

Yapısal Eşitlik Modellemesi ve Bir Uygulama:
Genişletilmiş Online Alışveriş Kabul Modeli

Halit Eray Çelik

DOKTORA TEZİ

İstatistik Anabilim Dalı

Mayıs 2009

Structural Equation Modeling and An Application:
Extended Online Commerce Acceptance Model

Halit Eray Çelik

DOCTORAL DISSERTATION

Department of Statistics

Mayıs 2009

Yapısal Eşitlik Modellemesi ve Bir Uygulama:
Genişletilmiş Online Alışveriş Kabul Modeli

Halit Eray Çelik

Eskişehir Osmangazi Üniversitesi
Fen Bilimleri Enstitüsü
Lisansüstü Yönetmeliği Uyarınca
İstatistik Anabilim Dalı
İstatistik Bilgi Sistemleri Bilim Dalında
DOKTORA TEZİ
Olarak Hazırlanmıştır.

Danışman: Doç. Dr. Veysel YILMAZ

Mayıs 2009

ONAY

İstatistik Anabilim Dalı Doktora öğrencisi Halit Eray Çelik'in DOKTORA tezi olarak hazırladığı "Yapısal Eşitlik Modellemesi ve Bir Uygulama: Genişletilmiş Online Alışveriş Kabul Modeli" başlıklı bu çalışma, jürimizce lisansüstü yönetmeliğin ilgili maddeleri uyarınca değerlendirilerek kabul edilmiştir.

Danışman : Doç. Dr. Veysel YILMAZ

İkinci Danışman : Yok

Doktora Tez Savunma Jürisi:

Üye : Doç. Dr. Veysel YILMAZ

Üye : Prof. Dr. Vedat PAZARLIOĞLU

Üye : Doç. Dr. Zeki YILDIZ

Üye : Yrd. Doç. Dr. Murat ATAN

Üye : Yrd. Doç. Dr. Zeynep FİLİZ

Fen Bilimleri Enstitüsü Yönetim Kurulu'nun 13.05.2009 tarih ve 2009- 14/ 1 sayılı kararıyla onaylanmıştır.

Prof. Dr. Nimetullah BURNAK

Enstitü Müdürü

ÖZET

Yapısal eşitlik modellemesi, bağımlılık ilişkilerini eş zamanlı olarak tahmin etmek için, faktör analizi ve çoklu regresyon analizinin birleşmesiyle meydana gelen çok değişkenli istatistiksel bir yöntemdir. Yapısal eşitlik modellemesi, gözlenen değişkenler tarafından ölçülen gizil yapılar arasındaki nedensel ilişkiler ile ilgili olan araştırma problemlerini çözmek için pek çok disiplinde kullanılmaktadır. Bu tez çalışmasında yapısal eşitlik modellemesi tüm bileşenleriyle ayrıntılı olarak ele alınmış ve teorik yapısı incelenmiştir.

Yapısal eşitlik modellemesinin teorik yapısının ele alınmasından sonra, Türkiye’de elektronik alışverişe dönük olarak tüketicilerin davranış ve eğilimlerini açıklayacak kuramsal bir model “Teknoloji Kabul Modeli” referans alınarak geliştirilmiştir. Bu kuramsal model ve araştırma kapsamında belirlenen hipotezler yapısal eşitlik modellemesi kullanılarak test edilmiştir. Araştırmanın sonucunda önerilen kuramsal modelin istatistiksel olarak geçerliliği belirlenmiş ve ileri sürülen onbir araştırma hipotezden sadece biri reddedilmiştir. Araştırma bulguları kuramsal olarak önerilen “Genişletilmiş Online Alışveriş Kabul Modeli” nin önceki çalışmalardaki bilgi sistemleri ve teknolojilerinin kuramsal tanımlamasını temel alarak Türkiye’de Web üzerinden alışveriş için kullanıcıların kabulünü ve gönüllülüklerini tahmin etmek için kullanılabileceğini istatistiksel olarak ortaya koymuştur.

Anahtar Kelimeler: Yapısal Eşitlik Modeli, Doğrulayıcı Faktör Analizi, E-Ticaret, E-Alışveriş, Teknoloji Kabul Modeli

SUMMARY

Structural equation modelling is a multivariate statistical method, with the integration of factor analysis and multi-regression analysis so as to simultaneously estimate dependence relationships. Structural equation modelling is used in various disciplines to solve research problems concerning casual relationships between implicit structures measured by the observed variables. Structural equation modelling has been dealt with in detail in this thesis and its theoretical structure has been analysed.

Following the consideration of theoretical structure of the structural equation modelling, a theoretical model has been developed to explain consumer behaviours and tendencies for electronic shopping in Turkey, taking the “Technology Acceptance Model” as reference. Hypotheses identified in this theoretical model and research were analysed using the structural equation modelling. Statistical validity of the theoretical model was determined at the end of the research and only one in eleven suggested research hypotheses was rejected. Research findings statistically stated that “Extended Online Shopping Acceptance Model”, which was theoretically suggested, could be used to estimate the acceptance and voluntariness of the users for online shopping in Turkey, based on the theoretical definition of the information systems and technologies in previous studies.

Key Words: Structural Equation Model, Confirmatory Factor Analysis, E-Commerce, E-Shopping, Technology Acceptance Model

TEŞEKKÜR

Akademik hayatımın her dönemecinde ve bu zorlu çalışma sürecinde heyecanla çalışmalarımı tamamlamamda beni sürekli cesaretlendiren, görüş ve eleştirileri ile çalışmama yön veren ve yazdığım cümleleri sabırla okuyup düzelden çok değerli hocam, danışmanım Doç. Dr. Veysel YILMAZ' a ve eşi Oya YILMAZ' a verdiği destekler için sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Bilgi ve deneyimleri ile her zaman çalışmama destek olan, görüş ve düşünceleriyle çalışmamın şekillenmesine yardımcı olan ve tezimi satır satır okuyan değerli hocalarım; Prof. Dr. Vedat PAZARLIOĞLU ve Yrd. Doç. Dr. Murat ATAN' a teşekkürlerimi sunarım.

Mensubu olmaktan gurur duyduğum ESOGÜ İstatistik Bölümünden değerli hocalarım; Doç. Dr. Zeki YILDIZ' a, Yrd. Doç. Dr. Cengiz AKTAŞ' a ve Yrd. Doç. Dr. Zeynep FİLİZ' e tüm desteklerinden dolayı şükranlarımı sunarım.

Odama paylaştığım çalışma arkadaşım Araş. Gör. Özer ÖZAYDIN' a, her zaman yanımda olan Yrd. Doç. Dr. Gaye KARPAT ÇATALBAŞ' a, Dr. Sinan SARAÇLI' ya, Dr. Arzu ALTIN YAVUZ' a ve Uzman Doktor Ahmet KESKİN' e sevgi ve teşekkürlerimi sunarım.

İstatistik bilimine sevdalı olmamı sağlayan hocam Sayın Prof. Dr. Necla Çömlekçi' ye saygılarımı sunmayı bir borç bilirim.

Öğrenim yaşamım boyunca beni destekleyen ve her türlü olanağı sağlayan annem Fikriye ÇELİK' e ve babam Abdullah ÇELİK' e, kardeşim Serdar ÇELİK' e ve tez çalışmam boyunca tüm yükleri omuzlayan, benden daha çok yorulan ve desteğini her zaman hissettiğim sevgili eşim Berrin ÇELİK' e teşekkürlerimi sunmaktan mutluyum.

Varlıklarıyla hayatıma neşe ve sevinç katan kızlarım, meleklerim Eylül ve Mina “mai gök kubbenin” altında dilediğinizce beraber oynamamız dileğiyle, iyi ki varsınız...

İÇİNDEKİLER

	<u>Safya</u>
ÖZET	v
SUMMARY	vi
TEŞEKKÜR	vii
ŞEKİLLER DİZİNİ	xii
ÇİZELGELER DİZİNİ	xiv
KISALTMALAR DİZİNİ	xvi
1. GİRİŞ	1
2. YAPISAL EŞİTLİK MODELLEMESİNİN TARİHÇESİ VE TEMELLERİ	3
2.1. Yapısal Eşitlik Modellemesinin Tarihçesi	3
2.2. Yapısal Eşitlik Modellemesinin Mantığı	7
2.3. Path Analizi	12
2.4. Yapısal Model (Gizil Değişken Modeli) ve Ölçüm Modeli.....	15
2.4.1. Yapısal Model	17
2.4.2. Ölçüm Modeli	21
2.5. Kovaryansların Ayrıştırılması.....	25
2.6. Toplam, Doğrudan ve Dolaylı Etkiler	27
3. GÖZLENEN DEĞİŞKENLİ YAPISAL EŞİTLİK MODELLERİ	29
3.1. Gözlenen Değişkenli Yapısal Eşitlik Modelinin Belirlenmesi	29
3.2. Gözlenen Değişkenli YEM Modeline İlişkin Tahmini Kovaryans Matrisi	32
3.3. Gözlenen Değişkenli Yapısal Eşitlik Modelinin Tanımlanması.....	35
3.3.1. t-Kuralı	36
3.3.2. B Yokluk Kuralı	37
3.3.3. Yineleme Kuralı	38

İÇİNDEKİLER (devam)

	<u>Safya</u>
3.3.4. Rank ve Mertebe Koşulları	41
3.4. Gözlenen Değişkenlerle Yapısal Eşitlik Modellerinin Tahmini	47
3.4.1. En Çok Olabilirlik Metodu	50
3.4.2. Ağırlıklandırılmamış En Küçük Kareler Metodu.....	54
3.4.3. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Metodu.....	56
3.4.4. Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler Metodu.....	58
3.5. Uyum Fonksiyonlarının En Küçüklenmesi İçin Nümerik Çözüm Yolları.	61
3.6. Ölçüm Hatasının Sonuçları.....	68
3.6.1. Tek Değişkenli Ölçüm Hatasının Sonuçları.....	68
3.6.2. Regresyonda Değişkenlerdeki Ölçme Hatalarının Sonuçları	70
3.6.3. Çoklu Regresyonda Ölçüm Hatasının Sonuçları.....	75
3.6.4. Korelasyonlu Ölçüm Hataları.....	81
3.6.5. Bilinmeyen Güvenirlilikler.....	82
3.7. Ölçme Modeli İçin Geçerlilik ve Modelin Güvenirliliği.....	84
4. AÇIKLAYICI VE DOĞRULAYICI FAKTÖR ANALİZİ	90
4.1. Açıklayıcı Faktör Analizi	90
4.2. Doğrulayıcı Faktör Analizi Modeli	96
4.2.1. DFA Modelinin Tanımlanması	104
4.2.2. Doğrulayıcı Faktör Analizi Modelinin Parametrelerinin Tahmini....	113
4.2.3. Doğrulayıcı Faktör Analizinde Modelin Değerlendirilmesi	115
5. GENEL MODEL: YAPISAL VE ÖLÇÜM MODELLERİNİN BİRLEŞTİRİLMESİ	116
5.1. Genel Modelin Özellikleri.....	116
5.2. Genel Modele İlişkin Tahmini Kovaryans Matrisi	117
5.3. Genel Modelin Tanımlanması.....	120

İÇİNDEKİLER (devam)

	<u>Sayfa</u>
5.3.1. t-Kuralı	121
5.3.2. İki Adım Kuralı	121
5.3.3. Çoklu Gösterge Çoklu Nedensellik Kuralı	123
5.4. Genel Modelin Standartlaştırılmış ve Standartlaştırılmamış Katsayıları...	124
5.5. Ortalamalar ve Eşitlik Sabitleri	126
5.6. Grupların Karşılaştırılması	128
5.7. Toplam, Doğrudan ve Dolaylı Etkiler	134
5.8. Modelin Değerlendirilmesi ve Uyum Ölçütleri	139
5.8.1. Anlamlılık Testleri	139
5.8.2. Betimleyici Uygunluk Ölçüleri	143
5.8.3. Örneklem Büyüklüğü ve Tahmin Metodu	153
5.9. Dağılımsal Varsayımlar	155
5.10. Ordinal Değişkenler İle Yapısal Eşitlik Modellemesi	159
6. E-TİCARETE İLİŞKİN TÜKETİCİ TUTUM VE DAVRANIŞLARININ MODELENMESİ VE BİR UYGULAMA	171
6.1. E- Ticaret	171
6.2. Türkiye’ de E- Ticaret	173
6.3. Teknoloji Kabul ve Online Alışveriş Kabul Modeli	178
6.4. Uygulama	192
6.4.1. Araştırmanın Amacı, Yaklaşımı ve Kapsamı	192
6.4.2. Örneklem Planı ve Verilerin Toplanması	193
6.4.3. Önerilen Araştırma Modeli ve Ölçme Aracının Tasarlanması	200
6.4.4. Araştırmanın Hipotezleri	205
6.4.5. Ölçüm Modelinin Oluşturulması, Ölçüm Modelinin Ayırdedici Geçerliliği ve Güvenirliliği	209
6.4.6. Yapısal Eşitlik Modelinin Oluşturulması ve Analiz Sonuçları	226
7. SONUÇ VE ÖNERİLER	242

İÇİNDEKİLER (devam)

	<u>Sayfa</u>
EKLER	246
EK I. FEO' nun Türetilmesi (y ve x Çok değişkenli normal)	246
EK II. FEO' nun Türetilmesi (S Wishart Dağılımı)	250
EK III. LISREL Sözdizimi (Syntax) Komutları	252
EK IV. Gözlenen Değişkenlerin Kovaryans Matrisi	256
EK V. Modele İlişkin Tahmin Edilen Kovaryans Matrisi	257
KAYNAKLAR DİZİNİ	258

