventory. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *17(*3), 344-349. https://doi.org/10.1177/0146167291173015

Büyüköztürk , Ş. (2002). *Sosyal bilimler için veri analizi el kitabı.* Ankara: Pegem A Yayıncılık.

Byrne, B. M. (1998). *Structural equation modeling with lisrel, prelis and simlis: Basic concepts, aplications and programming.* Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Card, N. A. (2015). *Applied meta-analysis for social science research.* New York: Guilford Publications.

Cheung, M. L. (2014). Modeling dependent effect sizes with three-level meta-analyses: a structural equation modeling approach. *Psychological Methods*, *19*(2), 211. https://doi.org/10.1037/a0032968

Cheung, M. L. (2015). *Meta-analysis: A structural equation modeling approach.* Birleşik Krallık: John Wiley & Sons.

Cheung, M. L. (2015). Metasem: an r package for Meta-analysis using structural equation modeling . *Frontiers in Psychology*, *5*, 1-7.

Cheung, M. L., & Chan, W. (2004). Testing dependent correlation coefficients via structural equation modeling. *Organizational Research Methods*, *7*, 206–223. https://doi.org/10.1177/1094428104264024

Cheung, M. L., & Chan, W. (2005). Meta-analytic structural equation modeling: a two-stage approach. *Psychological Methods*, *10*(1), 40. https://doi.org/10.1037/1082-989X.10.1.40

Cheung, M. L., & Chan, W. (2009). A two-stage approach to synthesizing covariance matrices in meta-analytic structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *16*(1), 28–53. https://doi.org/10.1080/10705510802561295

Cheung, M. L., & Cheung, S. F. (2016). Random-effects models for meta-analytic structural equation modeling: review, issues, and illustrations. *Research Synthesis Methods*, *7(*2), 140-155. https://doi.org/10.1002/jrsm.1166

Cheung, M. L., & Hafdahl, A. R. (2016). Special issue on meta-analytic structural equation modeling: Introduction from the guest [Special issue]. *Research Synthesis Methods*, *7*(2) 112-120. https://doi.org/10.1002/jrsm.1212

Cheung, M. L., & Hong, R. Y. (2017). Applications of meta-analytic structural equation modelling in health psychology: Examples, issues, and recommendations. *Health Psychology Review*, *11*(3), 265-279. https://doi.org/10.1080/17437199.2017.1343678

Cheung, S. F., Sun, R. W., & Chan, D. S. (2019). Correlation-based meta-analytic structural equation modeling: effects of parameter covariance on point and interval estimates.

Organizational Research Methods, *22*(4), 892-916. https://doi.org/10.1177/1094428118770736

Cheung, W. (2002). *Meta-analysis for structural equation modeling: a two-stage approach.* Doktora Tezi, The Chinese University of Hong Kong Insitute of Psychology, Hong Kong.

Cho, K. (2015). *Meta-analysis of factor Analyses: Comparison of univariate and multivariate approaches using correlation matrices and factor loadings.* Doktora Tezi, Florida State University Insitute of Educational Psychology and Learning Systems, Florida.

Cochran, W. G. (1954). The combination of estimates from different experiments. *Biometrics*, *10*(1), 101-129. https://doi.org/10.2307/3001666

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences.* Hillsdale, NJ: Erlbaum.

Colquitt, J. A., LePine, J. A., & Noe, R. A. (2000). Toward an integrative theory of training motivation: a meta-analytic path analysis of 20 years of research. *Journal of Applied Psychology*, *85*(5), 678. https://doi.org/10.1037/0021-9010.85.5.678

Corey, D. M., Dunlap, W. P., & Burke, M. J. (1998). Averaging correlations: Expected values and bias in combined Pearson rs and Fisher's z transformations. *The Journal of General Psychology*, *125*(3), 245-261. https://doi.org/10.1080/00221309809595548

De Jong, G. J., & Kamphuis, F. (1985). The development of a Rasch-type loneliness scale. *Applied Psychological Measurement*, *9*(3), 289-99. https://doi.org/10.1177/014662168500900307

Demir, A. G. (1989). UCLA yalnızlık ölçeğinin geçerlik ve güvenirliği. *Turkish Journal of Psychology*, *23*, 14–18.

Diao, X. (2014). *Cross language transfer of metalinguistic awareness: A meta-analytic structural equation model for Chinese-English bilingual children.* Doktora Tezi,

University of Cincinnati Institute of Education, Criminal Justice, and Human Services, OH, USA.

Dickey, D. (1996). Testing the fit of our models of psychological dynamics using confirmatory methods: An introductory primer. In B. Thompson (Eds.), *Advances in social science methodology* (pp. 219-227). Greenwich, CT: JAI Press.

DiTommaso, E., & Spinner, B. (1993). The development and initial validation of the Social and Emotional Loneliness Scale for Adults (SELSA). *Personality and Individual Differences*, *14*(1), 127-134. https://doi.org/10.1016/0191-8869(93)90182-3

Doğan, N., & Başokçu, T. O. (2010). İstatistik tutum ölçeği için uygulanan faktör analizi ve aşamalı kümeleme analizi sonuçlarının karşılaştırılması. *Eğitimde ve Psikolojide Ölçme ve Değerlendirme Dergisi*, *1*(2), 65-71.

Dolan, A. A. (2019). *Synthesizing undergraduate college student persistence: a meta-analytic structural equation model.* Doktora Tezi, Kent State University Institute of Education, Health and Human Services, Ohio.

Durak, M., & Senol-Durak, E. (2010). Psychometric qualities of the UCLA loneliness scale-version 3 as applied in a Turkish culture. *Educational Gerontology*, *6*(10-11), 988-1007. https://doi.org/10.1080/03601271003756628

Dussault, M., Fernet, C., Austin, S., & Leroux , M. (2009). Revisiting the factorial validity of the Revised UCLA Loneliness Scale: A test of competing models in a sample of teachers. *Psychological Reports*, *105*(3), 849-856. https://doi.org/10.2466/PR0.105.3.849-856

Field, A. P. (2001). Meta-analysis of correlation coefficients: a Monte Carlo comparison of fixed-and random-effects methods. *Psychological Methods*, *6*(2), 161. https://doi.org/10.1037/1082-989X.6.2.161

Field, A. P. (2005). Is the meta-analysis of correlation coefficients accurate when population correlations vary? *Psychological Methods*, *10*(4), 444. https://doi.org/10.1037/1082-989X.10.4.444

Furlow, C. F. (2003). *Meta-Analytic methods of pooling correlation matrices for structural equation modeling under different patterns of missing data.* Doktora Tezi, University of Texas Insitute of the Graduate School, Austin.

Furlow, C. F., & Beretvas, S. N. (2005). Meta-analytic methods of pooling correlation matrices for structural equation modeling under different patterns of missing data. *Psychological Methods*, *10*(2), 227. https://doi.org/10.1037/1082-989X.10.2.227

Furlow, C. F., & Beretvas, S. N. (2010). An evaluation of multiple imputation for meta-analytic structural equation modeling. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, *9*(1), 14.

Garcia, S. M., Tor , A., & Schiff, T. M. (2013). The psychology of competition: A social comparison perspective. *Perspectives on Psychological Science*, *8(*6), 634-650. https://doi.org/10.1177/1745691613504114

Glass, G. V. (1976). Primary, secondary and meta-analysis of research. *Educational Researcher*, *5*(10), 3-8. https://doi.org/10.3102/0013189X005010003

Gnambs, T., Scharl, A., & Schroeders, U. (2018). The structure of the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Zeitschrift für Psychologie*, *226*(1) 14-29. https://doi.org/10.1027/2151-2604/a000317

Gorsuch, R. L. (2015). *Factor analysis.* NY: Taylor & Francis.

Hafdahl, A. R. (2001). *Multivariate meta-analysis for exploratory factor analytic research.* Doktora Tezi, University of North Carolina Institute of Sciences and Engineering, Chapel Hill.

Hafdahl, A. R. (2007). Combining correlation matrices: Simulation analysis of improved fixed-effects methods. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, *32*(2), 180-205. https://doi.org/10.3102/1076998606298041

Hafdahl, A. R., & Williams, M. A. (2009). Meta-analysis of correlations revisited: Attempted replication and extension of Field's (2001) simulation studies. *Psychological Methods*, *14*(1), 24. https://doi.org/10.1037/a0014697

Hall, S. M., & Brannick, M. T. (2002). Comparison of two random-effects methods of meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, *87*(2), 377.

Hartshorne, T. S. (1993). Psychometric properties and confirmatory factor analysis of the UCLA Loneliness Scale. *Journal of Personality Assessment*, *61*(1), 182-195. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6101_14

Hays, R. D., & DiMatteo, M. R. (1987). A short-form measure of loneliness. *Journal of Personality Assessment*, *51*(1), 69-81.

Hedges, L. V., & Vevea, J. L. (1998). Fixed-and random-effects models in meta-analysis. *Psychological Methods*, *3*(4), 486.

Hedges, L. V., & Olkin, I. (1985). *Statistical methods for meta-analysis.* San Diego: CA: Academic Press.

Higgins, J. T., & Thompson, S. G. (2002). Quantifying heterogeneity in a meta-analysis. *Statistics in Medicine*, *21*(11), 1539-1558. https://doi.org/10.1002/sim.1186

Higgins, J. T., Thompson, S. G., Deeks, J. J., & Altman, D. G. (2003). Measuring inconsistency in meta-analyses. *British Medical Journal*, *327*(7414), 557-560. https://doi.org/10.1136/bmj.327.7414.557

Hjetland, H. N., Brinchmann, E. I., Scherer, R., Hulme, C., & Melby-Lervåg, M. (2020). Preschool pathways to reading comprehension: A systematic meta-analytic review. *Educational Research Review*, *30*, 100323. https://doi.org/10.1016/j.edurev.2020.100323

Hojat, M. (1982). Psychometric characteristics of the UCLA Loneliness Scale: A study with Iranian college students. *Educational and Psychological Measurement*, *42*(3), 917-925. https://doi.org/10.1177/001316448204200328

Hong, R. Y., & Cheung, M. L. (2015). The structure of cognitive vulnerabilities to depression and anxiety: Evidence for a common core etiologic process based on a meta-analytic review. *Clinical Psychological Science*, *3*(6), 892-912. https://doi.org/10.1177/2167702614553789

Hox, J. J., & de Leeuw, E. D. (2003). Multilevel models for meta-analysis. In S. P. Reise & N. Duan (Eds.), *Multivariate applications. Multilevel modeling: Methodological advances, issues, and applications* (pp. 90-111). Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.

Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *6*(1), 1-55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118

Huedo-Medina, T. B., Sanchez-Meca, J., Marín-Martínez, F., & Botella, J. (2006). Assessing heterogeneity in meta-analysis: Q statistic or I^2 index? *Psychological Methods*, *11*(2), 193. https://doi.org/10.1037/1082-989X.11.2.193

Hughes, M. E., Waite, L. J., Hawkley, L. C., & Cacioppo, J. T. (2004). A short scale for measuring loneliness in large surveys: Results from two population-based studies. *Research on Aging*, *26*(6), 655-672. https://doi.org/10.1177/0164027504268574

Hunter, J. E., & Hamilton, M. A. (2002). The advantages of using standardized scores in causal analysis. *Human Communication Research*, *28*(4), 552-561. https://doi.org/10.1111/j.1468-2958.2002.tb00823.x

Hunter, J. E., & Schmidt, F. L. (1990). *Methods of meta-analysis: Correcting error and bias in research findings.* Newbury Park: CA: Sage.

Hunter, J. E., & Schmidt, F. L. (2004). *Methods of meta-analysis: Correcting error and bias in research findings.* Thousand Oaks: Sage Publications.

Jak, S. (2015). *Meta-Analytic structural equation modelling.* NY: Springer.

Jak, S., & Cheung, M. L. (2018). Accounting for missing correlation coefficients in fixed-effects MASEM. *Multivariate Behavioral Research*, *53*(1), 1-14. https://doi.org/10.1080/00273171.2017.1375886

Jak, S., & Cheung, M. L. (2018). Testing moderator hypotheses in meta-analytic structural equation modeling using subgroup analysis. *Behavior Research Methods*, *50*(4), 1359-1373.

Jak, S., & Cheung, M. L. (2020). A commentary on Lv and Maeda (2019). *Structural equation modeling: A Multidisciplinary Journal*, *27*(3), 438-441. https://doi.org/10.1080/10705511.2019.1688155

Jak, S., & Cheung, M. L. (2020). Meta-analytic structural equation modeling with moderating effects on SEM parameters. *Psychological Methods*, *25*(4), 430. https://doi.org/10.1037/met0000245

Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2006). *LISREL 8.8 for Windows [Computer software]*. Lincolnwood: Scientific Software International.