ŞEKİLLER DİZİNİ

<u>Sekil</u>	<u>Sayfa</u>
2.1. Bir path diyagramı örneği	13
2.2. Path analizi diyagramı: YEM' in grafiksel gösterimi	17
2.3. Yapısal model.....	17
2.4. Dışsal gizil değişken için ölçüm modeli.....	21
2.5. Dört göstergeli tek bir gizil değişkenin path diyagramı.....	25
2.6. Path diyagramı.....	27
3.1. Yinelemeli yapısal eşitlik modelleri için iki örnek.....	30
3.2. Yinelemeli yapısal eşitlik modeli.....	31
3.3. Yinelemesiz yapısal eşitlik modelleri için iki örnek.....	32
3.4. $\hat{\psi}$ belirlenen değerleri için (0.1 -10) F_{EO} ' nun almış olduğu değerler..	66
3.5. (a) İki gizil değişkenli gerçek bir model ve (b) Yalnızca bir gözlenen değişken ile tahmin edilen model.....	71
3.6. Tüm parametrelerim tanımlı olduğu ve Y_1 ' deki hata ile nedensel zincir modeli.....	83
4.1. Tek faktörlü DFA modeli için dışsal gizil değişken gösterimi.....	100
4.2. Bir hata kovaryansı ile iki faktörlü DFA modeli için dışsal gizil değişken gösterimi.....	100
4.3. Bir hata kovaryansı ile iki faktörlü DFA modeli için içsel gizil değişken gösterimi.....	101
4.4. Yetersiz ve tam tanımlanmış DFA modellerinin örnekleri.....	110
4.5. Fazla tanımlanmış DFA modellerinin örnekleri.....	112
5.1. İki gizil değişkenli bir model.....	119
5.2. İki adım kuralının gösterimi.....	123
5.3. Modellerin yapı ve şekillerinin tanımlamalarının gösterimleri.....	130
5.4. Gözlenen değişkenli yapısal eşitlikler için karşılaştırılabilirlik testlerinin gösterimi.....	131
5.5. Ölçüm modelleri için karşılaştırılabilirlik testlerinin gösterimi.....	132
5.6. Üç içsel gizil değişken için yinelemeli basit bir model.....	134
5.7. Yinelemesiz yapısal model ve ölçüm modelinin path diyagramı.....	135

ŞEKİLLER DİZİNİ (devam)

<u>Sekil</u>	<u>Sayfa</u>
5.8. Üç kategori ve iki eşiğe sahip Y_1 değişkeni	166
6.1. OECD' ye üye ülkelerin hane halkının evden internete ulaşım oranları.	175
6.2. Yıllar itibariyle e-ticaret işlemlerinde kullanılan yurtiçi kartların işlem adedi.....	176
6.3 Yıllar itibariyle e-ticaret işlemlerinde kullanılan yurtiçi kartların işlem tutarı	177
6.4. Teknoloji Kabul Modelinin Yapısı.....	180
6.5. Kuramsal Genişletilmiş Online Alışveriş Kabul Modeli.....	191
6.6. Araştırma Modeli: GOAKM	201
6.7. Algılanılan kalite boyutu ve alt boyutları.....	201
6.8. GOAKM ilişkin hipotezler.....	208
6.9. Ölçüm Modeli III' ün path diyagramı ile gösterimi.....	220
6.10. Araştırma modeli GOAKM için yapısal model.....	231
6.11. GOAKM: Yapısal eşitlik modeli.....	232

ÇİZELGELER DİZİNİ

<u>Cizelge</u>	<u>Sayfa</u>
2.1. Path analizinde kullanılan temel semboller.....	13
2.2. Yapısal (gizil değişken) model için gösterim.....	19
2.3. Ölçüm modeli için gösterim.....	24
3.1. Ölçme hatalarının olmadığı varsayımı altında gözlenen değişkenli yapısal eşitlikler için tanımlama kuralları.....	46
3.2. Gözlenen değişkenli YEM' lerde başlangıç değerlerinin belirlenmesi.....	63
3.3. $\hat{\psi}$, F_{EO} ve $\partial F_{EO} / \partial \hat{\psi}$ için değerler.....	65
3.4. Multitrait-Multimethod Matris.....	87
5.1. Doğrudan, dolaylı ve toplam etkiler.....	139
5.2. Modelin uyumunun değerlendirilmesi: pratik yaklaşımlar.....	153
5.3. Gözlenen değişkenlerin dağılımına göre EO ve GEKK tahmin edicilerinin özellikleri.....	156
5.4. Çok değişkenlik basıklık ve çarpıklık için test istatistikleri.....	158
5.5. Korelasyon katsayısı türleri.....	160
6.1. Hane halkı bireylerinin internet kullanma amaçları.....	174
6.2. Katılımcıların sosyo-demografik özellikleri	199
6.3. GOAKM' da yer alan boyutlar, maddeler ve uyarlandıkları kaynaklar.....	203
6.4. Sürekli değişkenler için tek değişkenli normallik testi.....	210
6.5. Sürekli değişkenler için çok değişkenli Mardia' nın çarpıklık ve basıklık katsayıları ve normallik testi.....	211
6.6. Ölçüm Modeli I için DFA sonuçları, güvenilirlik, ortalama ve standart sapma değerleri.....	213
6.7. Ölçüm Modeli I için uyum ölçütleri.....	214
6.8. Ölçüm Modeli II için DFA sonuçları, güvenilirlik, ortalama ve standart sapma değerleri.....	216
6.9. Ölçüm Modeli II için uyum ölçütleri.....	217
6.10. Ölçüm Modeli III için DFA sonuçları, güvenilirlik, ortalama ve standart sapma değerleri.....	218

ÇİZELGELER DİZİNİ (devam)

<u>Çizelge</u>	<u>Sayfa</u>
6.11. Ölçüm Modeli III için uyum ölçütleri.....	219
6.12. Ölçüm Modeli III' te yer alan gizil değişkenlerin güvenilirlikleri.....	222
6.13. Ölçüm Modeli III' te yer alan gizil değişkenlerin ayırtedici geçerliği	224
6.14. Ölçüm Modeli III için uyum ölçütleri.....	228
6.15. Araştırma modeli GOAKM için YEM sonuçları.....	229
6.16. Bağımsız gizil değişkenlerin bağımlı gizil değişkenler üzerindeki toplam etkileri.....	235
6.17. Bağımsız gizil değişkenlerin bağımlı gizil değişkenler üzerindeki dolaylı etkileri.....	235
6.18. Bağımlı gizil değişkenlerin bağımlı gizil değişkenler üzerindeki toplam etkileri.....	235
6.19. Bağımlı gizil değişkenlerin bağımlı gizil değişkenler üzerindeki dolaylı etkileri.....	235
6.20. Araştırma Modeli için hipotezler.....	236

KISALTMALAR DİZİNİ

<u>Kısaltma</u>	<u>Anlamı</u>
ACOV	Asimptotik Kovaryans
AEKK	Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler
ADB	Asimptotik Olarak Dağılımdan Bağımsız
AFA	Açıklayıcı Faktör Analizi
AGFI	Düzeltilmiş Uyum İyiliği İndeksi (Adjusted Goodness-of-fit Index)
AIC	Akaike Bilgi Kriteri (Akaike's Information Criteria)
BKM	Bankalar Arası Kart Merkezi
CAIC	Tutarlı Akaike Bilgi Kriteri (Consistent Akaike's Information Criteria)
CFI	Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (Comparative Fit Index)
COV	Kovaryans
CVI	Çapraz Geçerlilik İndeksi (Cross-Validation Index)
ÇGÇN	Çoklu Gösterge Çoklu Nedensellik (Multiple Indicators and Multiple Causse)
EKK	En Küçük Kareler
EO	En Çok Olabilirlik
ECVI	Beklenen Çapraz Geçerlilik İndeksi (Expected Cross-Validation Index)
EVD	Elektronik Veri Değişimi
GEKK	Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
GFI	Uyum İyiliği İndeksi (Goodness-of-fit Index)
GOAKM	Genişletilmiş Online Alışveriş Kabul Modeli
GTKM	Genişletilmiş Teknoloji Kabul Modeli
I	Bilgi Matrisi
LR	Benzerlik Oranı (Likelihood Ratio)
MTMM	Çoklu Özellik Çoklu Grup Analizi (Multitrait Multimethod Model)
NFI	Normlaştırılmış Uyum İndeksi (Normed Fit Index)
NNFI	Normlaştırılmamış Uyum İndeksi veya Tucker-Lewis İndeksi (Non-Normed Fit Index –or- Tucker Lewis Index)
OEKK	Olağan En Küçük Kareler
PEU	Algılanan Kullanım Kolaylığı

KISALTMALAR DİZİNİ (devam)

<u>Kısaltma</u>	<u>Anlamı</u>
PDK	Planlanmış Davranış Kuramı
PGFI	Tutarlı Uyum İyiliği İndeksi (Parsimony Goodness-of-fit Index)
PNFI	Tutarlı Normlaştırılmış Uyum İndeksi (Parsimonious Normed Fit Index)
PU	Algılanılan Kullanılışlılık
RMR	Hata Kareleri Ortalamasının Karekökü (Root Mean Square Error)
RMSEA	Yaklaşım Hatasının Kareli Ortalamasının Karekökü (Root Mean Square Error of Approximation)
SRMR	Standartlaştırılmış Hata Kareleri Ortalamasının Karekökü (Standardized Root Mean Square Error)
YEM	Yapısal Eşitlik Modeli (Structural Equation Model)
TLI	Tucker-Lewis İndeksi
TKM	Teknoloji Kabul Modeli
tr	İz (trace)

BÖLÜM 1

GİRİŞ

Son 25 yıldır Yapısal Eşitlik Modeli (YEM) sosyal bilimlerde en önemli veri analiz tekniklerinden biri olmuştur. YEM sosyal bilimlerde teorilerin formüle edilmesinde ve değişkenler arasındaki ilişkilerin açıklanmasında yaygın bir biçimde günümüzde kullanılmaya başlanmıştır. YEM kantitatif araştırmalarda en yaygın olarak kullanılan istatistiksel metodolojilerden biridir. Temel olarak YEM' in eşanlı eşitlik sistemlerinin bir uzantısıdır. YEM iki ayrı istatistiksel geleneğin bir karma yapısını temsil etmektedir. Psikoloji ve psikometrideki faktör analizinin gelişimi ve temel olarak ekonometrideki eş anlı eşitlik modellerinin gelişimi bu modelleme yaklaşımının ortaya çıkmasını sağlamıştır. Günümüzde YEM teorik ve uygulamalı istatistiksel araştırmalarda etkin bir araç olarak kullanılmaktadır (Kaplan, 2000).

Temel olarak psikolojik araştırmalarda kullanılan gizil değişkenlerin analizi gözlenemeyen yapıların açıklanmasına ilişkindir. Bundan dolayıdır ki psikolojik teorinin yapısının açıklanmasında gizil değişkenler temel bir rol almaktadır. Günümüzde bu kavram YEM ile birlikte anılmakta, geniş bir biçimde tartışılmakta ve kullanılmaktadır. Psikoloji bilimini temel alan bu durum, şimdilerde biyolojide, ekolojik araştırmalarında, elektronların hareketlerinin açıklanmasında, pazarlama araştırmalarında, bilgi teknolojilerinde, yapay sinir ağlarında, biyometrik çalışmalarda, vb. yaygın bir biçimde kullanılmaktadır.

YEM, istatistiksel bağımlılığa dayalı modellerle ilgili bütünleşik hipotezler içindeki değişkenlerin sebep-sonuç ilişkisini açıklayabilen ve kuramsal modellerin bir bütün olarak test edilmesine olanak veren etkili bir model test etme ve geliştirme yöntemidir. YEM modelleri araştırmacılara, değişkenler arasında doğrudan ve dolaylı etkileri belirleme olanağı sağlamaktadır YEM kuramsal yapılar arasındaki etkileşimleri, yapılara ölçme hatalarını ve hatalar arasındaki ilişkileri dâhil ederek modelleyen çok değişkenli istatistiksel bir yaklaşımdır. YEM, eşanlı eşitlik modelleri veya çok değişkenli regresyon modelleri olarak ta tanımlanmaktadır (Bollen, 1989; Fox, 2006; Schumacker and Lomax, 2004; Kline, 2005).

Bu doktora tezi kapsamında, öncelikle YEM' in kısa bir tarihçesi ve temellerini oluşturan path analizi, model gösterimi ve kovaryanslar konuları Bölüm 2' de ayrıntılarıyla ele alınmıştır. Bölüm 3' te gözlenen değişkenli yapısal eşitlik modelleri; modelin belirlenmesi, kovaryans yapısı, tanımlanması ve tahmini başlıkları itibariyle YEM incelenmiştir. Bölüm 2 ve 3' te YEM' in ve ölçüm teorisinin temel yaklaşımları verildikten sonra, Bölüm 4' te faktör analizinin iki ana yaklaşımını oluşturan doğrulayıcı ve açıklayıcı faktör analizleri ele alınmıştır.

Genel YEM iki model türünün bir birleşimini göstermektedir; *ölçüm modeli* ve *gizil değişken modeli* (yapısal model). YEM' in bu iki ana kısmı Bölüm 2' de kuramsal olarak gösterildikten sonra Bölüm 5' te genel modellere ilişkin olarak model özellikleri, tahmini kovaryans matrisi, tanımlama, tahmin, modelin değerlendirilmesi, standartlaştırılmış ve standartlaştırılmamış katsayılar, ortalamalar ve eşitlik sabitleri, grupların karşılaştırılması, path analizindeki etkilerin ayrıştırılması, model uyumun değerlendirilmesi ve ordinal değişkenlerle YEM konuları ele alınmıştır.

İnternetin hızla yaygınlaşması, e-ticareti, ticari işlemlerin yürütülmesinde yeni ve çok etkin bir araç haline getirmiştir. E-ticaret, tüm dünyada ticaretin serbestleştirilmesi eğilimi ile birlikte, son on yılda yaşanan ve bilgi iletişimini kolaylaştıran teknolojik gelişmelerin bir ürünü olarak ortaya çıkmıştır. E-ticaret sadece bireylerin günlük yaşamlarının pek çok yönünü değiştirmemekle birlikte, online alışverişin kullanımı ve adaptasyonu ile ilgili değişik yüzeylerin belirlenmesi konusunda da pek çok akademik çalışmanın yapılmasına neden olmuştur. İlk olarak bir e-ticaret web sitesinin verimliliğinin değerlendirilmesinde gerekli araştırmaları yapabilmek amacıyla tüketicilerin niyetlerini açıklayan "Teknoloji Kabul Modeli" (TKM) kullanılarak ilgili araştırmalar gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmanın son bölümünde e-ticaretin tanımı, Türkiye' de internet ve e-ticaret kullanımı, literatürde yer alan e-ticarete ilişkin modelleme yaklaşımlarına yer verilmiştir. Türkiye' deki tüketicilerin e-alışverişe ilişkin davranış ve eğilimlerinin belirlenmesi amacıyla kuramsal bir TKM modeli geliştirilmiş ve YEM kullanılarak analizlenmiştir.