Kablan, Z., Topan, B., & Erkan, B. (2013). Sınıf içi öğretimde materyal kullanımının etkililik düzeyi: Bir meta analiz çalışması. *Kuram ve Uygulamada Eğitim Bilimleri*, *13*(3), 1629-1644.

Karadağ, E. (. (2017). *The factors effecting student achievement: Meta-analysis of empirical studies.* Cham: Springer.

Kim, J. (2019). Meta-Analysis of information privacy using TSSEM. *Journal of Digital Convergence*, *17*(11), 149-156. https://doi.org/10.14400/JDC.2019.17.11.149

Kisamore, J. L. (2003). *Validity generalization and transportability: An investigation of distributional assumptions of random-effects meta-analytic methods.* Doktora Tezi, University of South Florida Insitute of Arts and Sciences, Florida.

Kline, R. B. (2011). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling.* New York: Guilford.

Knight, R. G., Chisholm, B. J., Marsh, N. V., & Godfrey, H. P. (1988). Some normative, reliability, and factor analytic data for the revised UCLA Loneliness Scale. *Journal of Clinical Psychology*, *44*(2), 203-206. https://doi.org/10.1002/1097-4679(198803)44:2<203::AID-JCLP2270440218>3.0.CO;2-5

Lai, K. (2012). *Meta-Analyzıng structural equatıon models wıth study-level moderators: explaınıng the systematıc heterogeneıty among covarıance structures.* Doktora Tezi, University of Notre Dame, Hindistan.

Lai, Y. H. (2019). The application of meta-analytic sem on exploring factors that ınfluence teachers' usage of ınteractive whiteboard. *Pedagogical Research*, 4(3).

Lasgaard, M. (2007). Reliability and validity of the Danish version of the UCLA Loneliness Scale. *Personality and Individual Differences*, *42*(7), 1359-1366. https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.10.013

Lazowski, R. A. (2015). *A meta-analytic tutorial and a narrative review on motivation interventions in education.* Doktora Tezi, James Madison University Insitute of Graduate Psychology, Harrisonburg.

Lesener, T., Gusy, B., & Wolter, C. (2019). The job demands-resources model: A meta-analytic review of longitudinal studies. *Work & Stress*, *33*(1), 76-103. https://doi.org/10.1080/02678373.2018.1529065

Levine, M. P. (2012). Loneliness and eating disorders. *The Journal of Psychology*, *146(*1-2), 243-257.

Lipsey, M. V., & Wilson, D. B. (2000). *Practical meta-analysis.* Thousand Oaks: CA: Sage.

Lv, J., & Maeda, Y. (2020). Evaluation of the efficacy of meta-analytic structural equation modeling with missing correlations. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *27*(3), 414-437. https://doi.org/10.1080/10705511.2019.1646651

Mahon, N. E. (1994). Loneliness and sleep during adolescence. *Perceptual and Motor Skills*, *78*(1), 227-231.

Mahon, N. E., & Yarcheski, A. (1990). The dimensionality of the UCLA Loneliness Scale in early adolescents. *Research in Nursing & Health*, *13*(1), 45-52. https://doi.org/10.1002/nur.4770130108

Majorano, M., Musetti, A., Brondino, M., & Corsano, P. (2015). Loneliness, emotional autonomy and motivation for solitary behavior during adolescence. *Journal of Child and Family Studies*, *24*(11), 3436-3447.

Martinussen, M., & Bjornstad, J. F. (1999). Meta-analysis calculations based on independent and nonindependent cases. *Educational and Psychological Measurement*, *59*(6), 928-950. https://doi.org/10.1177/00131649921970260

Mason , C., Allam, R., & Brannick, M. T. (2007). How to meta-analyze coefficient-of-stability estimates: Some recommendations based on Monte Carlo studies. *Educational and Psychological Measurement*, *67*(5), 765-783. https://doi.org/10.1177/0013164407301532

Montazemi, A. R., Pittaway, J. J., & Saremi, H. Q. (2012). Factors of stickiness in transfers of know-how between MNC units. *The Journal of Strategic Information Systems*, *21*(1), 31-57. https://doi.org/10.1016/j.jsis.2012.01.001

Neto, F. (1992). Loneliness among Portuguese adolescents. *Social Behavior and Personality An International Journal*, *20*(1), 15-21. https://doi.org/10.2224/sbp.1992.20.1.15

Newcomb, M. D., & Bentler, P. M. (1986). Loneliness and social support: A confirmatory hierarchical analysis. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *12*(4), 520-535. https://doi.org/10.1177/0146167286124015

Norton, S., Cosco, T., Doyle, F., Done, J., & Sacker, A. (2013). The Hospital Anxiety and Depression Scale: a meta confirmatory factor analysis. *Journal of Psychosomatic Research*, *74*(1), 74-81. https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2012.10.010

Oort, F. J., & Jak, S. (2016). Maximum likelihood estimation in meta-analytic structural equation modeling. *Research Synthesis Methods*, *7*(2), 156-167. https://doi.org/10.1002/jrsm.1203

Orpinas, P., & Frankowski, R. (2001). The Aggression Scale: A self-report measure of aggressive behavior for young adolescents. *The Journal of Early Adolescence* , *21*(1), 50-67. https://doi.org/10.1177/0272431601021001003

Özdamar, K. (2002). *Paket programlar ile istatistiksel veri analizi.* Eskişehir: Kaan Yayınları.

Peplau, L. A., & Perlman, D. (1979). Blueprint for a social psychological theory of loneliness. In M. Cook & G. Wilson (Eds.), *Love and attraction* (pp. 99-108). Oxford: Pergamon Press.

Perlman, D., & Peplau, L. A. (1981). Toward a social psychology of loneliness. *Personal Relationships*, *3*, 31-56.

Pretorius, T. B. (1993). The metric equivalence of the UCLA Loneliness Scale for a sample of South African students. *Educational and Psychological Measurement*, *53*(1), 233-239. https://doi.org/10.1177/0013164493053001026

Quinn, J. M. (2016). *Predictors of reading comprehension: a model-based meta-analytic review*. Doktora Tezi, Florida State University Insitute of Psychology, Florida.

Quinn, J. M., & Wagner, R. K. (2018). Using meta-analytic structural equation modeling to study developmental change in relations between language and literacy. *Child Development*, *89*(6), 1956-1969. https://doi.org/10.1111/cdev.13049

Ritter, N. L. (2017). Technology acceptance model of online learning management systems in higher education: A meta-analytic structural equation model. *International Journal of Learning Management Systems*, *5*(1) 1-15.

Rosenthal, D. A., Hoyt, W. T., Ferrin, J. M., Miller, S., & Cohen, N. D. (2006). Advanced methods in meta-analytic research: Applications and implications for rehabilitation counseling research. *Rehabilitation Counseling Bulletin*, *49*(4), 234-246. https://doi.org/10.1177/00343552060490040501

Rubenstein, C., & Shaver, P. (1982). The experience of loneliness. In L. A. Peplau, D. & Perlman (Eds.), *Loneliness: A sourcebook of current theory, research and therapy* (pp. 206-223). NY: Wiley.

Russel, D., Peplau, L. A., & Cutrona, C. E. (1980). The revised UCLA Loneliness Scale: concurrent and discriminant validity evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, *39*(3), 472. https://doi.org/10.1037/0022-3514.39.3.472

Russell, D. W. (1996). UCLA Loneliness Scale (Version 3): Reliability, validity, and factor structure. *Journal of Personality Assessment*, *66*(1), 20-40. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6601_2

Russell, D., Peplau, L. A., & Ferguson, M. L. (1978). Developing a measure of loneliness. *Journal of Personality Assessment*, *42*(3), 290-294. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4203_11

Sacchi, C., & Richaud de Minzi, M. C. (1997). UCLA's revised scale of loneliness: an Argentinean adaptation. *Revista Argentina de Clinica Psicologica*, *6*(1), 43-53.

Sagan, A., & Grabowskİ, M. (2016). Meta-analytic SEM in development of TAM models. *Information Technology for Practice*, 53.

Scherer, R., & Teo , T. (2020). A tutorial on the meta-analytic structural equation modeling of reliability coefficients. *Psychological Methods*, *25*(6), 747. https://doi.org/10.1037/met0000261

Schermelleh-Engel, K., & Moosbrugger, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, *8*(2), 23-74.

Schreiber, A., & Marcus, B. (2020). The place of the "Dark Triad" in general models of personality: Some meta-analytic clarification. *Psychological Bulletin*, *146*(11), 1021. https://doi.org/10.1037/bul0000299

Shadish, W. R. (1996). Meta-analysis and the exploration of causal mediating processes: A primer of examples, methods, and issues. *Psychological Methods*, *1*(1), 47. https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.1.47

Sheng, Z., Kong, W., Cortina, J. M., & Hou, S. (2016). Analyzing matrices of meta-analytic correlations: current practices and recommendations. *Research Synthesis Methods*, *7*(2), 187-208. https://doi.org/10.1002/jrsm.1206

Silver, N. C., & Dunlap, W. P. (1987). Averaging correlation coefficients: should Fisher's z transformation be used? *Journal of Applied Psychology*, *72*(1), 146.

Silver, N. C., & Dunlap, W. P. (1989). A Monte Carlo study of testing the significance of correlation matrices. *Educational and Psychological Measurement*, *49*(3), 563-569.

Standsyah, R. E., Otok, B. W., & Suharsono, A. (2021, February). *Random effect meta-analytic structural equation modeling (MASEM) estimation using the method of moment: Case study on the poverty in the ısland of java. IOP Conference Series:* Paper presented in Materials Science and Engineering, Orlando.

Steiger, J. H. (1980). Tests for comparing elements of a correlation matrix. *Psychological Bulletin*, *87*, 245-251. https://doi.org/10.1037/0033-2909.87.2.245

Stephan, E., Fäth, M., & Lamm, H. (1988). Loneliness as related to various personality and environmental measures: Research with the German adaptation of the UCLA Loneliness Scale. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, *16*(2), 169-174.

Stevens, J. P. (2012). *Applied multivariate statistics for the social sciences.* New Jersey: Lawrance Erlbaum Association.

Sullivan, H. S. (1953). *The interpersonal theory of psychiatry.* New York: Norton.

Şahin, M. C., & Tekdal, M. (2005). İnternet tabanlı uzaktan eğitimin etkililiği: Bir meta analiz çalışması. *Akademik Bilişim*, 02-04.

Tang, R. (2013). *Finding paths in the forest: a meta-analytic study on entry mode determination.* Doktora Tezi, University of Technology Sydney Institute of Business, Australia.

Tang, R. W., & Cheung, M. L. (2016). Testing IB theories with meta-analytic structural equation modeling: The TSSEM approach and the Univariate-r approach. *Review of International Business and Strategy*, *26*(4) 472-492. https://doi.org/10.1108/RIBS-04-2016-0022

Tehrani, H. D., & Yamini, S. (2020). Dataset of parenting practices, self-control and anti-social behaviors: Meta-analytic structural equation modeling. *Data in Brief*, 32, 106114. https://doi.org/10.1016/j.dib.2020.106114Get

Vanhalst, J., Luyckx, K., Van Petegem, S., & Soenens, B. (2018). The detrimental effects of adolescents' chronic loneliness on motivation and emotion regulation in social situations. *Journal of Youth and Adolescence*, *47*(1), 162-176.

Velicer, W. F., & Fava, J. L. (1998). Affects of variable and subject sampling on factor pattern recovery. *Psychological Methods*, *3*(2), 231. https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.2.231

Viswesvaran, C., & Ones, D. S. (1995). Theory testing: Combining psychometric meta-analysis and structural equations modeling. *Personnel Psychology*, *48*, 865–885.

Vize, C. E., Collison, K. L., Miller, J. D., & Lynam, D. R. (2018). Examining the effects of controlling for shared variance among the Dark Triad using meta-analytic structural equation modelling. *European Journal of Personality*, *32*, 46-61. https://doi.org/10.1002/per.2137

Walters, G. D., & Bolger, P. C. (2019). Procedural justice perceptions, legitimacy beliefs, and compliance with the law: A meta-analysis. *Journal of experimental Criminology*, *15*(3), 341-372.

Weiss, R. S. (1973). *Loneliness: The experience of emotional and social isolation.* Cambridge: Mass Press.