BÖLÜM 2
YAPISAL EŞİTLİK MODELLEMESİNİN
TARİHÇESİ VE TEMELLERİ:
PATH ANALİZİ, MODEL GÖSTERİMİ VE KOVARYANSLAR

Bu bölümde yapısal eşitlik modellemesinin kısa bir tarihçesi, çalışma boyunca kullanılacak olan path analizi, kovaryanslar, etkiler ve temel gösterimler ana hatlarıyla açıklanmış ve yapısal eşitlik modellemesine ilişkin yapılan yazın taraması sonucunda belirlenen farklı tanımlamalara ve yaklaşımlara yer verilmiştir.

2.1. Yapısal Eşitlik Modellemesinin Tarihçesi

Bollen (1989), yapısal eşitlik modellemesinin tarihsel seyrinde başlıca üç bileşenin bulunduğunu ifade etmektedir, bunlar: (1) path analizi, (2) yapısal model ve ölçüm modellerinin kavramsal sentezi ve (3) genel tahmin süreçleridir. YEM' in tarihsel gelişimini açıklamaya çalışmak çok kolay değildir. İlişkili modeller tarihsel bir düzende gelişme göstermiştir, bu modeller; regresyon analizi, path analizi, doğrulayıcı faktör analizi (DFA), (Confirmatory Factor Analysis – CFA) ve yapısal eşitlik modellemesidir (Schumacker and Lomax, 2004).

İlk model doğrusal regresyon modellerini içermektedir. Doğrusal regresyon modelleri regresyon ağırlıklarını hesaplamak için en küçük kareler ölçütünü ve bir korelasyon katsayısı kullanır. Regresyon modelleri 1896' da iki değişken arasındaki ilişkilere dair bir standart büyüklüğün sağlanması amacıyla Karl Pearson tarafından korelasyon katsayısına ilişkin bir formülün ortaya konulması ile mümkün olmuştur (Schumacker and Lomax, 2004). Regresyon analizi teorik bir modelin test edilmesini sağlamaktadır. Regresyon modeli, gözlenen bağımsız değişkenler ile bağımlı değişken(ler) arasındaki ortalama ilişkinin matematiksel bir fonksiyonla ifadesidir (Akkaya ve Pazarlıoğlu, 1995).

Charles Spearman (1904, 1927) korelasyon katsayısını, ilişkili maddeleri tanımlamak için kullanmıştır. Bu temel fikir, maddelerin ilişkilerini ve birlikte değişimlerini göz önünde bulundurarak, ilk faktör analizinin ortaya çıkmasını sağlamıştır (Schumacker and Lomax, 2004). D.N. Lawley ve L.L. Thurstone 1940' da faktör modelini ve ölçme araçları için uygulamalarını geliştirmiştir (Bollen, 1989; Timm, 2002; Schumacker and Lomax, 2004).

Path analizini bir biyometrisyen olan Wright (1918, 1921, 1934) geliştirmiştir (Bollen, 1989; Golob, 2003; Schumacker and Lomax, 2004). Path modelleri gözlenen değişkenler arasındaki daha karmaşık ilişkilerin modellenmesi için regresyon analizini ve korelasyon katsayılarını kullanır. Path analizi değişkenler arasında neden-sonuç ilişkisine dayalı modelleri kurar. Kurulan model, gözlenen korelasyonlara uygun açıklama getirmek ve bir dışsal değişkenin modelde yer alan diğer bir değişken ile arasındaki korelasyonu ve nedensel etkisini ne ölçüde yansıttığını değerlendirmek amacıyla kullanılmaktadır. Path analizinin ilk uygulaması hayvan davranışlarının modellenmesi ile ilgilidir. Wright, path analizinin üç yönünü ortaya koymuştur: (1) path diyagramı, (2) kovaryanslar ve korelasyonlar ile ilgili eşitlikler ve (3) etkilerin ayrıştırılmasıdır. Wright' in 1918' deki ilk makalesi, kemik ölçümlerinin büyüklük bileşenlerinin bir modelini tahmin ve formüle eden modern faktör analizine ilişkindir (Bollen, 1989). Path diyagramı eş anlı eşitlikler sisteminin resimsel bir gösterimi olarak ta tanımlanmaktadır. Path diyagramları tüm değişkenler arasındaki ilişkileri gösterir. Wright path diyagramı kullanarak, model parametreleri için değişkenlerin korelasyonlarını içeren eşitliklerin yazılmasına dair bir kurallar seti önermiştir. Bu önerme, path analizinin ikinci yönünü oluşturmaktadır. Path analizinin üçüncü yönü ise, toplam, doğrudan ve dolaylı etkiler içindeki herhangi iki değişken arasındaki toplam etkilerin ayrıştırılmasına ilişkindir (Bollen, 1989). Wright (1960), path katsayılarının yorumuna açıklık getirmek için standartlaştırılmış regresyon katsayılarının kullanılmasının daha uygun olduğunu ileri sürmüştür (Bryman and Cramer, 2001). Maruyama (1998) path analizini bağımlı değişkenler üzerindeki bağımsız değişkenlerin kısmi etkilerini standartlaştırılmış regresyon katsayıları ile gösteren bir analiz olarak tanımlamaktadır.

Path analizi 1960' a kadar ekonometrisyenler ve sosyologlar tarafından göz ardı edilmiştir (Shipley, 2004). 1960' lardan önce, ekonometrisyenler kısmi korelasyonlarda tanımlama durumundaki kısıtlamaların kullanılması ile alternatif nedensel ilişkilerin test edilmesine çalışmışlardır (Golob, 2003). 1960' lı yıllar boyunca ve 1970' lerin başlarında sosyologlar, Blalock (1961), Boundon (1965) ve Duncan (1966) ilişkilendirilmiş kısmi korelasyon metodunu ve path analizinin kuvvetini keşfetmişlerdir. Path analizinin gelişmesine yönelik Blalock (1964), Duncan (1966), Land (1969), Bentler (1980), Fox (1984), Bollen (1987, 1989) ve Shipley (2004) çalışmalar yapmışlardır.

DFA kavramı, Howe (1955), Anderson ve Rubin (1956) ve Lawley' in (1958) çalışmalarının temelinde ortaya çıkmıştır (Bollen, 1989; Tomer 2003). DFA metodunun tamamen geliştirilmesi 1960 yılında Karl Jöreskog tarafından sağlanmıştır. Karl Jöreskog, tanımlı bir yapının maddelerinin oluşturduğu veri setinin test edilemeyeceğine ilişkin kuramsal çalışmaları ile DFA' yı geliştirmiştir. Jöreskog bilimsel incelemelerini 1963' te tamamlamış ve 1969 yılında DFA hakkındaki ilk makalesini yayınlamış, sonradan ilk DFA hazır yazılımının geliştirilmesinde yer almıştır. Açıklayıcı faktör analizi (AFA) pek çok akademik disiplinde kullanılan ölçme araçları için 100 yılı aşkın bir süredir kullanılırken, DFA günümüzde kuramsal yapıların var oluşunu test etmek için kullanılmaktadır (Bollen, 1989; Brown, 2006).

YEM; nedensel ilişkiler hakkında varsayılan modelleri göstermek için path diyagramlarını kullanmaktadır. YEM genel bir istatistiksel metodolojidir (Kline, 1998). İlk genel yapısal eşitlik modellemesi Karl Jöreskog (1970, 1973), Keesling (1972) ve Wiley (1973) tarafından geliştirilmiştir. Wright' in path analizi, göz önünde bulundurulmuş varsayımsal bir nedensel yapının test edilebilmesi yeteneğinden yoksundur. Path analizine ek olarak, gizil değişken (latent variable) ve ölçüm modellerinin kavramsal sentezi, çağdaş YEM' in temelini oluşturmuştur. YEM modelleri gerçekte doğrulayıcı faktör modelleri ve path modellerini birleştirmektedir. YEM' ler gizil ve gözlenen değişkenleri kapsamaktadır. Gözlenen değişkenler (indikatör) arasındaki kovaryanslardan elde edilen gizil değişkenler hakkındaki çikarsamaya ilişkin modellerin gelişimi 1960' lı yıllar boyunca sosyolojide sürmüştür.

Bu gizil deęişken modelleri, ölçme hatalarının nasıl gösterilebileceęi konusunda YEM' in gelişimine anlamlı katkıda bulunmuştur (Bollen, 1989; Schumacker and Lomax, 2004).

Modern YEM orijinal olarak JKW (Jöreskog-Keesling-Wiley) modeli olarak bilinmektedir (Bentler, 1980). Fakat daha sonradan 1973 yılında ilk hazır yazılım olan LISREL' in geliştirilmesi ile “Doęrusal Yapısal İlişkiler Modellemesi (LISREL)” olarak adlandırılmıştır. Jöreskog ve van Thillo “Educational Testing Service – ETS” te LISREL hazır yazılımını bir matris komut dili kullanarak geliştirmişleridir. İlk kullanılabilir sürümü, LISREL III 1976' da yayınlanmıştır. 1993' te LISREL 8 yayınlanmış ve LISREL 8' de deęişkenlerin adlarının yazıldığı eşitliklere dair SIMPLIS (SIMPLISrel) komut diline yer verilmiştir. 1999' da ise LISREL' in ilk etkileşimli sürümü yayınlamıştır. LISREL programı ilk YEM hazır yazılımı olmakla beraber, dięer hazır yazılımlar 1980' lerin ortalarından itibaren geliştirmeye başlanmıştır (Bollen, 1989; Hair, et al., 1998; Golob, 2003; Schumacker and Lomax, 2004). YEM yapılar arasındaki potansiyel içsel ilişkiler hakkındaki hipotetik iddiaların olası testleri ve ölçümlerinin gerçekleştirilmesi için kullanılabilir. İddiaların, ilişkilerin ve tahmin sürecinin karmaşık matematiksel yapısından dolayı hazır yazılımları YEM uygulamalarında kullanmak gerekmektedir (Bollen, 1989; Timm, 2002; Borsboom, et al., 2003; Raykov and Marcoulides, 2006). YEM' de en yaygın olarak kullanılan hazır yazılımlar AMOS (Arbuckle, 1994, 1997), EQS (Bentler, 1989, 1995) ve LISREL (Jöreskog and Sörbom, 1993) dir. Bunların dışında CALIS (Hartmann, 1992), LISCOMP (Muthén, 1988), SEPATH (Statistica), Mx (Neale, 1997), MPLUS (Muthén, 1998) ve TETRAD (Scheines, et al., 1994) adlı hazır yazılımlarda bulunmaktadır.

YEM' in bu bölümde ele alınacak son karakteristięi genel tahmin süreçleridir. Gözlenen deęişkenler ile YEM için tahminlerin özellikleri ekonometri biliminde iyi bir şekilde saptanmıştır (Bollen, 1989). Lawley (1940), Anderson ve Rubin (1956) ve Jöreskog' un (1969) psikometrideki çalışmaları faktör analizinde hipotez testleri için gerekli temellerin ortaya çıkarılmasına yardım etmiştir. Bock ve Bargmann (1966) gizil deęişkenlerin yer aldığı modellerde çözümleme aşamasında, varyansın bileşenlerinin tahmin edilmesi için kovaryans yapı analizinin yapılması gerektiğini önermişlerdir

(Bollen, 1989; Golob, 2003; Tomer, 2003). Jöreskog (1973) genel YEM' ler için bir en çok olabirlilik tahmin edicisi önermiştir. Bu tahmin edici günümüzde yaygın olarak kullanılmaktadır. Jöreskog ve Goldberger (1972) ve Browne (1974, 1982, 1984) genelleştirilmiş en küçük kareler tahmin edicisini önermişlerdir. Bentler (1983) gözlenen değişkenlerin momentlerinin üst sıra çarpım işlemiyle elde edilen bir tahmin ediciyi önermiştir. Muthén (1984, 1987) ordinal veya sınırlandırılmış gözlenen değişkenlerin olduğu durumlar için var olan modelleri genelleştirmiştir. YEM' lerin en önemli özelliği, sınanmaya çalışılan model ya da modellerin, o modele dair toplanmış olan veriler için ne derecede uygun olduğuna ilişkin değerlendirme ölçütleri sunabilmesidir (Hoyle, 1995; Raykov and Marcoulides, 2006).

YEM, gözlenen değişkenler tarafından ölçülen gizil yapılar arasındaki nedensel ilişkiler ile ilgili olan araştırma problemlerini çözmek için pek çok disiplinde kullanılmaktadır.

2.2. Yapısal Eşitlik Modellemesinin Mantığı

Gözlenen değişkenler arasındaki kovaryans yapısı, modeldeki tüm değişkenler arasındaki doğrusal yapısal ilişkileri araştırmak için kullanılır. Sosyal ve davranış bilimlerinde böyle modeller “nedensel” modeller olarak isimlendirilir ve bir doğrusal yapısal modelden türetilen belirgin (manifest) değişkenlerin* kovaryans matrisinin analizini içerir (Timm, 2002; Tomer, 2003). YEM, kuramsal yapıların formüle edilmesiyle ilgili karşılaşılan problemlerin çözümünde yararlı çözümler sağlayabilmektedir. Özellikle değişkenler arasındaki ilişkilerin değerlendirilmesinde ve kuramsal modellerin geliştirilmesi ve sınanmasında araştırmacılar tarafından yaygın olarak kullanıldığı görülmektedir.

YEM; hem sosyal, davranış ve eğitim ile ilgili bilimsel araştırmalarında hem de biyoloji, pazarlama ve tıp araştırmalarında kullanılan bir istatistiksel yöntem bilimidir

* Faktörleri belirlemede ana rol oynayan değişken.

(Reisinger and Turner, 1989; Byrne, 1994, 1998; Kline, 2005; Timm, 2002; Tomer, 2003). YEM, gözlenen ve gizil değişkenler arasındaki nedensel ve karşılıklı ilişkilerin bir arada bulunduğu modellerin test edilmesi için kullanılan kapsamlı istatistiksel bir yaklaşımdır. Pek çok bilim alanında kullanımı olan YEM, anlamlı teorilerin test edilmesi ve ölçme için kapsamlı bir metot sağlar. YEM, bir konu ile ilgili yapısal kuramın çok değişkenli analizine hipotez testi yaklaşımı getiren istatistiksel yöntemler dizisidir. Bu yapısal kuram, birçok değişken üzerinde gözlemlenen nedensel süreçleri göstermektedir (Raykov and Marcoulides, 2006).