Wentzel, K. R., Jablansky, S., & Scalise, N. R. (2021). Peer social acceptance and academic achievement: A meta-analytic study. *Journal of Educational Psychology*, *113*(1), 157. https://doi.org/10.1037/edu0000468

Wilson, D., Cutts, J., Lees, I., Mapungwana, S., & Maunganidze, L. (1992). Psychometric properties of the revised UCLA Loneliness Scale and two short-form measures of loneliness in Zimbabwe. *Journal of Personality Assessment*, *59*(1), 72-81.

Wilson, S. J., Polanin, J. R., & Lipsey, M. W. (2016). Fitting meta-analytic structural equation models with complex datasets. *Research Synthesis Methods*, *7*(2), 121-139. https://doi.org/10.1002/jrsm.1199

Wu, C. H., & Yao, G. (2008). Psychometric analysis of the short-form UCLA Loneliness Scale (ULS-8) in Taiwanese undergraduate students. *Personality and Individual Differences*, *44*(8), 1762-1771.

Yaparel, R. (1984). *Sosyal ilişkilerdeki başarı ve başarısızlık nedenlerinin algılanması ile yalnızlık arasındaki bağlantı.* Yüksek Lisans Tezi, Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.

Yavuz, C. (2019). The Relationships among Attitude towards Sports, Loneliness and Happiness in Adolescents. *Journal of Educational Research*, *7*(3), 790-796.

Yuan, K. H. (2016). Meta analytical structural equation modeling: comments on issues with current methods and viable alternatives. *Research Synthesis Methods*, *7*(2), 215-231.

Zakahi, W. R., & Duran, R. L. (1982). All the lonely people: The relationship among loneliness, communicative competence, and communication anxiety. *Communication Quarterly*, *30*(3), 203-209. https://doi.org/10.1080/01463378209369450

Zarei, S., Memari, A. H., Moshayedi, P., & Shayestehfar, M. (2016). Validity and reliability of the UCLA loneliness scale version 3 in Farsi. *Educational Gerontology*, *42*(1), 49-57.

Zeegers, M. A., Colonnnesi, C., Stams, G. J., & Meins, E. (2017). Mind matters: A meta-analysis on parental mentalization and sensitivity as predictors of infant–parent attachment. *Psychological Bulletin*, *143*(12), 1245. https://doi.org/10.1037/bul0000114

Zhang, Y. (2011). *Meta-analytic structural equation modeling (MASEM): comparison of the multivariate methods.* Doktora Tezi, The Florida State University Insitute of Educational Psychology and Learning Systems, Florida.

Zhang, Y., Zhang, L., Liu, G., Duan, J., Xu, S., & Cheung, M. L. (2019). How does ethical leadership ımpact employee organizational citizenship behavior? *Zeitschrift für Psychologie*, *227*(1), 18–30. https://doi.org/10.1027/2151-2604/a000353

EKLER

EK 1. Meta analiz Çalışmasına Dâhil Edilen Birincil Çalışmaların Kaynakçası

Akkul, N., & Ümmet, D. (2007). Teknik eğitim fakültesi öğrencilerinin yalnızlık düzeyleri. *Eğitim Bilimleri Dergisi, 25*(25), 1-15.

Akyüz, C. (2015). *The Association of basic personality traits and negative emotions with suicide probability*. Yüksek Lisans Tezi, Orta Doğu Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimleri Enstitüsü, Ankara.

Altundağ, Y. (2013). *Anne-babası boşanmış ergenlerin psikolojik dayanıklılık düzeylerinde yordayıcı değişkenler olarak yaşam doyumu ve yalnızlık.* Yüksek lisans tezi, Abant İzzet Baysal Üniversitesi Eğitim Bilimleri Enstitüsü, Bolu.

Arcan, K., & Yüce, Ç. B. (2016). İnternet bağımlılığı ve ilişkili psiko-sosyal değişkenler: aleksitimi açısından bir değerlendirme. *Türk Psikoloji Dergisi, 31*(77), 46-56.

Arslantaş, H., & Ergin, F. (2011). 50-65 yaş arasındaki bireylerde yalnızlık, depresyon, sosyal destek ve etki eden faktörler. *Turkish Journal of Geriatrics, 14* (2) 135-144.

Atasayar, M., & Güler, N. (2012). A study of the relationship between problem solving skills level and the loneliness level of the elementary and high school students. *International Journal of Educational Researchers, 3*(2), 10-16.

Aydemir, M., & Bayram, N. (2016). Yapısal eşitlik modellemesi ile yalnızlık, kendini affetme ve kendini sevme değişkenleri arasındaki ilişkilerin incelenmesi. *Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 35*(1), 81-88.

Bahadır, E., Mökükçü, M. K., & Kalender, B. (2018). Madde kullanım bozukluğunun hükümlülerin benlik saygısı ve yalnızlık düzeylerine etkisinin incelenmesi: Samsun Vezirköprü M Tipi Kapalı Ceza İnfaz Kurumu örneği. *FSM İlmî Araştırmalar İnsan ve Toplum Bilimleri Dergisi,* (11), 137-149.

Balcı, Ş., & Gölcü, A. (2016, October). *The relation between loneliness and interpersonal communication motives in the life of university students.* Paper presented in ICWSR, Barcelona.

Baltacı, Ö. (2019). *İnternet bağımlılığını yordayan psikososyal faktörler*. Doktora Tezi, Gazi Üniversitesi Eğitim Bilimleri Enstitüsü, Ankara.

Baran, M., Baran, M., & Maskan, A. (2015). A study on adolescent students' levels of hopelessness, loneliness and self-esteem: A sample from Turkey. *Mediterranean Journal of Social Sciences, 6*(2 S1), 341.

Bilgili, N., Kitiş, Y., & Ayaz, S. (2012). Yaşlılarda yalnızlık, uyku kalitesi ve etkileyen faktörlerin değerlendirilmesi. *Türk Geriatri Dergisi, 15*(1), 81-88.

Budakoğlu, I. İ., Karaoğlu, N., & Coşkun, Ö. (2014). Loneliness, hopelessness, anxiety and self compassion of medical students: Gazi example. *Gazi Medical Journal, 25*(4A).

Certel, H., Yakut, S., Yakut, İ., & Gülsün, B. (2016). Öğrencilerde yalnızlık problemi. *ITOBIAD: Journal of the Human & Social Science Researches, 5*(8), 3069-3084.

Ciyin, G., & Erturan-İlker, G. (2014). Student physical education teachers' well-being: contribution of basic psychological needs. *Journal of Education and Training Studies, 2*(3), 44-51.

Çakır V. & Çakır V., (2011). Yalnızlık ve televizyon kullanımı. *Selçuk İletişim Dergisi, 7*(1), 131-147.

Çıracı, Y., Nural, N., & Saltürk, Z. (2016). Loneliness of oncology patients at the end of life. *Supportive care in cancer, 24*(8), 3525-3531.

Çivitci, N., & Çivitci, A. (2009). Self-esteem as mediator and moderator of the relationship between loneliness and life satisfaction in adolescents. *Personality and Individual Differences, 47*(8), 954-958.

Çivitci, N. (2011). Lise öğrencilerinde okul öfkesi ve yalnızlık. *Turkish Psychological Counseling & Guidance Journal, 4*(35), 18-29.

Duru, E., & Balkis, M. (2013). The psychometric properties of the Utrecht Homesickness Scale: A study of reliability and validity. *Eğitim Araştırmaları-Eurasian Journal of Educational Research, 52*, 61-78.

Ekinci, N. E., Demirel, M., Demirel, D. H., & Utku, I. (2015). Lise öğrencilerinin yalnızlık algılarının rekreasyonel etkinliklere katılımları ve bireysel değişkenlere göre incelenmesi. *Sportif Bakış: Spor ve Eğitim Bilimleri Dergisi, 2*(2), 71-78.

Erdem, R., Aslan, S., & Keklik, B. (2013). Development of kinship scale: Sample of health personnel. *Journal of Small Business and Entrepreneurship Development 1*(1), 01-16.

Gamsız, Ö. (2017). *Madde kullanım geçmişi olan tedbir altındaki bireylerin yalnızlık ve otomatik düşüncelerinin psikolojik belirti düzeylerini yordaması.* Doktora Tezi, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Eğitim Bilimler Enstitüsü, Eskişehir.

Genç, Y., Durğun, A., Kara, H. Z., & Çakır, R. (2018). İnternet kullanımının üniversite öğrencilerinin yalnızlık algılarına etkileri. *Akademik İncelemeler Dergisi, 13*(2), 301-336.

Güven, E. (2017). Relationship between levels of loneliness and types of music listened to by fine arts high school students. *Elementary Education Online, 16*(3), 1247-1261.

Haney, M. Ö., Bahar, Z., Beşer, A., Dilay, A., Yardımcı, T., & Çömez, S. (2017). Factors related to loneliness among the elderly living at home in Turkey. *Turkish Journal of Family Medicine and Primary Care, 11*(2), 71-78.

Hayali-Emir, S. (2014). *Üniversite birinci sınıf öğrencilerinin bağlanma stilleri ile stresle başa çıkma biçimleri, kendilik algıları ve yalnızlık düzeyleri arasındaki ilişkinin incelenmesi*. Yüksek Lisans Tezi, Karadeniz Teknik Üniversitesi Eğitim Bilimleri Enstitüsü, Trabzon.

Kahraman, S., Zincir, H., Erten, Z. K., & Özkan, F. (2011). Bir huzurevinde yaşlı kadın ve erkeğin ayrı yaşamasının onların yalnızlık ve yaşam doyumuna etkisi. *Sosyoloji Araştırmaları Dergisi, 14*(2), 1-16.

Kapıkıran, Ş., & Yağcı, U. (2012). Loneliness and life satisfaction of adolescents: the mediator and moderator role of playing musical instruments and joining a band. *Elementary Education Online, 11*(3), 738-747.

Kapıkıran, Ş. (2013). Loneliness and life satisfaction in Turkish early adolescents: The mediating role of self-esteem and social support. *Social Indicators Research, 111*(2), 617-632.

Karababa, A., & Dilmaç, B. (2016). TA and values as the predictors of loneliness among adolescents. *Eğitim ve Bilim, 41*(187), 63-77.

Karaoğlu, N., Avşaroğlu, S., & Deniz, M. (2009). Yalnız mısın? Selçuk üniversitesi öğrencilerinde yalnızlık düzeyi ile ilgili bir çalışma. *Marmara Medical Journal, 22*(1), 19-26.

Kaya, N., Kaya, H., Atar, N. Y., Turan, N., Eskimez, Z., Palloş, A., & Aktaş, A. (2012). Characteristics of anger and loneliness in nursing and midwifery students. *Journal of Education and Research in Nursing, 9*(2), 18-27.

Keleşoğlu, F. (2014). *Sosyal hizmet perspektifinden akademik başarı ve yalnızlık düzeyi ilişkisinin incelenmesi.* Yüksek Lisans Tezi, Yalova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yalova.

Kostak, M. A., Dindar, İ., & Dinçkol, R. Z. (2019). Loneliness, depression, social support levels, and other factors involving the internet use of high school students in Turkey. *International Journal of Mental Health and Addiction, 17*(6), 1521-1534.

Meral, D., & Bahar, H. H. (2016). Ortaöğretim öğrencilerinde problemli internet kullanımının yalnızlık ve psikolojik iyi oluş ile ilişkisinin incelenmesi. *Journal of Education Faculty, 18*(2), 1117-1134.

Mercan, Ç. S. (2016). Ostracism Experience Scale for Adolescents: Turkish validity and reliability. *Hasan Ali Yücel Eğitim Fakültesi Dergisi, 13*(2), 175-186.

Mert, A., & Özdemir, G. (2018). Yalnızlık duygusunun akıllı telefon bağımlılığına etkisi. *OPUS Uluslararası Toplum Araştırmaları Dergisi, 8*(1), 88-107.

Öner, K., & Arslantaş, H. (2017). Loneliness and associated factors in high school adolescents: Cross-sectional analytic study from Turkey. *Jurnal Medical Brasovean, 1,* 25-36.

Özçelik, İ. Y., İmamoğlu, O., Çekin, R., & Başpınar, S. G. (2015). Üniversite öğrencilerinin yalnızlık düzeyleri üzerine sporun etkisi. *Spor ve Performans Araştırmaları Dergisi, 6*(1), 12-18.

Pamukçu, B., & Meydan, B. (2010). The role of empathic tendency and perceived social support in predicting loneliness levels of college students. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 5,* 905-909.

Sarıçam, H., Yaman, E., & Çelik, İ. (2016). The mediator effect of loneliness between perceived social competence and cyber bullying in Turkish adolescents. *International Journal of Progressive Education, 12*(1), 99-107.

Tutgun, A., Deniz, L., & Moon, M. K. (2011). A comparative study of problematic internet use and loneliness among Turkish and Korean prospective teachers. *Turkish Online Journal of Educational Technology-TOJET, 10*(4), 14-30.

Tümkaya, S., Aybek, B., & Çelik, M. (2008). An investigation of students' life satisfaction and loneliness level in a sample of Turkish students. *Journal of Human Sciences, 5*(1).

Uçar, S. (2012). *Üniversite öğrencilerinde mükemmeliyetçiliğin yordanması.* Yüksek Lisans Tezi, Ege Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İzmir.

Ulu-Yalçınkaya, A., & Demir, A. (2018). Loneliness with regard to maternal and paternal acceptance-rejection and sibling relationship quality. *Journal of Psychologists and Counsellors in Schools, 28*(2), 197-211.

Ümmet, D., & Ekşi, F. (2016). Türkiye'deki genç yetişkinlerde internet bağımlılığı: Yalnızlık ve sanal ortam yalnızlık bağlamında bir inceleme. *Addicta: The Turkish Journal on Addictions, 3*(1), 29-53.

Yakut, S. (2016). *Öğretmenlerde yabancılaşma, yalnızlık ve dindarlık ilişkisi: Polatlı örneği.* Doktora Tezi, Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Isparta.

Yardımcı A., Sadık, R., & Kardaş, N. T. (2017). Amerikan futbolu sporcularının yalnızlık düzeyleri ve sporda mental dayanıklılık düzeyleri arasındaki ilişki. *Spor Bilimleri Araştırmaları Dergisi, 2*(2), 79-90.

Yıldırım, B., Engin, E., & Yıldırım, S. (2011). Alkol ve madde bağımlılarında yalnızlık ve etki eden faktörler. *Journal of Psychiatric Nursing, 2*(1), 25-30.

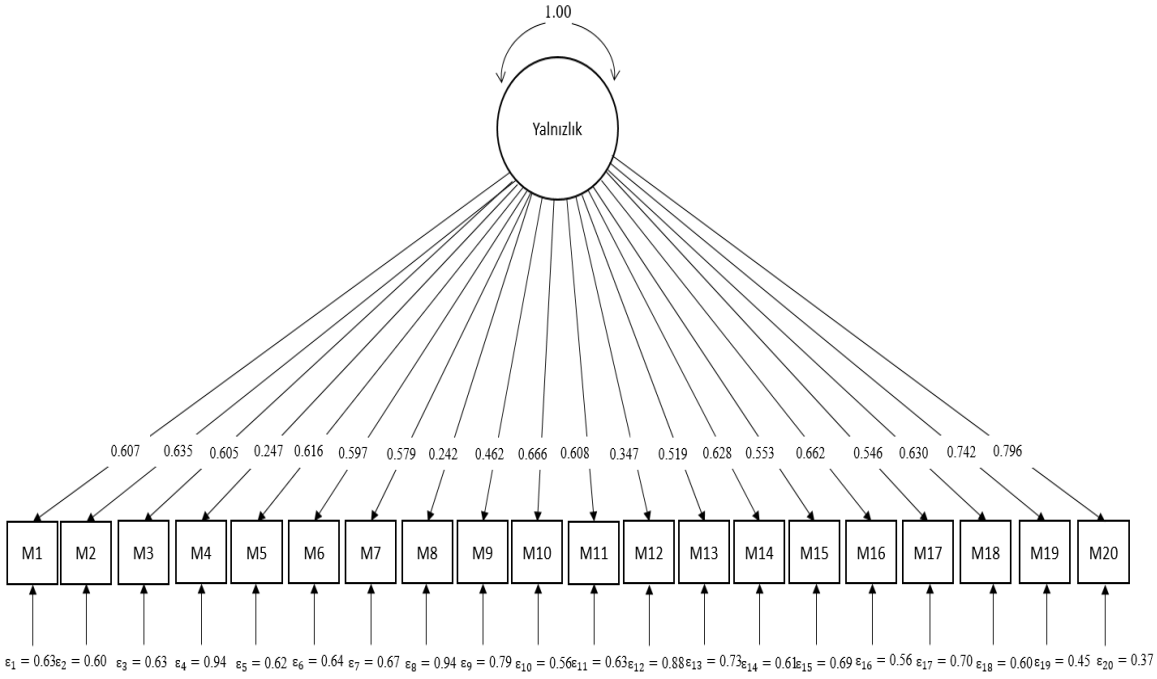
Yıldız Durak, H. (2018). What would you do without your smartphone? Adolescents' social media usage, locus of control, and loneliness as a predictor of nomophobia. *The Turkish Journal on Addictions, 5*(2), 1-15.

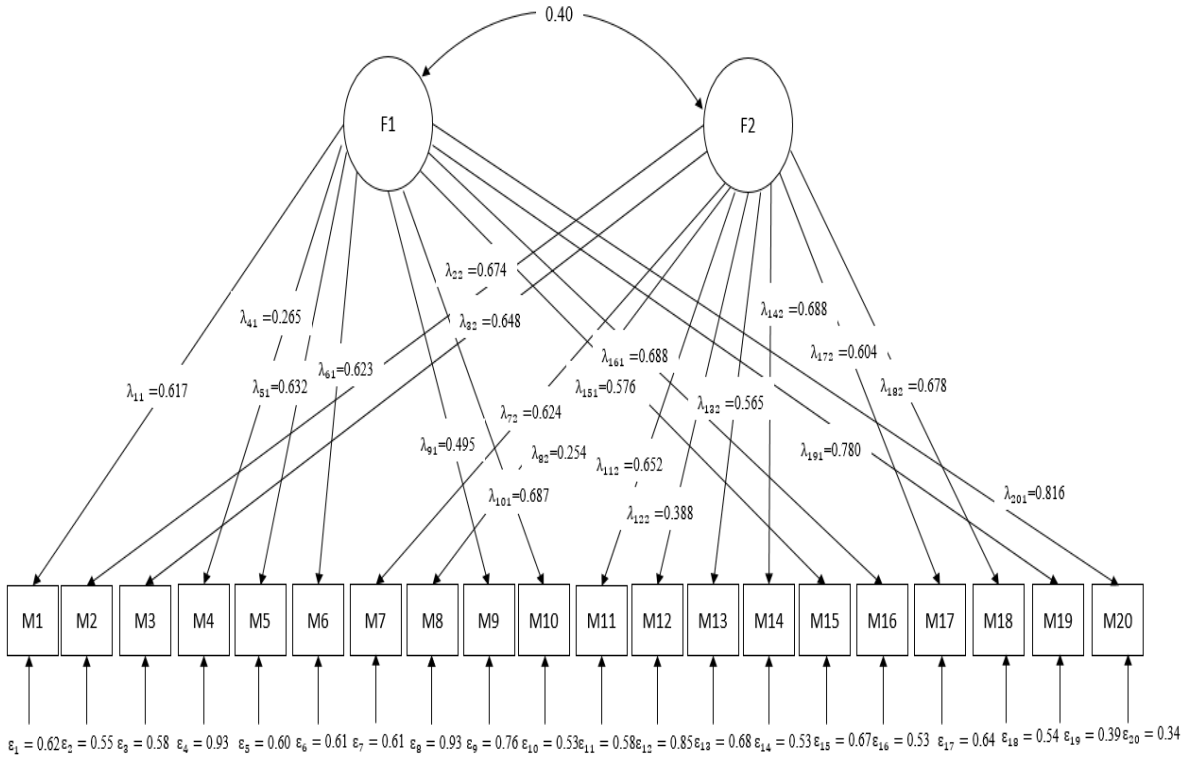
EK 2. Rastgele Etkiler Modeli Altında TSSEM Yöntemine Göre Kestirilen I^2 Değerleri

	Estimate
Intercept1: I2 (Q statistic)	0.9096
Intercept2: I2 (Q statistic)	0.8820
Intercept3: I2 (Q statistic)	0.8646
Intercept4: I2 (Q statistic)	0.8071
Intercept5: I2 (Q statistic)	0.8924
Intercept6: I2 (Q statistic)	0.8530
Intercept7: I2 (Q statistic)	0.9544
Intercept8: I2 (Q statistic)	0.9347
Intercept9: I2 (Q statistic)	0.8143
Intercept10: I2 (Q statistic)	0.8451
Intercept11: I2 (Q statistic)	0.9105
Intercept12: I2 (Q statistic)	0.6571
Intercept13: I2 (Q statistic)	0.8335
Intercept14: I2 (Q statistic)	0.8476
Intercept15: I2 (Q statistic)	0.7229
Intercept16: I2 (Q statistic)	0.7692
Intercept17: I2 (Q statistic)	0.7687
Intercept18: I2 (Q statistic)	0.9442
Intercept19: I2 (Q statistic)	0.8574
Intercept20: I2 (Q statistic)	0.8837
Intercept21: I2 (Q statistic)	0.9188
Intercept22: I2 (Q statistic)	0.8924
Intercept23: I2 (Q statistic)	0.7803
Intercept24: I2 (Q statistic)	0.8115
Intercept25: I2 (Q statistic)	0.9496
Intercept26: I2 (Q statistic)	0.8311
Intercept27: I2 (Q statistic)	0.8750
Intercept28: I2 (Q statistic)	0.7283
Intercept29: I2 (Q statistic)	0.8830
Intercept30: I2 (Q statistic)	0.3975
Intercept31: I2 (Q statistic)	0.6231
Intercept32: I2 (Q statistic)	0.7794
Intercept33: I2 (Q statistic)	0.8061
Intercept34: I2 (Q statistic)	0.6436
Intercept35: I2 (Q statistic)	0.5749
Intercept36: I2 (Q statistic)	0.9059
Intercept37: I2 (Q statistic)	0.8408
Intercept38: I2 (Q statistic)	0.9419
Intercept39: I2 (Q statistic)	0.8455
Intercept40: I2 (Q statistic)	0.8201
Intercept41: I2 (Q statistic)	0.8188
Intercept42: I2 (Q statistic)	0.9502
Intercept43: I2 (Q statistic)	0.8301
Intercept44: I2 (Q statistic)	0.8463
Intercept45: I2 (Q statistic)	0.8123
Intercept46: I2 (Q statistic)	0.8762
Intercept47: I2 (Q statistic)	0.4583
Intercept48: I2 (Q statistic)	0.6048
Intercept49: I2 (Q statistic)	0.4726
Intercept50: I2 (Q statistic)	0.8441
Intercept51: I2 (Q statistic)	0.6075
Intercept52: I2 (Q statistic)	0.5555
Intercept53: I2 (Q statistic)	0.9023
Intercept54: I2 (Q statistic)	0.8870
Intercept55: I2 (Q statistic)	0.8644
Intercept56: I2 (Q statistic)	0.8479
Intercept57: I2 (Q statistic)	0.8919
Intercept58: I2 (Q statistic)	0.9271
Intercept59: I2 (Q statistic)	0.8802
Intercept60: I2 (Q statistic)	0.8520
Intercept61: I2 (Q statistic)	0.9037
Intercept62: I2 (Q statistic)	0.9136
Intercept63: I2 (Q statistic)	0.8323
Intercept64: I2 (Q statistic)	0.8828
Intercept65: I2 (Q statistic)	0.7358
Intercept66: I2 (Q statistic)	0.7912
Intercept67: I2 (Q statistic)	0.8723
Intercept68: I2 (Q statistic)	0.8650
Intercept69: I2 (Q statistic)	0.8158
Intercept70: I2 (Q statistic)	0.7827
Intercept71: I2 (Q statistic)	0.8104
Intercept72: I2 (Q statistic)	0.8855
Intercept73: I2 (Q statistic)	0.9549
Intercept74: I2 (Q statistic)	0.8645
Intercept75: I2 (Q statistic)	0.8384
Intercept76: I2 (Q statistic)	0.8188
Intercept77: I2 (Q statistic)	0.8925
Intercept78: I2 (Q statistic)	0.6303
Intercept79: I2 (Q statistic)	0.7654
Intercept80: I2 (Q statistic)	0.6772
Intercept81: I2 (Q statistic)	0.8226
Intercept82: I2 (Q statistic)	0.6240
Intercept83: I2 (Q statistic)	0.7945
Intercept84: I2 (Q statistic)	0.9167
Intercept85: I2 (Q statistic)	0.7715
Intercept86: I2 (Q statistic)	0.8388
Intercept87: I2 (Q statistic)	0.9630
Intercept88: I2 (Q statistic)	0.9071
Intercept89: I2 (Q statistic)	0.8877
Intercept90: I2 (Q statistic)	0.7479
Intercept91: I2 (Q statistic)	0.8951
Intercept92: I2 (Q statistic)	0.6260
Intercept93: I2 (Q statistic)	0.7053
Intercept94: I2 (Q statistic)	0.7586
Intercept95: I2 (Q statistic)	0.9008
Intercept96: I2 (Q statistic)	0.6084
Intercept97: I2 (Q statistic)	0.7031
Intercept98: I2 (Q statistic)	0.9264
Intercept99: I2 (Q statistic)	0.8309
Intercept100: I2 (Q statistic)	0.9639
Intercept101: I2 (Q statistic)	0.8073
Intercept102: I2 (Q statistic)	0.9056
Intercept103: I2 (Q statistic)	0.6887
Intercept104: I2 (Q statistic)	0.8917
Intercept105: I2 (Q statistic)	0.5715
Intercept106: I2 (Q statistic)	0.6566
Intercept107: I2 (Q statistic)	0.5225
Intercept108: I2 (Q statistic)	0.8563
Intercept109: I2 (Q statistic)	0.6695
Intercept110: I2 (Q statistic)	0.7097
Intercept111: I2 (Q statistic)	0.8856
Intercept112: I2 (Q statistic)	0.8424
Intercept113: I2 (Q statistic)	0.9546
Intercept114: I2 (Q statistic)	0.9575
Intercept115: I2 (Q statistic)	0.9525
Intercept116: I2 (Q statistic)	0.9480
Intercept117: I2 (Q statistic)	0.9377
Intercept118: I2 (Q statistic)	0.9438
Intercept119: I2 (Q statistic)	0.9437
Intercept120: I2 (Q statistic)	0.9508
Intercept121: I2 (Q statistic)	0.9343
Intercept122: I2 (Q statistic)	0.9531
Intercept123: I2 (Q statistic)	0.9482
Intercept124: I2 (Q statistic)	0.9418
Intercept125: I2 (Q statistic)	0.9380
Intercept126: I2 (Q statistic)	0.8414
Intercept127: I2 (Q statistic)	0.9037