YEM, istatistiksel bağımlılığa dayalı modellerle ilgili bütünleşik hipotezler içindeki değişkenlerin sebep-sonuç ilişkisini açıklayabilen ve kuramsal modellerin bir bütün olarak test edilmesine olanak veren etkili bir model test etme ve geliştirme yöntemidir (Raykov and Marcoulides, 2006). YEM modelleri araştırmacılara, değişkenler arasında doğrudan ve dolaylı etkileri belirlemeye çalışma olanağı sağlamaktadır. YEM, basit doğrusal regresyon analizine benzemekle birlikte, kuramsal yapılar arasındaki etkileşimleri, yapılara ölçme hatalarını ve hatalar arasındaki ilişkileri dâhil ederek modelleyen çok değişkenli istatistiksel bir yaklaşımdır. YEM modellerinin ölçme hatalarını açık bir şekilde hesaba katmasına ilişkin güçlü karakteristiği, yapılar arasındaki etkileşimlerin ayrıntılı olarak ele alınmasına imkân vermektedir. Bu ölçme hataları tipik olarak gizil değişkenleri içermekte ve pek çok disiplinde bulunmaktadır (Bollen, 1989; Kinle, 2005; Raykov and Marcoulides, 2006).

YEM' in bazı karakteristik özellikleri aşağıdaki gibidir (Bollen, 1989; Raykov and Marcoulides, 2006; Timm, 2002);

1. Modeller genellikle, kuramsal ve hipotetik yapıları iyi olmayan ve doğrudan ölçülemeyen yapıları ifade etmektedir. Endişe, tutumlar, amaçlar, zeka, motivasyon, kişilik, okuma ve yazma yeteneği, saldırganlık ve sosyal-ekonomik statü gibi yapılar bu yapıların örnekleri olarak düşünülebilir.
2. Modeller genellikle, tüm gözlenen değişkenlerdeki ölçümlerin olası hatalarını hesaba katar. Bunu hatalı her bir ölçüm için bir hata terimini modele dâhil

ederek gerçekleştirir. Hata terimlerinin varyansları, ele alınan bir model ile ilgili veri setine uyumlu olduğunda tahmin edilen parametreler niteliğini taşırlar. Hata terimleri hakkında kurulan hipotezlerin testleri, diğer model parametreleriyle onların ilişkileri veya hata değişkenleri hakkında anlamlı ve sağlam iddiaların sunulabildiği durumlarda yapılabilir.

3. Modeller, karşılıklı ve ilişkili gösterge matrislerine (bu matrisler gözlenen değişken çiftleri arasındaki kovaryans veya korelasyon matrisleridir) uygundur.

Bu karakteristik özellikler YEM modellerini klasik doğrusal modelleme yaklaşımlarından ayırmak için kullanılmaktadır. Bu klasik yaklaşımlar çok değişkenli istatistiksel metotların büyük bir bölümünü, kovaryans analizi, varyans analizi ve regresyon analizini kapsamaktadır. Klasik yaklaşımlarda, tipik modeller bağımsız değişkenlerin hatasız ölçüldüğünü varsayar ve bu yaklaşımların analiz sürecinde ham verilerin kullanılması yeterli olmaktadır (Bollen, 1989; Kline, 2005; Raykov and Marcoulides, 2006).

Bu farklılıklara rağmen YEM ile klasik yaklaşımların çoğunun önemli bir ortak özelliği hepsinin doğrusal modeller temelli olmasıdır. Bu nedenle YEM kullanıldığında sıklıkla başvuru varsayım; gözlenen ve/veya gizil değişkenler arasındaki ilişkilerin doğrusal olduğu yönündedir (Kline, 2005). Ancak YEM’ de doğrusal olmayan ilişkilerin modellenmesi gittikçe popülerlik kazanmaktadır. YEM ile klasik yaklaşımlar arasında paylaşılan başka bir özellik ise model karşılaştırılmasıdır. Örneğin, daha az sınırlı bir modeli, çok fazla sınırlı bir modelle karşılaştırmak için bir veya daha fazla bağımsız değişkenin modelden çıkartılıp çıkartılmayacağını test etmek istendiği zaman regresyon analizinde F testi kullanılmaktadır. YEM’ de bu testin benzeri ki-kare değerlerinin farkı, Wald testi veya Lagrange çarpanında var olan asimptotik eşitliklerdir (Bentler, 1990). Genellikle daha çok ki-kare fark testi modelin parametre kısıtlarının uygunluğunu incelemek için YEM’ de kullanılır. Örneğin; faktör yüklerinin veya hata varyanslarının, çapraz grupların kovaryanslarının ve faktör varyanslarının eşitliği, vb. (Bollen, 1989; Byrne, 1998).

Tam model yapısal eşitlikler sisteminden meydana gelmektedir. Eşitlikler yapısal parametreleri, rassal değişkenleri ve bazen de rassal olmayan değişkenleri kapsar. Gizil, gözlenen ve yanılıgı/hata değişkenleri bu eşitliklerde var olan üç değişken türünü oluşturmaktadır. Rassal olmayan değişkenler açıklayıcı değişkenlerdir ve bu değişkenlerin değerleri yinelenen bir rassal örnekleme aynı kalmaktadır (sabit veya stokastik olmayan değişken). Bu değişkenler yapısal eşitlik sistemlerinde açıklayıcı rassal değişkenlerden daha az yaygın olarak bulunmaktadır (Byrne, 1994, 1998; Timm, 2002) .

Değişkenler arasındaki ilişki yapısal parametrelerle özetlenmektedir. Yapısal parametreler, değişkenler arasındaki nedensel ilişkileri veren değişmez sabitlerdir. Yapısal parametreler gözlenen değişkenler arasındaki, gözlenemeyen değişkenler arasındaki veya gözlenen ve gözlenemeyen değişkenler arasındaki nedensel ilişkiyi tanımlayabilir. Yapısal eşitlikler sistemi yapısal model (gizil değişken modeli) ve ölçüm modeli olmak üzere iki alt sisteme sahiptir (Bollen, 1989; Byrne, 1998; Reisinger and Turner, 1989; Kline, 2005; Timm, 2002; Tomer, 2003).

Yapısal Eşitlik Modellerinin Kullanıldığı Durumlar

YEM, üzerinde çalışılan bir olgu hakkındaki hipotetik veya anlamlı bilginin bir model aracılığıyla betimlenmesi için kullanılabilir. Modeller genellikle var olan veya varsayımsal teoriler temellidir. Bu teoriler araştırmadaki olguları açıklamakta ve tanımlamaktadır (Raykov and Marcoulides, 2006). YEM' ler ölçme hatalarının açık bir biçimde modellenmesini sağladığından dolayı eşsiz bir özelliğe sahiptirler. Teori ilgilenilen olgu hakkında geliştirildikten sonra YEM kullanılarak ortaya çıkan teori deneysel verilerle test edilebilir. Bu test süreci YEM uygulamalarında doğrulama biçimi olarak adlandırılmaktadır. Yapısal modellerin benzer bir kullanımı da *yapı geçerliliğidir*. Bu uygulamalarda, araştırmacılar temel olarak varsayımlarını sağlayan bir ölçme aracı ile ölçülmüş bir gizil değişkenin boyutunu değerlendirmektedirler. YEM' in bu yaklaşımı, bir ölçme aracının psikometrik özellikleri incelendiğinde kullanılmaktadır (Bollen, 1989; Fox, 2006; Raykov and Marcoulides, 2006).

YEM ayrıca teori geliřtirmek amacıyla da kullanılmaktadır. Teori geliřtirmede, YEM' in tekrarlanan uygulamaları sıklıkla, ilgilenilen deęiřkenler arasındaki olası iliřkileri aıklamak iin aynı veri (benzer) setiyle yapılmaktadır (Timm, 2002; Raykov and Marcoulides, 2006). YEM, uygulamalarındaki doęrulama biiminin aksine, teori geliřtirmede ilgilenilen olgu hakkında nceden bir teori olmadıęı varsayılmaktadır. Teori geliřtirme sreci genellikle aıklama biimi olarak ele alınmaktadır. YEM' in aıklayıcı uygulamalarından elde edilen bulgular byk bir dikkatle yorumlanmalıdır. Bulguların sadece aynı anaktleden gelen dięer rneklemelerin apraz tekrarlanması durumunda daha gvenilir olduęu gz nnde bulundurulmalıdır (Raykov and Marcoulides, 2006).

YEM' in tersine geleneksel regresyon modellerinde, aıklayıcı deęiřkendeki lme hataları etkin bir biimde nemsenmez. YEM hataların modele alınmasına ek olarak, verilen bir modelin ierdięi deęiřkenlerin doęrudan ve dolaylı etkilerinin her ikisinin ele alınmasıyla birlikte, ok deęiřkenli karmařık modellerin test edilmesi, tahmini ve geliřtirilmesi iin olanaklar sunar. Regresyon analizi dolaylı etkileri tahmin etmek iin kullanılsa da aıklayıcı deęiřkenlerin hatasız lldę durumda geerli olmaktadır (Kline, 2005; Raykov and Marcoulides, 2006).

YEM' in uygulamaya dair ařamaları sırasıyla, kuramsal bir modelin geliřtirilmesi, geliřtirilen kuramsal model iin nedensel iliřkilerin gsterildięi path diyagramının izilmesi, path diyagramını kullanarak yapısal ve lm modelinin ayrıřtırılması, nerilen modele iliřkin tahminlerin elde edilmesi, yapısal model ve modelin genel olarak deęerlendirilmesi, modelin uygunluęunun deęerlendirilmesi ve sonuların yorumlanmasıdır. Bu ařamalar Blm 3, 4, ve 5' te ayrıntılı olarak ele alınmıřtır.

2.3. Path Analizi

Sewall Wright'in (1918, 1921) path analizi, yapısal eşitlik sistemleri için bir yöntemdir. Path analizinin üç bileşeni bulunmaktadır; (1) path diyagramı, (2) modeldeki parametrelere göre kovaryansların ve korelasyonların ayrıştırılması ve (3) bir değişkendeki başka bir değişkenin doğrudan, dolaylı ve toplam etkilerinin ayrıştırılmasıdır (Bollen, 1989). Path analizi modelleri genellikle sadece gözlenen değişkenlerin olduğu durumlarda kullanılmaktadır (Raykov and Marcoulides, 2006). Bu nedenle path analizi tipik bir YEM modeli olarak düşünülmez. Ancak path analizi modellerini genel YEM çerçevesi içinde tartışmak ve ele almak önemlidir.

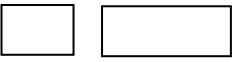

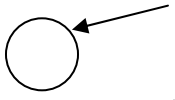
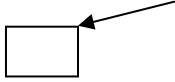
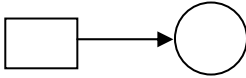
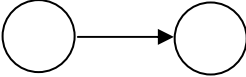
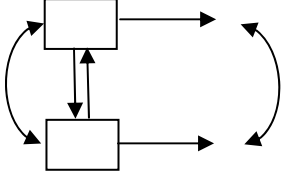
Karmaşık nedensel ilişkileri barındıran değişkenlerden oluşan sistemleri açıklayabilmek ve kolay bir şekilde yorumlayabilmek için path analizi kullanılmaktadır. Path analizi kavramı, incelenmekte olan değişkenler arasında varsayılan nedensel ve nedensel olmayan ilişkileri gösteren yapısal eşitlikler setinden söz etmek için kullanılmaktadır. Path modelini oluşturan yapısal eşitlikler, path tahmin denklemlerinden ayrılmaktadır. Path tahmin denklemleri, yapısal denklemlerin parametre tahminine yardım etmek için path analizinin prensipleriyle yapısal denklemlerden elde edilebilmektedir (Bollen, 1989; Bryman and Cramer, 2001; Timm, 2002; Raykov and Marcoulides, 2006). Daha açık bir biçimde, path analizi gözlenen değişkenler arasındaki açıklayıcı ilişkilerin modellenmesi için kullanılan bir yaklaşımdır (Raykov and Marcoulides, 2006).

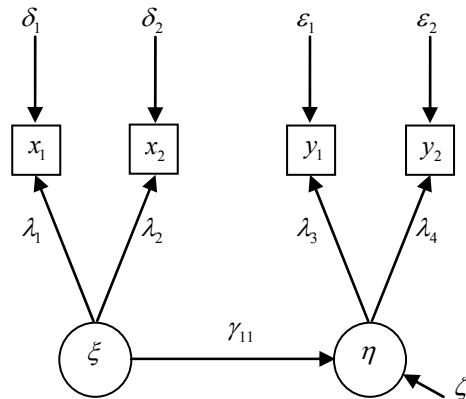
Path analizinde model belirlenirken dışsal değişkenlerin içsel değişkenler üzerindeki etkilerinin yönü belirlenerek analiz yapılır. Path katsayılarının belirlenmesi için modelde yer alan değişkenler arasındaki korelasyonlar hesaplanmalıdır. Hesaplanan path katsayıları, dışsal değişkendeki bir birimlik bir değişime bağlı olarak içsel değişkende beklenen değişim miktarını göstermektedir. Path katsayıları standartlaştırılmış regresyon katsayıları olarak adlandırılmaktadır (Timm, 2002; Loehlin, 2004).

Path Sembol ve Diyagramları

Bir path diyagramı eşanlı eşitlikler sisteminin görsel halde ifadesidir (Bollen, 1989). Path diyagramının ana avantajı belirlenen varsayımsal ilişkilerin bir resimle sunulmasıdır. Path diyagramı, sistem eşitliklerine ilişkin tüm bilgileri içermektedir. Bu nedenle yalnızca diyagramdan faydalanarak da eşitlikleri yazmak mümkündür. Çizelge 2.1' de path analizinde kullanılan temel semboller verilmiştir.

Çizelge 2.1. Path analizinde kullanılan temel semboller (Raykov ve Marcoulides, 2006; Bollen, 1989; Byrne, 1998, 2001).