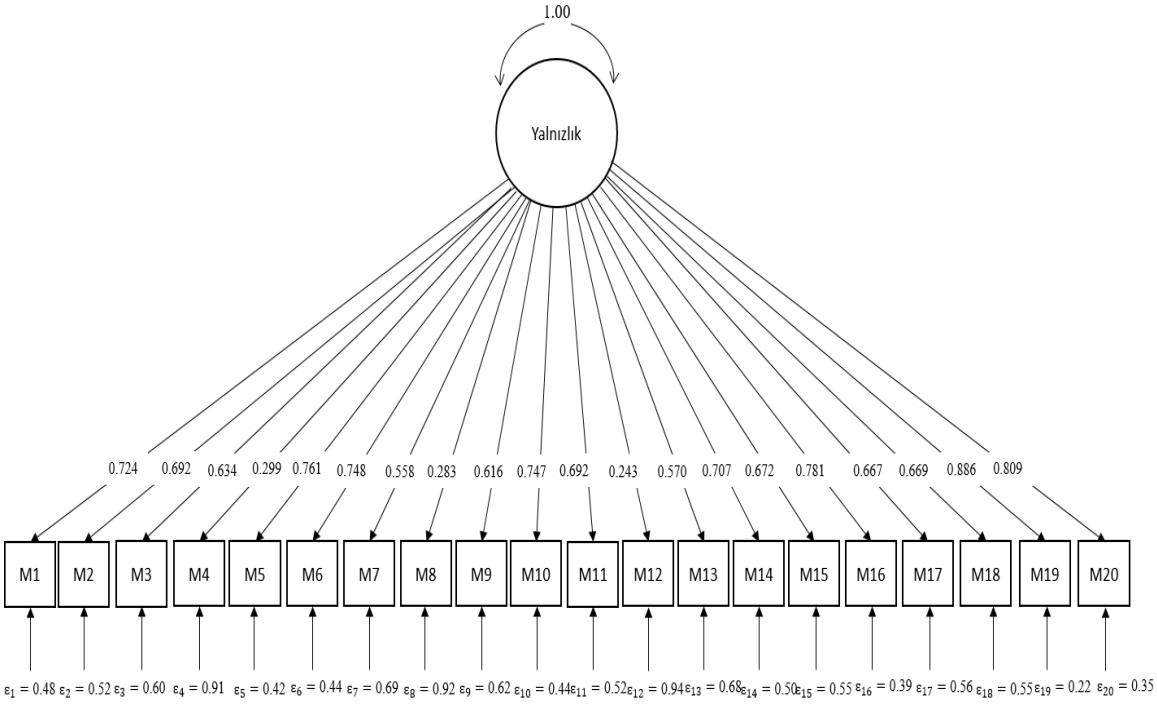
Intercept127: I2 (Q statistic)	0.9037	Intercept128: I2 (Q statistic)	0.5744	Intercept159: I2 (Q statistic)	0.8733
Intercept128: I2 (Q statistic)	0.5744	Intercept129: I2 (Q statistic)	0.7967	Intercept160: I2 (Q statistic)	0.8713
Intercept129: I2 (Q statistic)	0.7967	Intercept130: I2 (Q statistic)	0.9331	Intercept161: I2 (Q statistic)	0.8663
Intercept130: I2 (Q statistic)	0.9331	Intercept131: I2 (Q statistic)	0.9051	Intercept162: I2 (Q statistic)	0.8553
Intercept131: I2 (Q statistic)	0.9051	Intercept132: I2 (Q statistic)	0.8986	Intercept163: I2 (Q statistic)	0.6822
Intercept132: I2 (Q statistic)	0.8986	Intercept133: I2 (Q statistic)	0.7681	Intercept164: I2 (Q statistic)	0.7563
Intercept133: I2 (Q statistic)	0.7681	Intercept134: I2 (Q statistic)	0.8769	Intercept165: I2 (Q statistic)	0.8846
Intercept134: I2 (Q statistic)	0.8769	Intercept135: I2 (Q statistic)	0.8898	Intercept166: I2 (Q statistic)	0.5727
Intercept135: I2 (Q statistic)	0.8898	Intercept136: I2 (Q statistic)	0.8791	Intercept167: I2 (Q statistic)	0.6612
Intercept136: I2 (Q statistic)	0.8791	Intercept137: I2 (Q statistic)	0.9094	Intercept168: I2 (Q statistic)	0.8036
Intercept137: I2 (Q statistic)	0.9094	Intercept138: I2 (Q statistic)	0.5521	Intercept169: I2 (Q statistic)	0.7807
Intercept138: I2 (Q statistic)	0.5521	Intercept139: I2 (Q statistic)	0.7426	Intercept170: I2 (Q statistic)	0.6597
Intercept139: I2 (Q statistic)	0.7426	Intercept140: I2 (Q statistic)	0.8751	Intercept171: I2 (Q statistic)	0.8697
Intercept140: I2 (Q statistic)	0.8751	Intercept141: I2 (Q statistic)	0.8716	Intercept172: I2 (Q statistic)	0.7967
Intercept141: I2 (Q statistic)	0.8716	Intercept142: I2 (Q statistic)	0.6660	Intercept173: I2 (Q statistic)	0.7378
Intercept142: I2 (Q statistic)	0.6660	Intercept143: I2 (Q statistic)	0.7517	Intercept174: I2 (Q statistic)	0.8863
Intercept143: I2 (Q statistic)	0.7517	Intercept144: I2 (Q statistic)	0.9700	Intercept175: I2 (Q statistic)	0.8079
Intercept144: I2 (Q statistic)	0.9700	Intercept145: I2 (Q statistic)	0.9438	Intercept176: I2 (Q statistic)	0.9181
Intercept145: I2 (Q statistic)	0.9438	Intercept146: I2 (Q statistic)	0.8994	Intercept177: I2 (Q statistic)	0.8560
Intercept146: I2 (Q statistic)	0.8994	Intercept147: I2 (Q statistic)	0.4632	Intercept178: I2 (Q statistic)	0.7223
Intercept147: I2 (Q statistic)	0.4632	Intercept148: I2 (Q statistic)	0.7539	Intercept179: I2 (Q statistic)	0.9389
Intercept148: I2 (Q statistic)	0.7539	Intercept149: I2 (Q statistic)	0.7764	Intercept180: I2 (Q statistic)	0.8321
Intercept149: I2 (Q statistic)	0.7764	Intercept150: I2 (Q statistic)	0.8157	Intercept181: I2 (Q statistic)	0.7911
Intercept150: I2 (Q statistic)	0.8157	Intercept151: I2 (Q statistic)	0.7808	Intercept182: I2 (Q statistic)	0.8570
Intercept151: I2 (Q statistic)	0.7808	Intercept152: I2 (Q statistic)	0.6313	Intercept183: I2 (Q statistic)	0.9739
Intercept152: I2 (Q statistic)	0.6313	Intercept153: I2 (Q statistic)	0.9074	Intercept184: I2 (Q statistic)	0.9569
Intercept153: I2 (Q statistic)	0.9074	Intercept154: I2 (Q statistic)	0.8069	Intercept185: I2 (Q statistic)	0.7429
Intercept154: I2 (Q statistic)	0.8069	Intercept155: I2 (Q statistic)	0.8602	Intercept186: I2 (Q statistic)	0.9058
Intercept155: I2 (Q statistic)	0.8602	Intercept156: I2 (Q statistic)	0.9022	Intercept187: I2 (Q statistic)	0.8332
Intercept156: I2 (Q statistic)	0.9022	Intercept157: I2 (Q statistic)	0.8696	Intercept188: I2 (Q statistic)	0.9034
Intercept157: I2 (Q statistic)	0.8696	Intercept158: I2 (Q statistic)	0.8734	Intercept189: I2 (Q statistic)	0.8714
Intercept158: I2 (Q statistic)	0.8734	Intercept159: I2 (Q statistic)	0.8733	Intercept190: I2 (Q statistic)	0.9887

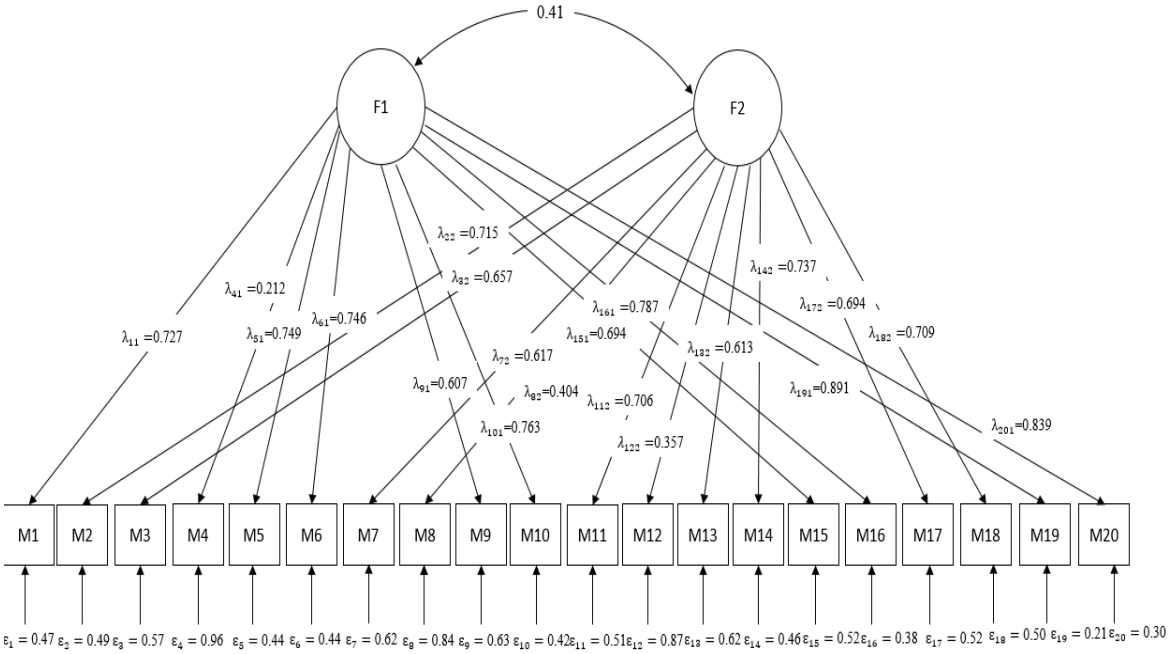
EK 3. Örneklemi 200'den Büyük Olan Çalışmalar İçin TSSEM Yöntemi İle Elde Edilen Tek Faktörlü ve İki Faktörlü Meta-Analitik DFA Modelleri



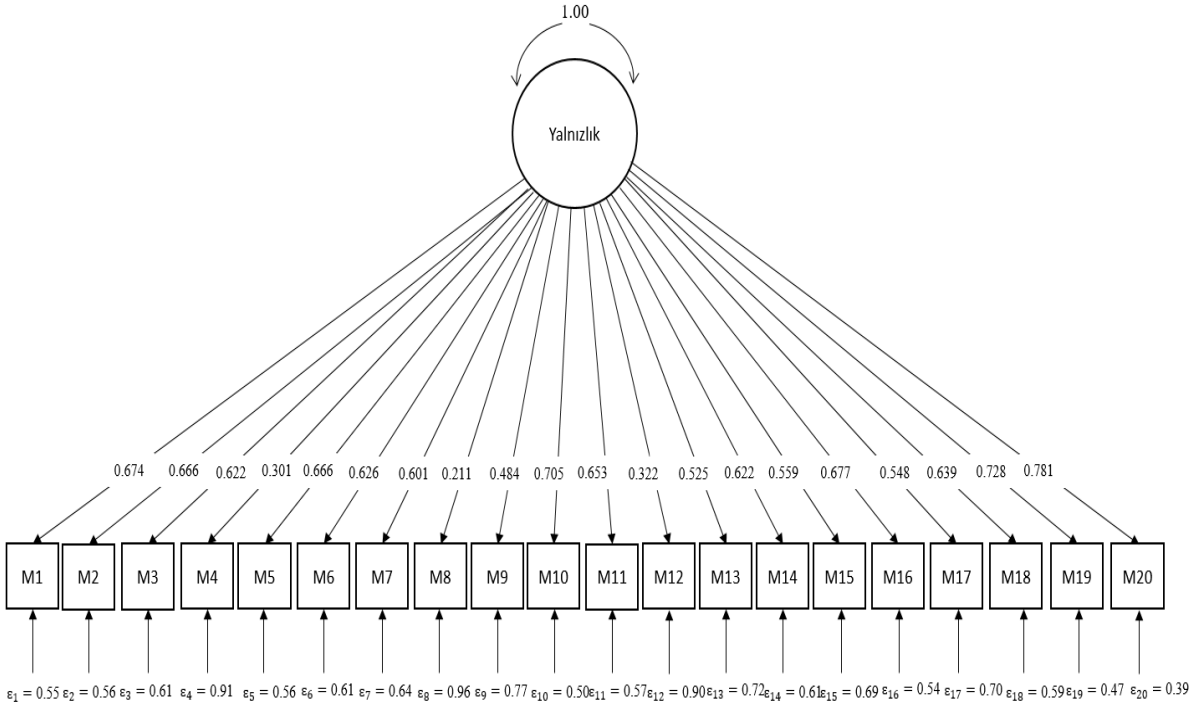


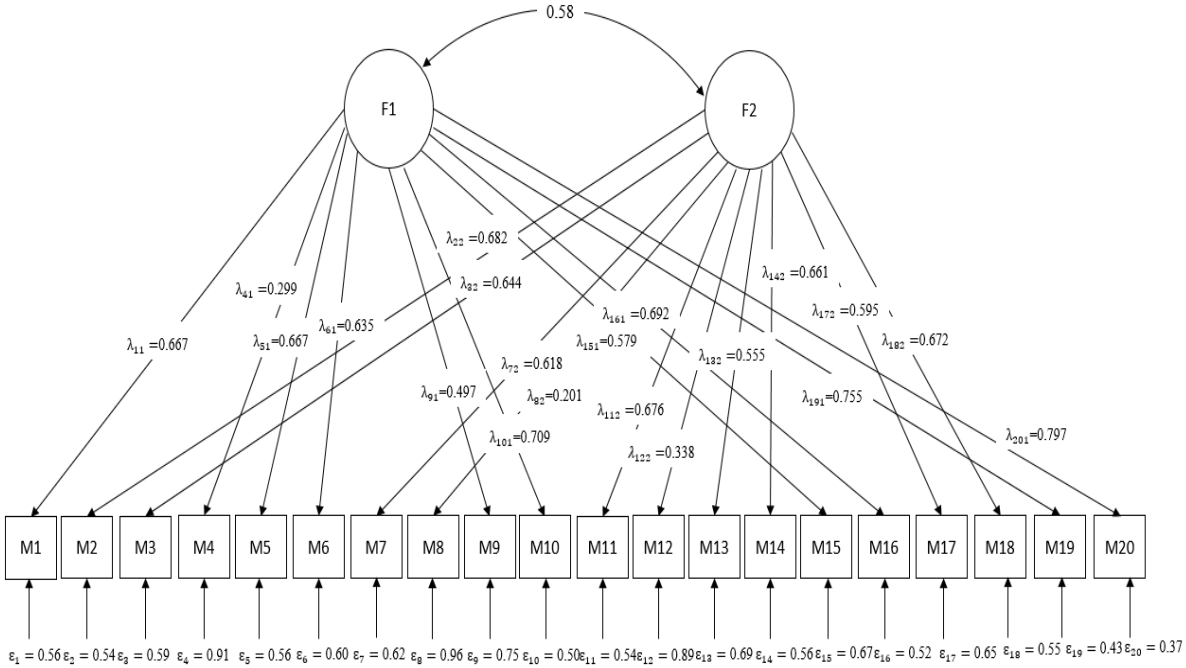
EK 4. Örneklemi 200'den Küçük Olan Çalışmalar İçin TSSEM Yöntemi İle Elde Edilen Tek Faktörlü ve İki Faktörlü Meta-Analitik DFA Modelleri



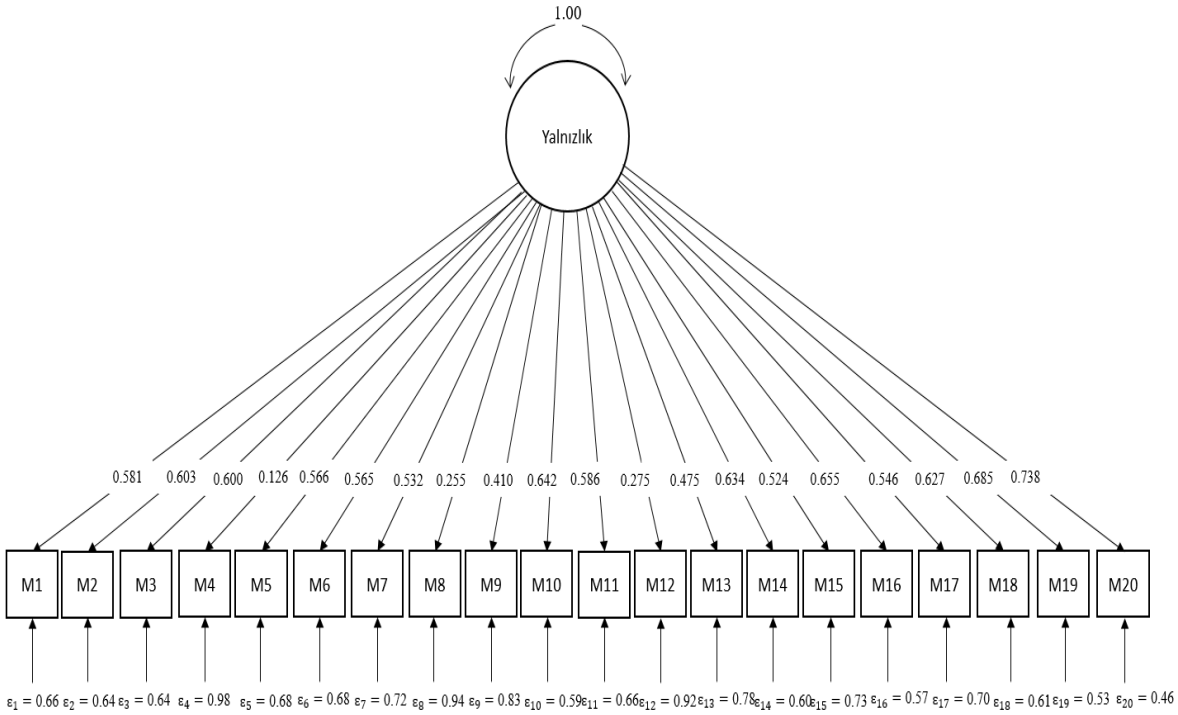


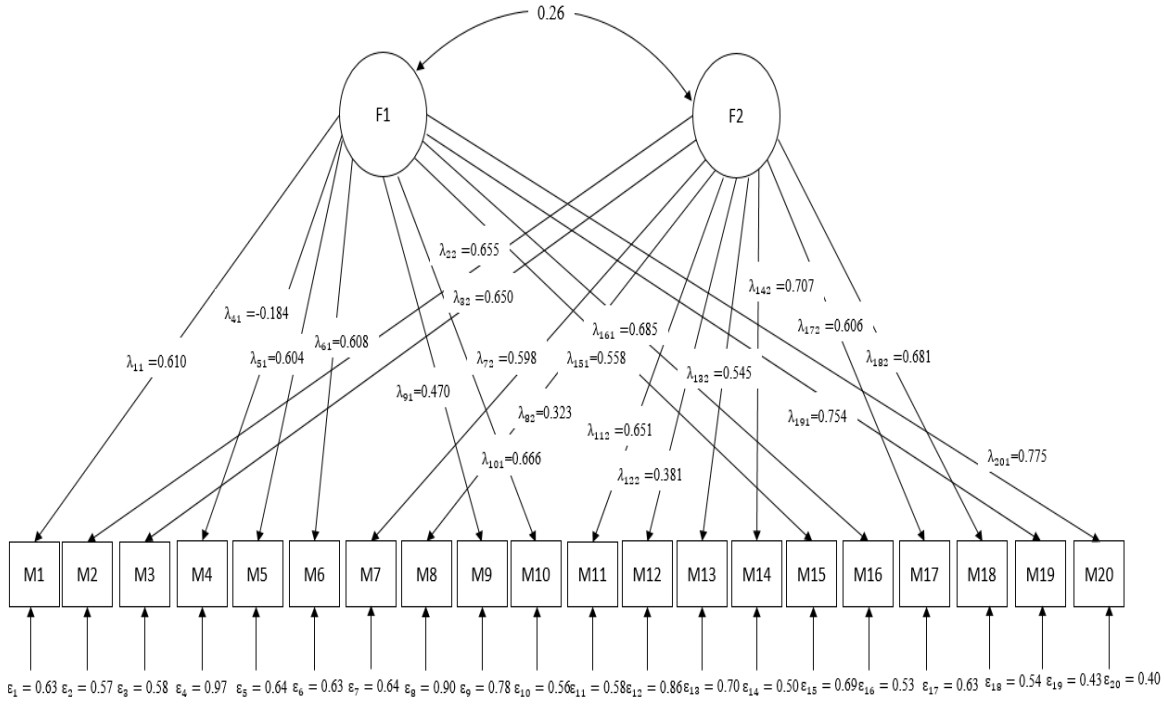
EK 5. Örneklemi 11-17 Yaş grubundaki Bireylerden Oluşan Çalışmalar İçin TSSEM Yöntemi İle Elde Edilen Tek Faktörlü ve İki Faktörlü Meta-Analitik DFA Modelleri