Semboller	Açıklama
	Gözlenen değişkenler (x, y),
	Gizil değişkenler (ξ, η),
	Gizil değişkendeki hata.
	Gözlenen değişkenlerdeki hata.
	Gözlenen değişkenlere ait regresyon pathi,
	Gizil değişkenler arasındaki nedensel ilişki,
	Çift yönlü oklar; değişkenler arasındaki korelasyonlar.



Şekil 2.1. Bir path diyagramı örneği (Bollen, 1989)

Şekil 2.1' de verilen path diyagramı için eşanlı eşitlikler sistemi ve varsayımları;

$$\begin{aligned} \eta &= \gamma_{11}\xi + \zeta \\ x_1 &= \lambda_1\xi + \delta_1, & x_2 &= \lambda_2\xi + \delta_2 \\ y_1 &= \lambda_3\eta + \varepsilon_1, & y_2 &= \lambda_4\eta + \varepsilon_2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} COV(\xi, \delta_1) &= 0 & COV(\xi, \delta_2) &= 0 & COV(\xi, \varepsilon_1) &= 0 & COV(\xi, \varepsilon_2) &= 0 \\ COV(\xi, \zeta) &= 0 & COV(\eta, \varepsilon_1) &= 0 & COV(\eta, \varepsilon_2) &= 0 & COV(\delta_1, \delta_2) &= 0 \\ COV(\delta_1, \varepsilon_1) &= 0 & COV(\delta_1, \varepsilon_2) &= 0 & COV(\delta_2, \varepsilon_1) &= 0 & COV(\delta_2, \varepsilon_2) &= 0 \\ COV(\varepsilon_1, \varepsilon_2) &= 0 & COV(\delta_1, \zeta) &= 0 & COV(\delta_2, \zeta) &= 0 & COV(\varepsilon_1, \zeta) &= 0 \\ COV(\varepsilon_2, \zeta) &= 0 & & & & & & \end{aligned}$$

olarak gösterilmektedir. Path diyagramlarındaki, daire veya ovaler gizil değişkenleri gösterirken, kareler veya dikdörtgenler gözlenen değişkenleri temsil etmektedir. İçsel değişkenler (SYSLIN yöntemini kullanan görünüşte ilişkisiz regresyon modellerindeki (SUR) gibi) modelin içinde tanımlanır ve modelin içindeki diğer değişkenlerden etkilenmektedirler (Timm, 2002).

İçsel değişkenler, kendilerine gösteren tek başlı (yönlü) oklara sahiptirler. Dışsal açıklayıcı değişkenler önceden belirlenmiş gibi ele alınır ve sadece modelin dışında tutulan değişkenlerden etkilenirler. Bunlar genellikle tek yönlü oka sahip

değildirler, bunun yerine analiz edilmemiş ilişkileri göstermek için eğri çizgiler (iki yönlü eğri oklar) tarafından bağlanırlar. Rassal hatalar, içsel değişkenlerdeki ihmal edilen nedenleri gösterirler ve bunlar genellikle içsel değişkenlerden bağımsız olarak ele alınırlar ancak ilişkili de olabilirler (Bollen, 1989; Hair, et al., 1998; Raykov and Marcoulides, 2006).

2.4. Yapısal Model (Gizil Değişken Modeli) ve Ölçüm Modeli

Sosyal bilimlerdeki teorilerin birçoğu doğrudan gözlenip ölçülemeyen hipotetik yapılar şeklinde oluşturulduğundan, araştırmacıların, her bir yapının boyutlarını ortaya koyarak önce hipotetik yapıları belirlemeleri gerekmektedir. Dolayısıyla, hipotetik yapının ölçümü dolaylı yolla, bir veya daha fazla gözlenebilir gösterge aracılığı ile yapılmaktadır. Teorik yapılar gözlenebilir göstergelerle tanımlandıktan sonra teorik yapıların hipotezlerle nasıl karşılıklı olarak ilişkilendirildiği tanımlanır. Yapılar bağımlı ve bağımsız yapılar şeklinde sınıflandırılmaktadır. Gözlenen göstergelerle teorik yapılar arasındaki ilişki modelin ölçüm kısmını, yapılar arasındaki ilişkilerde modelin yapısal kısmını oluşturmaktadır (Joreskog, 1993).

YEM' ler kullanılacağı zaman başlangıçta yer alan en önemli konu gizil değişkenler ile gözlenen değişkenler arasındaki ayrımdır. **Gizil değişkenler** birçok bilim dalında kuramsal veya varsayımsal yapıları oluşturmakla birlikte alternatif olarak bir değişken gibi göz önünde bulundurulabilirler. Bu değişken, odaklanılan anakütleden gelen örneklemdeki gerçekleşemeyen gözlemleri ifade etmektedir. Gizil değişkenler bir çalışmadaki mevcut varsayımsal yapılardır. Gizil değişkenlerin ana karakteristiği doğrudan ölçülememeleridir (Bollen, 1989; Timm, 2002; Borsboom, et al.,2003; Kline, 2005; Raykov and Marcoulides, 2006).

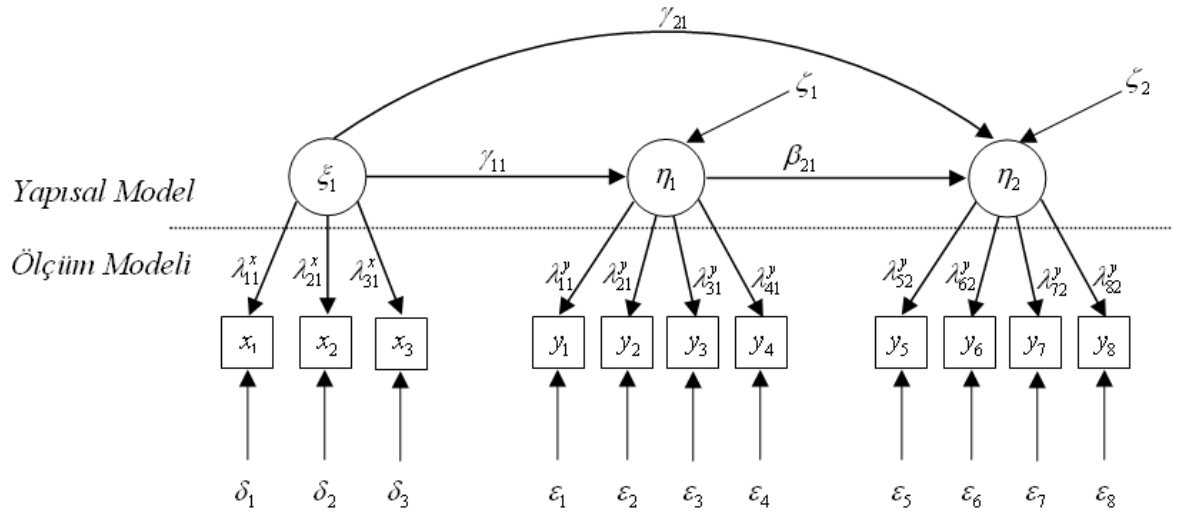
Gizil rassal değişkenler kuramsal formda tek boyutlu kavramları ifade ederler (Bollen, 1989; Borsboom, et al.,2003). Bunlar için kullanılan diğer terimler, gözlenmeyen veya ölçülemeyen değişkenler, yapılar, boyutlar ve faktörlerdir. Gözlenen değişkenler veya gizil bir değişkenin göstergeleri (indikatörleri) sistematik veya rassal

ölçme hatalarını kapsar, ancak gizil değişkenler bunlardan bağımsız durumdadırlar. Tüm gizil değişkenler kavramlara karşılık geldiği için varsayımsal değişkenlerdir. Kavramlar ve gizil değişkenler ancak kuramsal soyutluluk derecesine göre değişim gösterirler. Akıl, sosyal sınıf, güç ve beklentiler oldukça soyut gizil değişkenlere örnek olarak verilebilir. Yaş, eğitim ve gelir gibi değişkenler daha az soyuttur ve gizil değişkenlerin bu çeşitleri doğrudan ölçülebilmektedir (Bollen, 1989; Loehlin, 2004).

Yapısal model (gizil değişken modeli), gizil değişkenler arasındaki ilişkileri özetleyen yapısal eşitlikleri kapsar. Modelin bu bölümü bazen yapısal eşitlik veya nedensel model olarak da adlandırılır. Modelde yer alan tüm eşitlikler yapısal ilişkileri betimler. Tam modelde sadece gizil değişken kısmının yapısal uygulaması için ölçüm modelinin yapısal olmadığı varsayımı temel alınmaktadır (Bollen, 1989).

Gizil bir değişkeni ölçmek için doğrudan bir yöntem kullanılamaz. Buna rağmen gizil bir yapının göstergeleri kayıtlar aracılığıyla gözlemlenebilir. Örneğin, davranışın ölçülmesi genellikle uygun bir aracın tanımlanması ve kullanılmasıyla gerçekleştirilir, testler, ölçekler, kişisel raporlar, envanterler veya anketler bu kapsamda değerlendirilmektedir (Bollen, 1989; Raykov and Marcoulides, 2006).

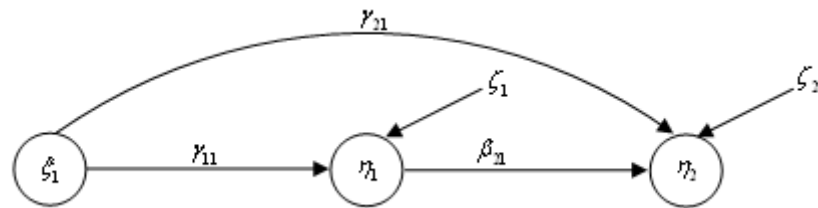
Şekil 2.2' de bir path analizi diyagramı veya YEM' in grafiksel gösterimi olarak adlandırılan görsel aktarım verilmiştir. Bu şekilsel gösterimden hareketle, yapısal model ve ölçüm modeli için ilgili açıklamalar yapılabilir. Şekil 2.2 üç gizil değişken için basit bir yinelemeli path diyagramını göstermektedir. Genel gösterimde yer alan yapısal model ve ölçüm modeli aşağıda sırasıyla açıklanmıştır.



Şekil 2.2. Path analizi diyagramı YEM' in grafiksel gösterimi (Sharma, 1996; Timm, 2002)

2.4.1. Yapısal Model

Yapısal eşitlik veya nedensel model olarak adlandırılan yapısal model ve yapısal eşitlikleri betimleyen ilgili eşitlikler aşağıda açıklanmıştır.



Şekil 2.3. Yapısal model

$$\eta_1 = \gamma_{11}\xi_1 + \zeta_1 \quad (2.1)$$

$$\eta_2 = \beta_{21}\eta_1 + \gamma_{21}\xi_1 + \zeta_2 \quad (2.2)$$

Eşitliklerde yer alan ξ dışsal gizil değişkenleri (exogenous latent varibale) ve η içsel gizil değişkenleri (endogenous latent varibale) göstermektedir. Dışsal değişkene ait belirgin değişkenler (gözlenen) x ile, içsel değişkene ait belirgin değişkenler ise y ile gösterilir. Modelde açıklanamayan bileşenler ise ζ ile temsil edilmektedir. ζ eşitliklerde yer alan rassal hataları ifade etmektedir. İçsel gizil değişkenler için sadece geçerli olan ζ , ilgili içsel gizil değişkendeki dışsal değişkenler tarafından etkilenmeyen hata varyansını göstermektedir. ζ_1 ve ζ_2 rassal hatalarının dışsal değişkenler ile ilişkisiz ve beklenen değerlerinin sıfır olduğu varsayılır. YEM’ de hiçbir gizil değişkeninin tam olarak ölçülemeyeceği kabul edilerek, gizil değişken konumundaki değişkenlerin hata varyansları da modele dâhil edilir. β_{21} katsayısı yapısal parametredir. Bu parametre ξ_1 sabit tutulduğunda η_1 ’deki bir birimlik artıştan sonra η_2 ’nin beklenen değerindeki değişimin göstergesidir. γ_{11} ve γ_{21} regresyon katsayıları benzer bir açıklamaya sahiptir. β_{21} katsayısı gizil içsel değişken ile ilişkilirken, γ_{11} ve γ_{21} gizil dışsal değişkenle ilişkilidirler (Bollen, 1989; Jöreskog; 1996; Sharma, 1996; Timm, 2002; Raykov and Marcoulides, 2006).

Eşitlik (2.1) ve (2.2) matris gösteriminde yazılırsa;

$$\begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ \beta_{21} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} \\ \gamma_{21} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \zeta_1 \\ \zeta_2 \end{bmatrix} \quad (2.3)$$

$$\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad (2.4)$$

elde edilir. Eşitlik (2.4) gizil değişken modeli için yapısal eşitliklerin genel matris gösterimidir. İlk değişkenin tanımlanmasıyla başlanırsa; η , rassal gizil dışsal değişkenlerin bir $m \times 1$ boyutlu vektördür. ξ , n tane gizil dışsal değişkenin gösterildiği $n \times 1$ boyutlu vektördür. Pek çok durumda ξ , rassal değişkenlerin bir vektörüdür. Eşitliklerdeki hatalar ζ tarafından gösterilir ve bu $m \times 1$ boyutlu bir vektördür. ζ_i her bir η_i ile ilişkilidir. Çizelge 2.2’ de gizil değişkenler için gösterim, her bir sembolün adı, boyutu ve tanımlaması özet biçimde verilmiştir.

Çizelge 2.2. Yapısal (gizil değişken) model için gösterim (Bollen, 1989; Hair, et al., 1998; Jöreskog and Sörbom, 2002).

Yapısal Model (Gizil Değişken Modeli) İçin Yapısal Eşitlik;			
$\eta = B\eta + \Gamma \xi + \zeta$			
Varsayımlar;			
$E(\eta) = 0, E(\xi) = 0, E(\zeta) = 0$			
ζ, ξ ile ilişkisizdir.			
$(I - B)$ tekil olmayandır			
Sembol	Adı	Boyutu	Tanımlama
Değişkenler			
η	Eta	$m \times 1$	Gizil içsel değişken
ξ	Ksi	$n \times 1$	Gizil dışsal değişken
ζ	Zeta	$m \times 1$	Eşitliklerdeki gizil hatalar
Katsayılar			
B	Beta	$m \times m$	Gizil içsel değişkenler için katsayı matrisi
Γ	Gamma	$m \times n$	Gizil dışsal değişkenler için katsayı matrisi
Kovaryans Matrisleri			
Φ	Phi	$n \times n$	ξ 'nin kovaryans matrisi ($E(\xi\xi')$)
Ψ	Psi	$m \times m$	ζ 'nin kovaryans matrisi ($E(\zeta\zeta')$)

ξ 'deki dışsal değişkenlerin ζ ile ilişkisiz olduğu varsayılır, bu varsayım geçerli olmadığında tahmin ediciler tutarlı olamamaktadır. Ayrıca yapılan diğer bir varsayım ζ_i 'nin sabit varyanslı ve otokorelasyonsuz olduğudur. $VAR(\zeta_i)$ tüm durumlarda sabittir. ζ_{ik} , tüm k ve l için ζ_{il} ile ilişkisizdir, burada $k \neq l$ (örneğin; $k \neq l$ için $COV(\zeta_{ik}, \zeta_{il}) = 0$ 'dır) dir. Değişen varyanslılık ve otokorelasyon için gerekli düzeltmeler gizil değişkenli genel YEM için oldukça zor olmakla birlikte, ekonometrik modellerde uygulamaları oldukça yaygındır (Bollen, 1989; Hair, et al., 1998).

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ \beta_{21} & 0 \end{bmatrix}, \quad \eta = \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{bmatrix}, \quad \Gamma = \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix}, \quad \zeta = \begin{bmatrix} \zeta_1 \\ \zeta_2 \end{bmatrix}, \quad \xi = [\xi_1] \quad (2.5)$$

\mathbf{B} ve Γ katsayı matrisleridir. \mathbf{B} , $m \times m$ boyutlu gizil içsel değişkenler için katsayı matrisidir. Tipik elemanı β_{ij} ' dir, burada i ve j sütun ve satır pozisyonlarına karşılık gelmektedir. \mathbf{B} ' nin ana diyagonalı daima sıfırdır. Burada yer alan herhangi bir sıfır değeri, gizil bir içsel değişken üzerinde başka bir gizil içsel değişkenin etkisinin olmadığını ifade etmektedir. Γ gizil dışsal değişkenler için $m \times n$ boyutlu katsayı matrisidir, elemanları γ_{ij} ile gösterilir. Eşitlik (2.5)' te Γ matrisi iki gizil içsel ve bir gizil dışsal değişken olduğu için 2×1 boyutludur. ξ , η_1 ve η_2 ' nin her ikisini de etkilediği için Γ matrisi sıfır elemanı içermez (Bollen, 1989; Jöreskog and Sörbom, 2002; Timm, 2002). İki kovaryans matrisi de Çizelge 2.2' deki gizil değişken modelinin bir parçasıdır. Kovaryans matrisi, ana köşegen dışındaki tüm değişken çiftlerinin kovaryansı ve ana köşegen boyunca değişken varyansları ile standartlaştırılmış bir korelasyon matrisidir. Gizil dışsal değişkenlerin $n \times n$ boyutlu kovaryans matrisi ϕ_{ij} elemanları ile Φ ' dir. Tüm kovaryans matrislerine benzer biçimde bu matrister simetriktir (Bollen, 1989; Kaplan, 2000; Kline, 2005).

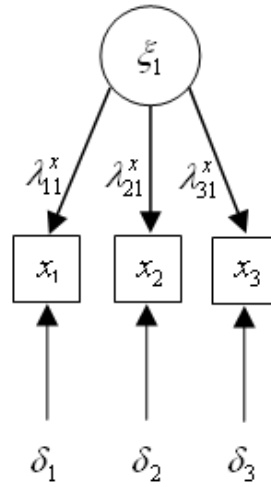
Eşitlikteki $m \times m$ boyutlu kovaryans matrisi Ψ ' dir. Bu matrisin elemanları ψ_{ij} ile gösterilir. $\Psi (\psi_{ij})$ ' nin ana köşegenindeki her bir elemanı i . eşitliğin içerdiği açıklayıcı değişkenlerce açıklanamayan η_i değişkenine karşılık gelen varyanstır. Kovaryans matrisleri;

$$\Psi = \begin{bmatrix} \psi_{11} & 0 \\ 0 & \psi_{22} \end{bmatrix}, \quad \Phi = [\phi_{11}] \quad (2.6)$$

olarak gösterilir.

2.4.2. Ölçüm Modeli

Ölçüm modeli gözlenen değişkenler ile gizil değişkenler arasındaki bağlantıyı gösteren yapısal eşitliklere sahiptir. Her bir gizil değişken çeşitli gözlenen değişkenlerce ölçülür. Şekil 2.2' de yer alan genel gösterim için dışsal gizil değişkene dair ölçüm modeli Şekil 2.4' teki gibidir;



Şekil 2.4. Dışsal gizil değişken için ölçüm modeli

η ve ξ ' yi açıklayan elemanların birbiriyle ilişkisiz (korelasyonsuz) olduğu varsayılarak, Şekil 2.4' te yer alan diyagram için ölçüm modeli ve matris gösterimleri;

$$\text{Matris Gösterimi: } \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \lambda_3 \end{bmatrix} [\xi_1] + \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \end{bmatrix}, \quad \theta_\delta = \begin{bmatrix} \sigma_{\delta_1}^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{\delta_2}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{\delta_3}^2 \end{bmatrix} \quad (2.7)$$

$$\text{Denklem Sistemi: } \begin{aligned} x_1 &= \lambda_{11}^x \xi_1 + \delta_1 \\ x_2 &= \lambda_{21}^x \xi_1 + \delta_2 \\ x_3 &= \lambda_{31}^x \xi_1 + \delta_3 \end{aligned} \quad (2.8)$$

$$\text{Genel Biçim: } \mathbf{x} = \Lambda^x \xi + \delta \quad (2.9)$$

olur.

Şekil 2.2. için içsel değişkenler ait doğrusal eşitlikler ve matris gösterimleri ise;

$$\text{Matris Gösterimi: } \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \\ y_5 \\ y_6 \\ y_7 \\ y_8 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{11}^y & 0 \\ \lambda_{21}^y & 0 \\ \lambda_{31}^y & 0 \\ \lambda_{41}^y & 0 \\ 0 & \lambda_{52}^y \\ 0 & \lambda_{62}^y \\ 0 & \lambda_{72}^y \\ 0 & \lambda_{82}^y \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \\ \varepsilon_5 \\ \varepsilon_6 \\ \varepsilon_7 \\ \varepsilon_8 \end{bmatrix}, \quad \Theta_\varepsilon = \text{diag}[\sigma_{\varepsilon_i}^2] \quad (2.10)$$

$$\text{Denklem Sistemi: } \begin{aligned} y_1 &= \lambda_{11}^y \eta_1 + \varepsilon_1 & y_5 &= \lambda_{52}^y \eta_2 + \varepsilon_5 \\ y_2 &= \lambda_{21}^y \eta_1 + \varepsilon_2 & y_6 &= \lambda_{62}^y \eta_2 + \varepsilon_6 \\ y_3 &= \lambda_{31}^y \eta_1 + \varepsilon_3 & y_7 &= \lambda_{72}^y \eta_2 + \varepsilon_7 \\ y_4 &= \lambda_{41}^y \eta_1 + \varepsilon_4 & y_8 &= \lambda_{82}^y \eta_2 + \varepsilon_8 \end{aligned} \quad (2.11)$$

$$\text{Genel Biçim: } \mathbf{y} = \Lambda^y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.12)$$

olacaktır. x_i ($i = 1, 2, 3$) ξ_1 ' nin üç ölçümünü göstermektedir. y_1 ' den y_4 ' e kadar olan değişkenler η_1 ' in, y_5 ' ten y_8 ' e kadar olan değişkenler ise η_2 ' nin ölçümleridir. Tüm belirgin değişkenler gizil değişkenlere bağlıdır. Gözlenen \mathbf{x} ' teki rassal değişkenler, gizil dışsal değişkenlerin göstergeleridir. Gözlenen \mathbf{x} değişkenleri $\mathbf{x} = \boldsymbol{\xi}$ ve \mathbf{x} sabit olduğu zaman rassal değildirler. Gizil değişkenler ile belirgin değişkenler arasındaki faktör yükleri ise sırasıyla λ^x ve λ^y simgeleriyle ifade edilmektedir. λ^x , $q \times n$ boyutlu (burada n , $\boldsymbol{\xi}$ ' lerin sayısıdır), λ^y , $p \times m$ boyutludur (burada m , $\boldsymbol{\eta}$ ' ların sayısıdır). λ_i katsayıları gizil değişkendeki bir birimlik değişim için gözlenen değişkenlerdeki beklenen değişimin büyüklüğünü vermektedir (Bollen, 1989; Sharma, 1996; Timm, 2002; Raykov and Marcoulides, 2006). Bu katsayılar, gözlenen değişkenler üzerindeki gizil değişkenlerin etkilerini göstermek için kullanılan katsayılardır. Gizil dışsal değişken ile (bağımsız) gizil içsel değişken (bağımlı) arasındaki regresyon katsayıları γ ile gösterilmektedir. Dışsal değişkenlere ait ölçüm hataları δ , içsel değişkenlere ait ölçüm hataları ise ε ile temsil edilir. Ölçüm hataları,

gözlenen değişkenler ile gizil değişkenler arasındaki ilişkilerin bozulmasına neden olan hatalardır. Ölçme hatalarının beklenen değerinin sıfır olduğu, bunların tüm ξ ' ler, η ' lar ve ζ ' lar ile ilişkisiz olduğu varsayımı benimsenir. Ayrıca δ_i ve ε_j bütün i ve j ' ler için ilişkisizdir (Bollen, 1989; Jöreskog; 1996; Sharma, 1996; Hair, et al., 1998; Timm, 2002; Raykov and Marcoulides, 2006).

Herhangi bir ξ veya η ile δ_i ve ε_j ' nin korelasyonu, regresyon analizindeki bir açıklayıcı değişkenle ilişkili hata korelasyonuna benzer biçimde, tutarsız parametre tahminlerine neden olmaktadır. δ_i ve ε_j bazen faktör analizinde tek faktörler olarakta adlandırılmaktadır. Her bir δ_i ve ε_j özel ve özel olmayan bileşenler içinde ayrılır. Sonuç itibariyle; her bir δ_i ve ε_j gözlemler boyunca otokorelasyonsuz ve sabit varyanslıdır. Θ_δ ve Θ_ε ölçme hatalarının kovaryans matrisleridir. Ana köşegenleri göstergelerle ilişkili hata varyanslarını içerir. Köşegenler dışında yer alan elemanlar ise farklı göstergeler için ölçüm hatalarının kovaryanslarıdır. Ölçülen bir değişkendeki hata başka bir değişken ile korelasyonlu olabilir. Eşitlik (2.8), (2.9), (2.10) ve (2.12)' de yer alan gösterimler Çizelge 2.3' te aktarılmıştır (Bollen, 1989; Jöreskog; 1996; Sharma, 1996; Timm, 2002; Raykov and Marcoulides, 2006).

Çizelge 2.3. Ölçüm modeli için gösterim (Bollen, 1989; Hair, et al., 1998; Jöreskog and Sörbom, 2002)

Ölçüm Modeli İçin Yapısal Eşitlik;

$$y = \Lambda^y \eta + \varepsilon$$

$$x = \Lambda^x \xi + \delta$$

Varsayımlar;

$$E(\eta) = 0, E(\xi) = 0, E(\varepsilon) = 0, E(\delta) = 0$$

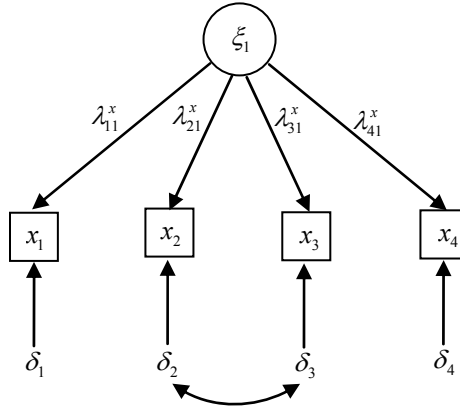
ε , ξ, η ve δ ile ilişkisizdir.

δ , ξ, η ve ε ile ilişkisizdir.