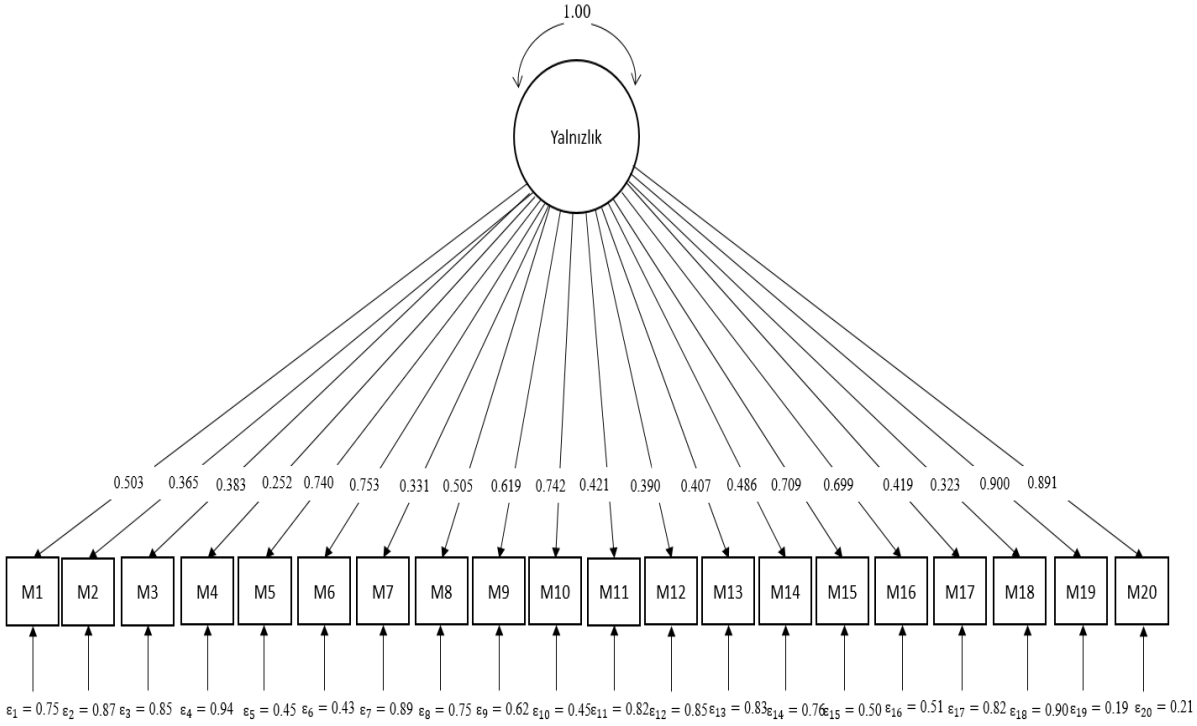


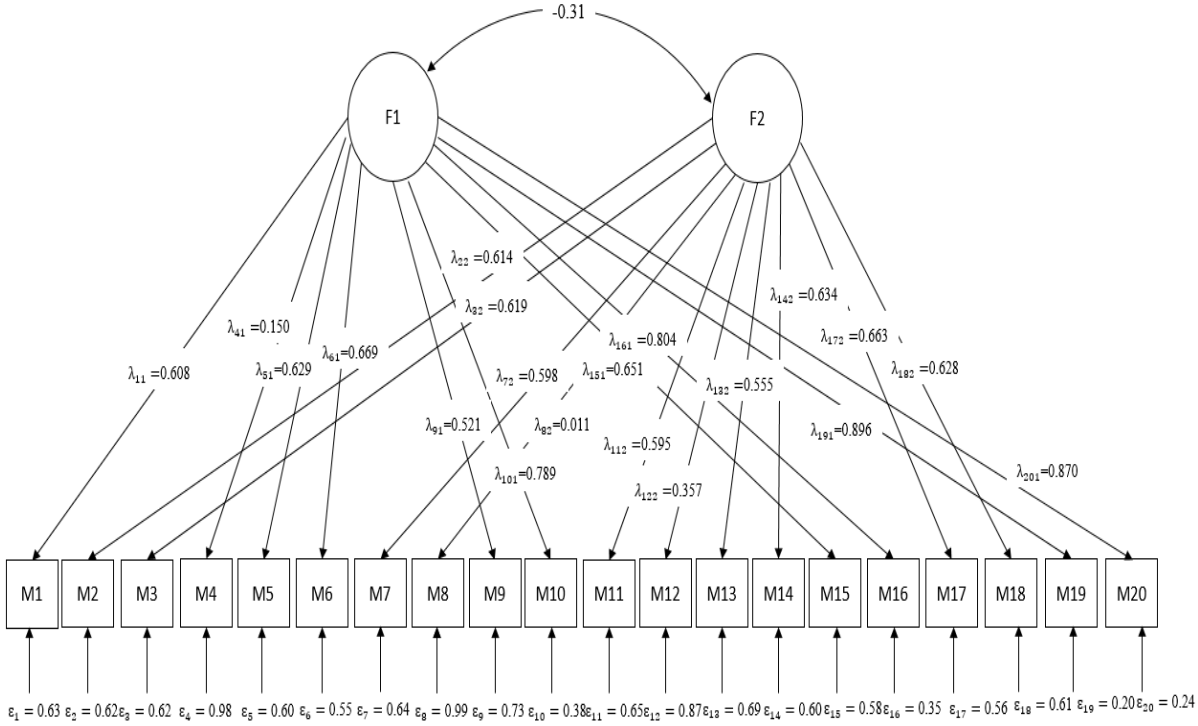
EK 6. Örneklemi 18-24 Yaş grubundaki Bireylerden Oluşan Çalışmalar İçin TSSEM Yöntemi İle Elde Edilen Tek Faktörlü ve İki Faktörlü Meta-Analitik DFA Modelleri





EK 7. Örneklemi 50 ve Üstü Yaş grubundaki Bireylerden Oluşan Çalışmalar İçin TSSEM Yöntemi İle Elde Edilen Tek Faktörlü ve İki Faktörlü Meta-Analitik DFA Modelleri





EK 8. UCLA Yalnızlık Ölçeği (Demir, 1989)

	HIÇ Yaşamam	NADİREN Yaşarım	BAZEN Yaşarım	SIK SIK Yaşarım
1. Kendimi çevremdeki insanlarla uyum içinde hissediyorum.	1	2	3	4
2. Arkadaşım yok.	1	2	3	4
3. Başvuracağım kimse yok.	1	2	3	4
4. Kendimi tek başınaymışım gibi hissetmiyorum.	1	2	3	4
5. Kendimi bir arkadaş grubunun bir parçası olarak hissediyorum.	1	2	3	4
6. Çevremdeki insanlarla bir çok ortak yönüm var.	1	2	3	4
7. Artık hiç kimseyle samimi değilim.	1	2	3	4
8. İlgilerim ve fikirlerim çevremdekilerce paylaşılmıyor.	1	2	3	4
9. Dışa dönük bir insanım.	1	2	3	4
10. Kendimi yakın hissettiğim insanlar var.	1	2	3	4
11. Kendimi grup dışına itilmiş hissediyorum.	1	2	3	4
12. Sosyal ilişkilerim yüzeyseldir.	1	2	3	4
13. Hiç kimse beni gerçekten iyi tanımıyor.	1	2	3	4
14. Kendimi diğer insanlardan soyutlanmış hissediyorum.	1	2	3	4
15. İstediğim zaman arkadaş bulabilirim.	1	2	3	4
16. Beni gerçekten anlayan insanlar var.	1	2	3	4
17. Bu derece içime kapanmış olmaktan dolayı mutsuzum.	1	2	3	4
18. Çevremde insanlar var ama benimle değiller.	1	2	3	4
19. Konuşabileceğim insanlar var.	1	2	3	4
20. Derdimi anlatabileceğim insanlar var.	1	2	3	4