Sembol	Adı	Boyutu	Tanımlama
Değişkenler			
y		$p \times 1$	η 'nin gözlenen göstergeleri
x		$q \times 1$	ξ 'nin gözlenen göstergeleri
ε	epsilon	$p \times 1$	y 'nin ölçüm hataları
δ	delta	$q \times 1$	x 'in ölçüm hataları
Katsayılar			
Λ_y	Lambda y	$p \times m$	y 'nin η ilişkili katsayısı
Λ_x	Lambda x	$q \times n$	x 'in ξ ilişkili katsayısı
Kovaryans Matrisleri			
Θ_ε	Theta-epsilon	$p \times p$	ε 'nin kovaryans matrisi ($E(\varepsilon\varepsilon')$)
Θ_δ	Theta-delta	$q \times q$	δ 'nin kovaryans matrisi ($E(\delta\delta')$)

2.5. Kovaryansların Ayrıştırılması

Kovaryans iki değişken arasındaki birlikte değişimin bir göstergesidir. Path analizinde, değişkenler arasındaki korelasyonlar veya kovaryanslardan biri modelde yer alan parametrelerin fonksiyonları gibi yazılabilir. Kovaryans cebiri kullanılarak bu işlem gerçekleştirilir. Bu süreci göstermek için Şekil 2.5' te verilen basit modelden hareketle;



Şekil 2.5. Dört göstergeli tek bir gizil değişkenin path diyagramı

İlgili kovaryans yapısı bileşenlerine ayrıştırıldığında, $COV(x_1, x_4)$;

$$\begin{aligned} COV(x_1, x_4) &= COV(\lambda_{11}\xi_1 + \delta_1, \lambda_{41}\xi_1 + \delta_4) \\ &= \lambda_{11}\lambda_{41}\phi_{11} \end{aligned}$$

olur. $COV(x_1, x_4)$, x_1 ve x_4 ' deki ξ_1 ' in etkisinin ve ξ_1 gizil değişkeninin varyansının bir fonksiyonudur. Kovaryans cebirinin ayrıştırılmasında, model parametrelerinin içindeki kovaryansların ayrıştırılması için bir matris cebiri kullanılır. \mathbf{x} için kovaryans matrisi \mathbf{xx}' ' nin beklenen değeridir, burada; $\mathbf{x} = \Lambda_x \xi + \delta$:

$$\begin{aligned}
\mathbf{xx}' &= (\Lambda_x \xi + \delta)(\Lambda_x \xi + \delta)' \\
&= (\Lambda_x \xi + \delta)(\xi' \Lambda_x' + \delta') \\
&= \Lambda_x \xi \xi' \Lambda_x' + \Lambda_x \xi \delta' + \delta \xi' \Lambda_x' + \delta \delta' \\
E(\mathbf{xx}') &= \Lambda_x E(\xi \xi') \Lambda_x' + \Lambda_x E(\xi \delta') + E(\delta \xi') \Lambda_x' + E(\delta \delta') \\
\Sigma &= \Lambda_x \Phi \Lambda_x' + \Theta_\delta
\end{aligned}$$

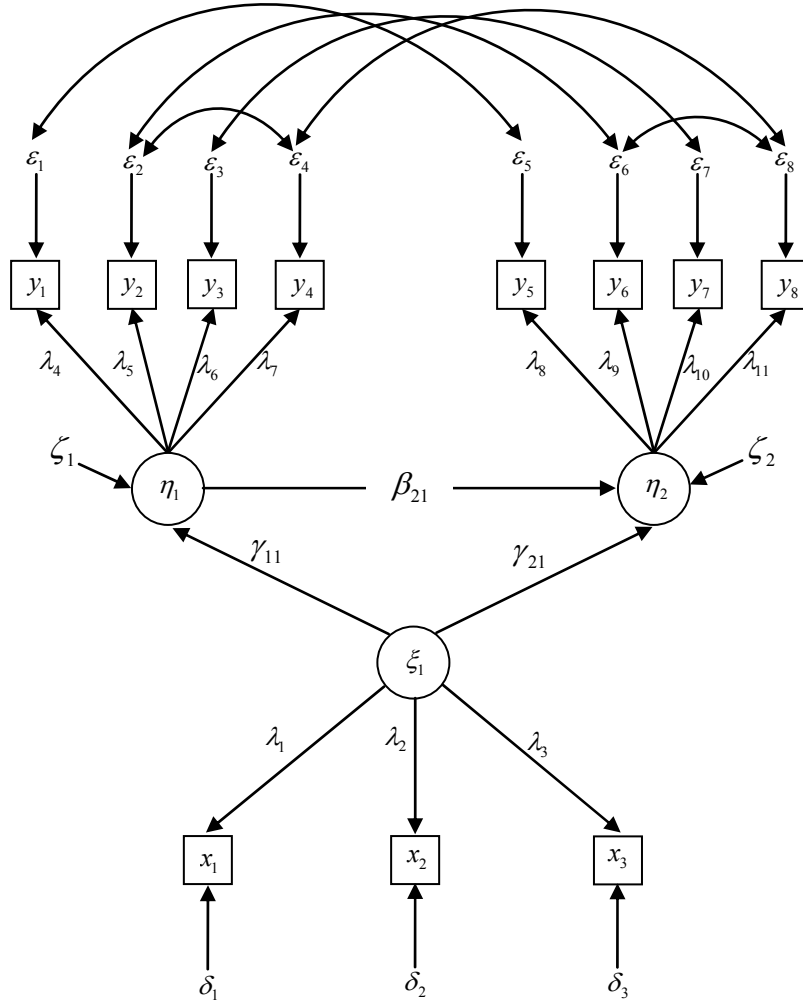
elde edilir. \mathbf{x}' in kovaryans matrisi, Σ durumunda Λ_x , Φ ve Θ_δ açısından ayrıştırılmıştır. Bu ayrıştırmalar parametrelerin, kovaryansların sebep olduğu farklı parametre değerleri ve kovaryanslarla ilgili olduğunu göstermektedir.

2.6. Toplam, Doğrudan ve Dolaylı Etkiler

Path analizi, doğrudan, dolaylı ve toplam etkiler olmak üzere etkileri üçe ayırır. Doğrudan etki path analizinde bir değişkenin başka bir değişken üzerinde olan direkt etkisini göstermektedir. Bir değişkenin dolaylı etkisi ise en az bir aracı değişken tarafından açıklanır. İki değişken arasındaki sebep-sonuç ilişkisini etkileyebilecek nedenlerden birisi üçüncü bir değişkenin bu ilişkide aracı değişken rolü oynamasıdır. Özetle; doğrudan etki, bir değişkenden diğerine olan etkisi iken, dolaylı etki değişkenler arasında aracılık etkisidir. Dolaylı bir etki dikkatli bir biçimde ele alınmazsa, ilgilenilen iki değişken arasındaki ilişki tam olarak açıklanamayabilir (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Raykov and Marcoulides, 2006). Doğrudan ve dolaylı etkilerin toplamı toplam etkidir;

$$\text{Toplam etkiler} = \text{Doğrudan etki} + \text{Dolaylı etkiler}$$

Etkilerin ayrıştırılması bir spesifik model ile ilgilidir. Eğer eşitlikler sistemi, modele dâhil edilen veya çıkartılan değişkenler tarafından değişirse, toplam, doğrudan ve dolaylı etkilerin tahminleri değişebilir. Etkilerin ayrıştırılması için bir path diyagramı örneği Şekil 2.6 aracılığıyla gösterilmiştir.



Şekil 2.6. Path diyagramı örneği (Bollen, 1989)

Şekil 2.6' ya göre doğrudan etkiler açıklanırsa; η_2 ' deki η_1 ' in etkisi doğrudan etkiyi göstermektedir (β_{21}). y_5 ' te η_2 ' nin doğrudan etkisi λ_8 iken, η_2 ' de ξ_1 ' in doğrudan etkisi γ_{21} ' dir. Dolaylı etkileri göstermek için; η_2 ' de ξ_1 ' in etkisi göz önünde bulundurulduğunda, η_1 aracı değişkendir. ξ_1 ' de bir birimlik değişim η_1 ' de bir γ_{11} beklenen değişime neden olacaktır. η_1 ' de bu γ_{11} beklenen değişimi; η_2 ' deki β_{21} ' in beklenen doğrudan bir değişimine neden olur. Böylece η_2 ' deki ξ_1 ' in dolaylı

etkisi $\gamma_{11}\beta_{21}$ dir. Benzer biçimde y_7 'deki η_1 'in dolaylı etkisi $\beta_{21}\lambda_{10}$ 'dır. η_2 'deki ξ_1 'in toplam etkisi, dolaylı ve doğrudan etkilerin toplanması ile elde edilecektir.

$$\begin{aligned} \text{Toplam etkiler} &= \text{Doğrudan etki} + \text{Dolaylı etkiler} \\ &= \gamma_{21} + \gamma_{11}\beta_{21} \end{aligned}$$

y_8 'deki ξ_1 'in toplam etkisi ise,

$$\begin{aligned} \text{Toplam etkiler} &= \text{Doğrudan etki} + \text{Dolaylı etkiler} \\ &= 0 + (\gamma_{21}\lambda_{11} + \gamma_{11}\beta_{21}\lambda_{11}) \end{aligned}$$

olacaktır. Tipik regresyon analizindeki regresyon katsayısı, bir değişkenin doğrudan etkisinin tahminidir. Eğer dolaylı etkiler ihmal edilirse, bir değişkene ait tüm etkilerin belirlenmesinde hata yapılır (Bollen, 1989; Hayduk, 1987; Raykov and Marcoulides, 2006).

Bu bölümde YEM ilişkin temel yapı ve ele alış biçimi aktarılmıştır. Bölüm 3' te genel YEM' lerin çıkış noktasını oluşturan gözlenen değişkenli YEM ele alınmış ve gözlenen değişkenli YEM' lerin özellikleri üzerinde durulmuştur.

BÖLÜM 3

GÖZLENEN DEĞİŞKENLİ YAPISAL EŞİTLİK MODELLERİ

Bu bölümde gözlenen değişkenli yapısal eşitlik modelleri; modelin belirlenmesi, kovaryans yapısı, tanımlanması ve tahmini başlıkları itibariyle incelenmiştir. Regresyon temelli modeller sosyal bilimlerde oldukça yaygın olarak kullanılmaktadır. Tek bir eşitlikten oluşa bilen bu modeller bir içsel değişkenin açıklanması merkezlidir. Bu modellerin tamamının ortak varsayımı içsel ve dışsal değişkenlerin hatasız olarak doğrudan ölçülebileceği yönündedir. Eğer ölçme hataları hesaba katılmış ise, sadece bu varsayım içsel değişkenler için geçerli olmaktadır. Gözlenen değişkenli YEM' ler gizil değişkenli YEM' lerin özel bir durumudur.

3.1. Gözlenen Değişkenli Yapısal Eşitlik Modelinin Belirlenmesi

Aşağıda yer alan Eşitlik (3.1)' de gözlenen değişkenli YEM' lerin genel gösterimi verilmiştir:

$$\mathbf{y} = \mathbf{B}\mathbf{y} + \mathbf{\Gamma}\mathbf{x} + \boldsymbol{\zeta} \quad (3.1)$$

burada;

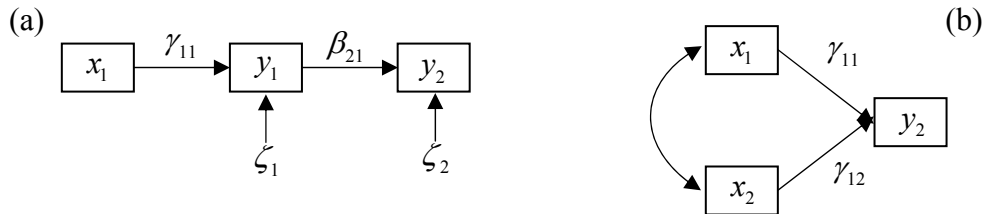
- B** $m \times m$ katsayı matrisi,
- Γ** $m \times n$ katsayı matrisi,
- y** $p \times 1$ içsel değişkenlerin vektörü,
- x** $q \times 1$ dışsal değişkenlerin vektörü,
- ζ** $p \times 1$ eşitlikteki hatalar vektörüdür.

Daha öncede Bölüm 3.1' deki ζ , \mathbf{x} ' ler ve \mathbf{y} ' ler arasındaki ilişkilerde yer alan rassal hataları göstermektedir. YEM' de hatalara ilişkin yapılan standart varsayım, hataların (ζ) \mathbf{x} ile ilişkisiz olduğudur. Gözlenen değişkenli yapısal eşitlikler için ölçüm modeli;

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \boldsymbol{\eta} \\ \mathbf{x} &= \boldsymbol{\xi} \end{aligned} \quad (3.2)$$

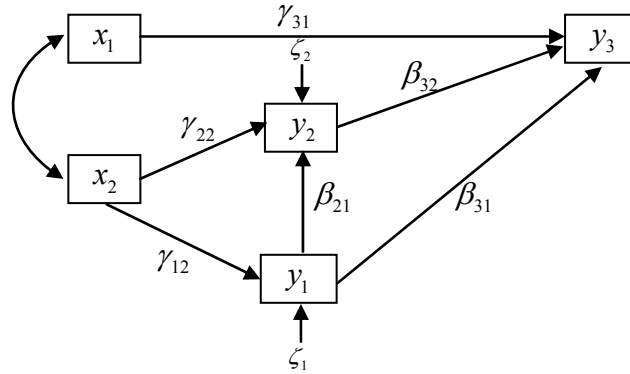
olarak tanımlanmaktadır, burada, $\mathbf{y} = p \times 1$ ' lik ve $\mathbf{x} = q \times 1$ ' lik belirgin değişkenlerin vektörüdür. Basitçe \mathbf{x} ve \mathbf{y} ' nin, her bir gizil değişken için kullanılan sadece bir göstergesi ve gizil $\boldsymbol{\xi}$ ve $\boldsymbol{\eta}$ ' yı tam olarak gösterdiği varsayılmaktadır. \mathbf{y} değişkeninin sayısı $\boldsymbol{\eta}$ değişkeninin sayısına eşittir ($p = m$). \mathbf{x} değişkeninin sayısı ise $\boldsymbol{\xi}$ değişkeninin sayısına eşit olmaktadır ($q = n$) (Bollen, 1989; Byrne, 1998, 2001; Raykov and Marcoulides, 2006).

Gözlenen değişkenli yapısal eşitliklerin iki ana türü yinelemeli ve yinelemesiz modeller olarak tanımlanır. Yinelemeli modeller, karşılıklı neden ve sonuç ilişkilerinin veya geri bildirim döngülerinin içerilmediği eşitlik sistemleridir. Yinelemeli modeller söz konusu olduğunda \mathbf{B} alt üçgensel bir matris gibi yazılabilir. Eşitliklerdeki hataların kovaryans matrisi (Ψ) diyagonaldır. Bunun anlamı bir eşitlikte yer alan yanılğaların diğer bir eşitliğin yanılğaları ile ilişkisiz olduğu yönündedir. Eğer Ψ diyagonal değil ancak yinelemeli modellerin diğer koşullarını sağlıyorsa, model *kısmen yinelemeli* olarak adlandırılmaktadır (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Loehlin, 2004; Grace, 2006). Yinelemeli YEM' ler için iki örnek Şekil 3.1' de gösterilmiştir.