EK 9. R Studio MetaSEM Paketi, Tek Faktörlü Meta-analitik DFA Modeli İçin Örnek Kod

```
rm(list=ls())
library("metaSEM")
#matris satır ve sütunları için adlar oluşturun#
mtrxnames <- c("M1" , "M2" , "M3" , "M4" , "M5" , "M6" , "M7" , "M8" , "M9" ,"M10" ,
          "M11" , "M12" , "M13" , "M14" , "M15" , "M16" , "M17" , "M18" , "M19" , "M20")
#50 adet birincil çalışmadan elde edilen 50 adet korelasyon matrisi verilerini okutmak için#
akyuz2015 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/akyuz2015.csv", header=FALSE))
rownames(akyuz2015) <-mtrxnames
colnames(akyuz2015) <-mtrxnames
akkul2007 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/akkul2007.csv", header=FALSE))
rownames(akkul2007) <-mtrxnames
colnames(akkul2007) <-mtrxnames
altundag2013<as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/altundag2013.csv",header=FALSE
        ))
rownames(altundag2013) <-mtrxnames
colnames(altundag2013) <-mtrxnames
arcan2016 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/arcan2016.csv", header=FALSE))
rownames(arcan2016) <-mtrxnames
colnames(arcan2016) <-mtrxnames
armagan2017<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/armagan2017.csv",
        header=FALSE))
rownames(armagan2017) <-mtrxnames
colnames(armagan2017) <-mtrxnames
arslantas2011<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/arslantas2011.csv",
        header=FALSE))
rownames(arslantas2011) <-mtrxnames
colnames(arslantas2011) <-mtrxnames
atasayar2012<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/atasayar2012.csv",
        header=FALSE))
rownames(atasayar2012) <-mtrxnames
colnames(atasayar2012) <-mtrxnames
aydemir2016<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/aydemir2016.csv",
        header=FALSE))
rownames(aydemir2016) <-mtrxnames
colnames(aydemir2016) <-mtrxnames
bahadir2018<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/bahadir2018.csv",
        header=FALSE))
rownames(bahadir2018) <-mtrxnames
colnames(bahadir2018) <-mtrxnames
baltaci2017 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/baltaci2017.csv", header=FALSE))
rownames(baltaci2017) <-mtrxnames
```

```
colnames(baltaci2017) <-mtrxnames
baran2015 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/baran2015.csv", header=FALSE))
rownames(baran2015) <-mtrxnames
colnames(baran2015) <-mtrxnames
bilge2011 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/bilge2011.csv", header=FALSE))
rownames(bilge2011) <-mtrxnames
colnames(bilge2011) <-mtrxnames
bilgili2012 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/bilgili2012.csv", header=FALSE))
rownames(bilgili2012) <-mtrxnames
colnames(bilgili2012) <-mtrxnames
budakoglu2014<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/budakoglu2014.csv",
        header=FALSE))
rownames(budakoglu2014) <-mtrxnames
colnames(budakoglu2014) <-mtrxnames
cakir2011 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/cakir2011.csv", header=FALSE))
rownames(cakir2011) <-mtrxnames
colnames(cakir2011) <-mtrxnames
certel2016 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/certel2016.csv", header=FALSE))
rownames(certel2016) <-mtrxnames
colnames(certel2016) <-mtrxnames
ciraci2016 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/ciraci2016.csv", header=FALSE))
rownames(ciraci2016) <-mtrxnames
colnames(ciraci2016) <-mtrxnames
civitci2009 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/civitci2009.csv", header=FALSE))
rownames(civitci2009) <-mtrxnames
colnames(civitci2009) <-mtrxnames
civitci2011 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/civitci2011.csv", header=FALSE))
rownames(civitci2011) <-mtrxnames
colnames(civitci2011) <-mtrxnames
ciyin2014 <-as.matrix (read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/ciyin2014.csv", header=FALSE))
rownames(ciyin2014) <-mtrxnames
colnames(ciyin2014) <-mtrxnames
durak2018 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/durak2018.csv", header=FALSE))
rownames(durak2018) <-mtrxnames
colnames(durak2018) <-mtrxnames
duru2013 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/duru2013.csv", header=FALSE))
rownames(duru2013) <-mtrxnames
colnames(duru2013) <-mtrxnames
ekinci2015 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/ekinci2015.csv", header=FALSE))
rownames(ekinci2015) <-mtrxnames
colnames(ekinci2015) <-mtrxnames
erdem2013 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/erdem2013.csv", header=FALSE))
```

```
rownames(erdem2013) <-mtrxnames
colnames(erdem2013) <-mtrxnames
fikri2014 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/fikri2014.csv", header=FALSE))
rownames(fikri2014) <-mtrxnames
colnames(fikri2014) <-mtrxnames
gamsiz2017<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/gamsiz2017.csv", header=FALSE))
rownames(gamsiz2017) <-mtrxnames
colnames(gamsiz2017) <-mtrxnames
genc2018 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/genc2018.csv", header=FALSE))
rownames(genc2018) <-mtrxnames
colnames(genc2018) <-mtrxnames
golcu2016 <-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/golcu2016.csv", header=FALSE))
rownames(golcu2016) <-mtrxnames
colnames(golcu2016) <-mtrxnames
guven2017 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/guven2017.csv", header=FALSE))
rownames(guven2017) <-mtrxnames
colnames(guven2017) <-mtrxnames
kapkiran2012<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/kapkiran2012.csv",
        header=FALSE))
rownames(kapkiran2012) <-mtrxnames
colnames(kapkiran2012) <-mtrxnames
kapkiran2013<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/kapkiran2013.csv",
        header=FALSE))
rownames(kapkiran2013) <-mtrxnames
colnames(kapkiran2013) <-mtrxnames
karababa2016<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/karababa2016.csv",
        header=FALSE))
rownames(karababa2016) <-mtrxnames
colnames(karababa2016) <-mtrxnames
karaoglu2009<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/karaoglu2009.csv",
        header=FALSE))
rownames(karaoglu2009) <-mtrxnames
colnames(karaoglu2009) <-mtrxnames
meralbahar2016<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/meralbahar2016.csv",
        header=FALSE))
rownames(meralbahar2016) <-mtrxnames
colnames(meralbahar2016) <-mtrxnames
mercan2016<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/mercan2016.csv",
        header=FALSE))
rownames(mercan2016) <-mtrxnames
colnames(mercan2016) <-mtrxnames
mert2018 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/mert2018.csv", header=FALSE))
```

```
rownames(mert2018) <-mtrxnames
colnames(mert2018) <-mtrxnames
meryem2017<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/meryem2017.csv",
        header=FALSE))
rownames(meryem2017) <-mtrxnames
colnames(meryem2017) <-mtrxnames
nurtenkaya2012<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/nurtenkaya2012.csv",
        header=FALSE))
rownames(nurtenkaya2012) <-mtrxnames
colnames(nurtenkaya2012) <-mtrxnames
oner2017 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/oner2017.csv", header=FALSE))
rownames(oner2017) <-mtrxnames
colnames(oner2017) <-mtrxnames
pamukcu2010<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/pamukcu2010.csv",
        header=FALSE))
rownames(pamukcu2010) <-mtrxnames
colnames(pamukcu2010) <-mtrxnames
saricam2016<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/saricam2016.csv",
        header=FALSE))
rownames(saricam2016) <-mtrxnames
colnames(saricam2016) <-mtrxnames
selma2011 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/selma2011.csv", header=FALSE))
rownames(selma2011) <-mtrxnames
colnames(selma2011) <-mtrxnames
sinem2014 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/sinem2014.csv", header=FALSE))
rownames(sinem2014) <-mtrxnames
colnames(sinem2014) <-mtrxnames
tumkaya2008<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/tumkaya2008.csv",
        header=FALSE))
rownames(tumkaya2008) <-mtrxnames
colnames(tumkaya2008) <-mtrxnames
tutgun2010 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/tutgun2010.csv", header=FALSE))
rownames(tutgun2010) <-mtrxnames
colnames(tutgun2010) <-mtrxnames
tutgun2011 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/tutgun2011.csv", header=FALSE))
rownames(tutgun2011) <-mtrxnames
colnames(tutgun2011) <-mtrxnames
ucar2012 <- as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/ucar2012.csv", header=FALSE))
rownames(ucar2012) <-mtrxnames
colnames(ucar2012) <-mtrxnames
uluyalcinkaya2017<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/uluyalcinkaya2017.csv",
        header=FALSE))
```

```
rownames(uluyalcinkaya2017) <-mtrxnames
colnames(uluyalcinkaya2017) <-mtrxnames
ummet2016<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/ummet2016.csv", header=FALSE))
rownames(ummet2016) <-mtrxnames
colnames(ummet2016) <-mtrxnames
yazicilar2015<-as.matrix(read.csv("C:/Users/vilda/Desktop/meta/yazicilar2015.csv",
        header=FALSE))
rownames(yazicilar2015) <-mtrxnames
colnames(yazicilar2015) <-mtrxnames
#50 çalışma #
dataucla=list(akkul2007, akyuz2015 , altundag2013 , arcan2016 , armagan2017 , arslantas2011 ,
        atasayar2012 , aydemir2016 , bahadir2018 , baltaci2017 ,
      baran2015 , bilge2011 , bilgili2012 , budakoglu2014 , cakir2011, certel2016 , ciraci2016 ,
        civitci2009 , civitci2011 , ciyin2014 , durak2018 ,
      duru2013 , ekinci2015 , erdem2013 , fikri2014 , gamsiz2017 , genc2018 , golcu2016 ,
        guven2017 , kapkiran2012 , kapkiran2013 ,
      karababa2016 , karaoglu2009 , meralbahar2016 , mercan2016 , mert2018 , meryem2017 ,
        nurtenkaya2012 , oner2017 , pamukcu2010 , saricam2016 ,
      selma2011 , sinem2014 , tumkaya2008 , tutgun2010 , tutgun2011 , ucar2012,
        uluyalcinkaya2017 , ummet2016 , yazicilar2015)
dataucla
names(dataucla) <- c("akkul2007", "akyuz2015" , "altundag2013" , "arcan2016" , "armagan2017" ,
        "arslantas2011" , "atasayar2012" , "aydemir2016" , "bahadir2018" , "baltaci2017" ,
      "baran2015" , "bilge2011" , "bilgili2012" , "budakoglu2014" , "cakir2011", "certel2016" ,
        "ciraci2016" , "civitci2009" , "civitci2011" , "ciyin2014" , "durak2018" ,
      "duru2013" , "ekinci2015" , "erdem2013" , "fikri2014" , "gamsiz2017" , "genc2018" ,
        "golcu2016" , "guven2017" , "kapkiran2012" , "kapkiran2013" ,
      "karababa2016" , "karaoglu2009" , "meralbahar2016" , "mercan2016" , "mert2018" ,
        "meryem2017" , "nurtenkaya2012" , "oner2017" , "pamukcu2010" , "saricam2016" ,
      "selma2011" , "sinem2014" , "tumkaya2008" , "tutgun2010" , "tutgun2011" , "ucar2012",
        "uluyalcinkaya2017" , "ummet2016" , "yazicilar2015")
dataucla
#örneklem büyüklükleri#
nucla <- c(117, 464, 144, 381, 93, 669, 300, 242, 161, 873, 426, 200, 428, 225, 556, 144, 55, 439,
        398, 267, 786, 190, 392, 204, 665, 325, 202, 411, 182, 336, 110, 683, 446, 630, 343, 281,
        160, 667, 657, 278, 326, 144, 942, 422, 686, 595, 888, 1451, 117, 319)
nucla
#korelasyon matrisleri pozitif tanımlanıp tanımlanmadığını kontrol etmek için#
is.pd(dataucla)
#TSSEM 1. adım analizleri SEM modeli#
fixed1 <- tssem1(dataucla, nucla, method="FEM")
summary(fixed1)
```

```
#TSSEM 2. adım analizleri (SEM Modeli)#
#kestirimlerden önce RAM yaklaşımı ile matrisler hesaplanır#
# Phi ve Psi matrisini içeren S matrisi tanımlanır#
# Phi matrisi: örtük faktörler arasındaki korelasyonlardan oluşan 1x1 korelasyon matrisidir#
( Phi <- matrix(c(1,".3*cor",".3*cor",1), nrow=2, ncol=2) )
( Phi <- matrix(c(1), nrow=1, ncol=1) )
# Psi matrisi: hata varyanslarından oluşan 20x20 köşegen matristir#
(Psi<-
        Diag(c(".2*e1",".2*e2",".2*e3",".2*e4",".2*e5",".2*e6",".2*e7",".2*e8",".2*e9",".2*e10","
        .2*e11",".2*e12",".2*e13",".2*e14",
          ".2*e15",".2*e16",".2*e17",".2*e18",".2*e19",".2*e20")) )
# S matrisi olarak bir blok köşegen matrisi oluşturulur#
S1 <- bdiagMat(list(Psi, Phi))
#Bu adım gerekli olmasada yorumlama kolaylığı açısından faydalıdır#
dimnames(S1)[[1]]<-
        c("M1","M2","M3","M4","M5","M6","M7","M8","M9","M10","M11","M12","M13","M1
        4",
                "M15","M16","M17","M18","M19","M20", "L")
dimnames(S1)[[2]] <- dimnames(S1)[[1]]
S1
# S1, bir MxMatrix sınıfına dönüştürülür#
S1 <- as.mxMatrix(S1)
# Lambda matrisi: 20x1 faktör yüklerinden oluşur#
#Veriler tek faktörlü model için satırlara göre düzenlenir #
( Lambda <- matrix(c(".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
                ".3*L",
```

```
                ".3*L",
                ".3*L"),
              nrow=20, ncol=1, byrow=TRUE) )
## 20x20 boyutlarında sıfır matrisi oluşturulur#
( Zero20x20 <- matrix(0, nrow=20, ncol=20) )
## 1x21 boyutlarında sıfır matrisi oluşturulur#
( Zero1x21 <- matrix(0, nrow=1, ncol=21) )
#A matrisi tanımlanır#
A1 <- rbind(cbind(Zero20x20, Lambda),
        Zero1x21)
# bu adım yine modeli incelemek için kullanılır#
dimnames(A1)[[1]]<-
        c("M1","M2","M3","M4","M5","M6","M7","M8","M9","M10","M11","M12","M13","M1
        4",
              "M15","M16","M17","M18","M19","M20", "L")
dimnames(A1)[[2]] <- dimnames(A1)[[1]]
A1
# A1, bir MxMatrix sınıfına dönüştürülür#
A1 <- as.mxMatrix(A1)
# Gözlenen değişkenleri seçmek için F matrisi oluşturulur#
# İlk 20 değer gözlenen değişkenlerdir#
#Son değer örtük değişkendir#
F1 <- create.Fmatrix(c(1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,1,0), name="F1",
              as.mxMatrix=FALSE)
#bu adım yine modeli incelemek için kullanılır#
dimnames(F1)[[1]]<-
        c("M1","M2","M3","M4","M5","M6","M7","M8","M9","M10","M11","M12","M13","M1
        4",
              "M15","M16","M17","M18","M19","M20")
dimnames(F1)[[2]]<-
        c("M1","M2","M3","M4","M5","M6","M7","M8","M9","M10","M11","M12","M13","M1
        4",
              "M15","M16","M17","M18","M19","M20", "L")
# F1, bir MxMatrix sınıfına dönüştürülür#
F1 <- as.mxMatrix(F1)
#matrisler hesaplandıktan sonra TSSEM ikinci adımı model kestirimlerine geçilir#
#TSSEM ikinci adım için fixed1'den elde edilen çıktılar kullanılarak REM ya da SEM'e göre
        sentezlenmiş korelasyon matrisi ve asimptotik örneklem korelasyon matrisi oluşturulur#
#SEM için TSSEM ikinci adımında elde edilen model parametreleri ve uyum indeksleri için#
fixed2 <- tssem2(fixed1, Amatrix=A1, Smatrix=S1, Fmatrix=F1,
            diag.constraints=FALSE)
summary(fixed2)
```

```
#Rastgele Etkiler Modeli TSSEM 1. Adım analizleri#
var.names <- paste0("x", 1:20)
dataucla <- lapply(dataucla, function(x) {dimnames(x) <- list(var.names, var.names); x})
random1 <- tssem1(dataucla, nucla, method="REM")
summary(random1)
#Rastgele Etkiler Modeli TSSEM 2. Adım analizleri#
random2 <- tssem2(random1, Amatrix=A1, Smatrix=S1, Fmatrix=F1, diag.constraints=FALSE)
summary(random2)
```

EK 10. Etik Komisyon İzni

Evrak Tarih ve Sayısı: 22.02.2021-E.33878

T.C.
GAZİ ÜNİVERSİTESİ
Etik Komisyonu

Sayı : E-77082166-302.08.01-33878
Konu : Bilimsel ve Eğitim Amaçlı

EĞİTİM BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE

İlgi : 21.01.2021 tarihli ve 80287700-302.08.01- 11967 sayılı yazı.

İlgi yazınız ile göndermiş olduğunuz, Enstitünüz Eğitim Bilimleri Anabilim Dalı, Eğitimde Ölçme ve Değerlendirme Bilim Dalı **Doktora Öğrencisi Vildan ÖZDEMİR'in, Prof.Dr.Şeref TAN'ın** danışmanlığında yürüttüğü ***"Faktör Analizlerinin Meta Analizinde Çok Değişkenli Yaklaşımların Karşılaştırılması"*** adlı tez çalışması ile ilgili konu Komisyonumuzun **16.02.2021** tarih ve **03** sayılı toplantısında görüşülmüş olup,

İlgilinin çalışmasının, yapılması planlanan yerlerden izin alınması koşuluyla yapılmasında etik açıdan bir sakınca bulunmadığına oybirliği ile karar verilmiş ve karara ilişkin imza listesi ekte gönderilmiştir.

Bilgilerinizi ve gereğini rica ederim.

Araştırma Kod No: 2021 - 205

Prof. Dr. İsmail KARAKAYA
Komisyon Başkanı

Ek:1 Liste

Bu belge, güvenli elektronik imza ile imzalanmıştır.
Belge Doğrulama Kodu :BECNAPKZP Belge Takip Adresi : https://belgedogrulama.gazi.edu.tr/belgedogrulama.aspx

Emniyet Mahallesi Bandırma Caddesi No :6/1 06560 Yenimahalle/ANKARA
Tel:0 (312) 202 20 57 - 0 (312) 2... Faks:0 (312) 202 38 76
İnternet Adresi :http://etikkomisyon.gazi.edu.tr/
Kep Adresi: gaziuniversitesi@hs01.kep.tr
Bilgi için :Nursel Güner
Genel Evrak Sorumlusu
Telefon No:202 20 57

Bu belge,güvenli elektronik imza ile imzalanmıştır.

GAZİLİ OLMAK AYRICALIKTIR…