Şekil 3.1. Yinelemeli yapısal eşitlik modelleri için iki örnek

Eğer y_1, y_2 'nin nedeni ise, y_2, y_1 'i etkilemez. Ayrıca ζ_1, ζ_2 ile ilişkisizdir. Yinelemeli modellerin daha açık bir biçimde tanımlanabilmesi için Şekil 3.2 ve Eşitlik (3.3) aşağıdaki gibidir:



Şekil 3.2 Yinelemeli yapısal eşitlik modeli

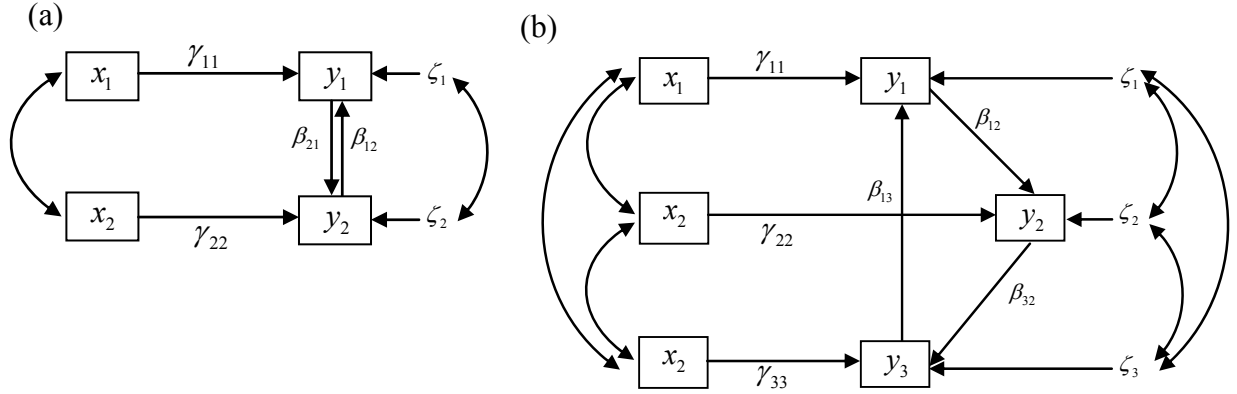
model için matris eşitliği;

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ \beta_{21} & 0 & 0 \\ \beta_{31} & \beta_{32} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & \gamma_{12} \\ 0 & \gamma_{22} \\ \gamma_{31} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \zeta_1 \\ \zeta_2 \\ \zeta_3 \end{bmatrix} \quad (3.3)$$

olacaktır. Model incelendiğinde x_2, y_1 ve y_2 'yi etkilerken, y_3 'ü etkilememektedir. x_1 ise sadece y_3 'ü etkilemektedir. İçsel değişkenler arasındaki nedensellik incelendiğinde y_1, y_2 ve y_3 'ü etkilemektedir. ζ ' lar eşitlikler boyunca ilişkisizdir. **B** alt üçgensel ve Ψ diyagonal olduğundan, Şekil 3.2' de verilen modelin yinelemeli olduğuna karar verilir.

Gözlenen değişkenli yapısal eşitliklerin ikinci ana tip yinelemesiz olandır. Yinelemesiz modeller karşılıklı neden sonuç ilişkilerini, geri bildirim döngülerini veya ilişkili hataları kapsamaktadır. Yinelemeli modellerden farklı olarak, **B** alt üçgensel bir matris değildir veya Ψ matrisi diyagonal değildir (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; 1987;

Fox, 2002; Loehlin, 2004; Grace, 2006). Yinelemesiz yapısal eşitlik modellerine dair iki örnek Şekil 3.3' te gösterilmiştir.



Şekil 3.3. Yinelemesiz yapısal eşitlik modelleri için iki örnek

3.2. Gözlenen Değişkenli YEM Modeline İlişkin Tahmini Kovaryans Matrisi

Genel YEM için temel hipotez;

$$\Sigma = \Sigma(\boldsymbol{\theta}) \quad (3.4)$$

dir. Burada Σ , \mathbf{x} ve \mathbf{y} ' nin ana kütle kovaryans matrisidir. $\Sigma(\boldsymbol{\theta})$, $\boldsymbol{\theta}$ ' daki serbest model parametrelerinin bir fonksiyonu gibi yazılan kovaryans matrisidir. Eşitlik (3.4) kovaryans matrisinin her bir elemanının bir veya daha fazla model parametresinin bir fonksiyonu olduğunu açıklamaktadır. $\Sigma(\boldsymbol{\theta})$ ' nın Σ ile ilişkisi, model uyumunun değerlendirilmesinin, tahmininin ve tanımlanmasının anlaşılması için temel oluşturmaktadır (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Byrne, 1998, 2001; Timm, 2002; Raykov and Marcoulides, 2006; Grace, 2006).

$\Sigma(\boldsymbol{\theta})$ üç parçadan oluşmaktadır; (1) \mathbf{y} ' nin kovaryans matrisi, (2) \mathbf{x} ve \mathbf{y} ' nin kovaryans matrisi, (3) \mathbf{x} ' in ana kütle kovaryans matrisi. İlk olarak \mathbf{y} ' nin kovaryans matrisi ele alınır;

$$\begin{aligned}
\Sigma_{yy}(\boldsymbol{\theta}) &= E(\mathbf{y}\mathbf{y}') \\
&= E\left[(\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}(\boldsymbol{\Gamma}\mathbf{x}+\boldsymbol{\zeta})\left((\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}(\boldsymbol{\Gamma}\mathbf{x}+\boldsymbol{\zeta})\right)'\right] \\
&= E\left[(\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}(\boldsymbol{\Gamma}\mathbf{x}+\boldsymbol{\zeta})(\mathbf{x}'\boldsymbol{\Gamma}'+\boldsymbol{\zeta}')(\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}\right] \\
&= (\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}\left(E(\boldsymbol{\Gamma}\mathbf{x}\mathbf{x}'\boldsymbol{\Gamma}')+E(\boldsymbol{\Gamma}\mathbf{x}\boldsymbol{\zeta}')+E(\boldsymbol{\zeta}\mathbf{x}'\boldsymbol{\Gamma}')+E(\boldsymbol{\zeta}\boldsymbol{\zeta}')\right)(\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1} \\
&= (\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}(\boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\Phi}\boldsymbol{\Gamma}'+\boldsymbol{\Psi})(\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}
\end{aligned} \tag{3.5}$$

olur, burada $\boldsymbol{\Phi} = \mathbf{x}'$ in , $\boldsymbol{\Psi} = \boldsymbol{\zeta}'$ in kovaryans matrisidir.

\mathbf{x} ' e ilişkin tahmini kovaryans matrisi, $(\Sigma_{xx}(\boldsymbol{\theta}))$, $\boldsymbol{\Phi}$ ' ya eşittir veya;

$$\Sigma_{xx}(\boldsymbol{\theta}) = E(\mathbf{x}\mathbf{x}') = \boldsymbol{\Phi} \tag{3.6}$$

olur. Modele ilişkin tahmini kovaryans matrisinin son parçası $\Sigma_{xy}(\boldsymbol{\theta})$ dir. \mathbf{y} ile \mathbf{x} ' in tahmini kovaryans matrisi;

$$\begin{aligned}
\Sigma_{xy}(\boldsymbol{\theta}) &= E(\mathbf{x}\mathbf{y}') \\
&= E\left[\mathbf{x}\left((\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}(\boldsymbol{\Gamma}\mathbf{x}+\boldsymbol{\zeta})\right)'\right] \\
&= \boldsymbol{\Phi}\boldsymbol{\Gamma}'(\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}
\end{aligned} \tag{3.7}$$

olacaktır. Bu üç parça uygun biçimde yeniden yazıldığında, modele ilişkin tahmini kovaryans matrisi elde edilir;

$$\Sigma(\boldsymbol{\theta}) = \begin{bmatrix} \Sigma_{yy}(\boldsymbol{\theta}) & \Sigma_{yx}(\boldsymbol{\theta}) \\ \Sigma_{xy}(\boldsymbol{\theta}) & \Sigma_{xx}(\boldsymbol{\theta}) \end{bmatrix} \quad (3.8)$$

$$= \begin{bmatrix} (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} (\boldsymbol{\Gamma} \boldsymbol{\Phi} \boldsymbol{\Gamma}' + \boldsymbol{\Psi}) (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} & (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \boldsymbol{\Gamma} \boldsymbol{\Phi} \\ \boldsymbol{\Phi} \boldsymbol{\Gamma}' (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} & \boldsymbol{\Phi} \end{bmatrix}$$

Şekil 3.1 (a)' da verilen yinelemeli model için aşağıdaki eşitlikler yazılır;

$$y_1 = \gamma_{11} x_1 + \zeta_1 \quad (3.9)$$

$$y_2 = \beta_{21} y_1 + \zeta_2 \quad (3.10)$$

burada $COV(\zeta_1, x_1)$, $COV(\zeta_1, \zeta_2)$ ve $COV(x_1, \zeta_2)$ sıfırdır. Bu model için matrisler,

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ \beta_{21} & 0 \end{bmatrix}, \quad \boldsymbol{\Gamma} = \begin{bmatrix} \gamma_{11} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (3.11)$$

$$\boldsymbol{\Psi} = \begin{bmatrix} \psi_{11} & 0 \\ 0 & \psi_{22} \end{bmatrix}, \quad \boldsymbol{\Phi} = [\phi_{11}] \quad (3.12)$$

Eşitlik (3.8)' de (3.11) ve (3.14) yerleştirilir ve (3.4) kullanılırsa;

$$\Sigma = \Sigma(\boldsymbol{\theta}) \quad (3.13)$$

$$\begin{bmatrix} VAR(y_1) \\ COV(y_2, y_1) & VAR(y_2) \\ COV(x_1, y_1) & COV(x_1, y_2) & VAR(x_1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{11}^2 \phi_{11} + \psi_{11} & & \\ \beta_{21} (\gamma_{11}^2 \phi_{11} + \psi_{11}) & \beta_{21}^2 (\gamma_{11}^2 \phi_{11} + \psi_{11}) + \psi_{22} & \\ \gamma_{11} \phi_{11} & \beta_{21} \gamma_{11} \phi_{11} & \phi_{11} \end{bmatrix}$$

elde edilir. Eşitlik (3.13)' ün sol tarafı y_1, y_2 ve x_1 ' in ana kütle kovaryans matrisi iken, eşitliğin sağ tarafında bilinmeyen model parametreleri açısından her bir varyans ve kovaryans gösterilmektedir. Bir model belirlenmiş durumda ise, varyanslar ve

kovaryanslar model parametrelerinin fonksiyonu konumundadırlar (Bollen, 1989). Genelde $p+q$ tane değişken için bir kovaryans matrisi, $(1/2)(p+q)(p+p+1)$ tane artıksız elemana sahiptir. Yukarıda verilen örnekte $(1/2)(3)(4)=6$ tane artıksız eleman bulunmaktadır (Bollen, 1989; Sharma, 1996; Kaplan, 2000; Raykov and Marcoulides, 2006).

3.3. Gözlenen Değişkenli Yapısal Eşitlik Modelinin Tanımlanması

Tanımlama tüm YEM' ler ile ilgili bir konudur. Bu başlık altında gözlenen değişkenli YEM' ler için tanımlamaya dair yorumlar ve kurallar aktarılmıştır. Genellikle, parametreler gözlenen değişkenlerin varyans ve kovaryansları gibi, değişkenlerin dağılımının ana kütle karakteristikleridir. Bilinmeyen parametrelerin tanımlama durumları da bilinmemektedir. Modelde yer alan tüm parametreler için tek bir sayısal sonuç elde edilebiliyorsa model tanımlanmış olarak kabul edilmektedir. Örneğin; $VAR(y)$ tanımlanmış bir parametre θ_1 ve θ_2 ise bilinmeyen parametreler olsun ve bunlara ilişkin eşitliğin ise $VAR(y) = \theta_1 + \theta_2$ şeklinde olduğu varsayılınsın. Burada tanımlama konusu, bu eşitlikten hareketle θ_1 ve θ_2 bilinmeyen parametrelerinin tek değerlerinin olup olmadığına ilişkindir. Açık bir biçimde burada tek eşitlik ve iki bilinmeyen parametre olduğu için θ_1 ve θ_2 tanımsızdır. Ancak $\theta_1 = \theta_2$ şeklinde ikinci bir eşitlik verildiğinde bu bilinmeyen parametrelerin tanımlanması sağlanmış olacaktır. Çünkü burada θ_1 ve θ_2 ' nin her biri $VAR(y)/2$ ' ye eşittir. Aynı genel prensip, daha karmaşık YEM' ler içinde oluşturulabilir. θ ' da yer alan parametrelerin tanımlama durumu bilinmemektedir, burada θ ; \mathbf{B} , $\mathbf{\Gamma}$, $\mathbf{\Phi}$ ve $\mathbf{\Psi}$ ' nin kısıtlanmış (constrained) parametrelerini ve t tane serbest parametreyi kapsar. Serbest parametre elde edilen veri seti aracılığıyla hesaplanan ve değeri sıfır olmayan parametredir (Hayduk; 1987; Hair, et al., 1998; Bollen, 1989; Sharma, 1996; Kenny, et al., 1998; Kaplan, 2000; Timm, 2002; Raykov and Marcoulides, 2006). *Eğer θ ' daki bilinmeyen bir parametre Σ ' nin bir veya daha çok elemanının bir fonksiyonu şeklinde yazılabiliyorsa, bu parametre*

tanımlanmıştır. Eğer θ 'daki bilinmeyen bir parametrelerin tamamı tanımlanmış ise, modelin tanımlanmış olduğuna karar verilir (Bollen, 1989).

Tanımlamanın, gözlenen değişkenlerin dağılımına ilişkin bilgiden hareketle yapılması da olasıdır. Eğer değişkenler çok değişkenli normal dağılıma sahip ise o zaman gözlenen değişkenlerin dağılımını karakterize eden parametreler ana kütle kovaryans matrisi ve ana kütle ortalaması konumundadır. Bunlar bir dağılımın birinci ve ikinci dereceden momentleridir. Ana kütle kovaryans matrisi tanımlanan bilginin kaynağını oluşturmaktadır. Gözlenen değişkenli YEM' ler için kullanılan tanımlama kuralları; “*t-kuralı*”, “*B Yokluk Kuralı*”, “*Yineleme Kuralı*” ve “*Rank ve Mertebe Koşulları*” olmak üzere dört tanedir (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Loehlin, 2004).

3.3.1. t-Kuralı

YEM' deki model parametrelerinin çözümleyebilmek için, eşitliklerin sayısının bilinmeyen parametre sayısına eşit veya daha fazla olması gerekmektedir. $\Sigma(\theta)$ 'daki farklı elemanlar tarafından verilen eşitliklerin toplam sayısı $v = (p+q)(p+q+1)/2$ dir. *t-Kuralı* tanımlama için gerekli ancak yeterli bir koşul değildir. *t-Kuralına* göre; gözlenen değişkenlerin kovaryans matrisindeki artıksız elemanların sayısı, θ 'daki bilinmeyen parametrelerin sayısına eşit veya büyük olmalıdır (Bollen, 1989; Brown, 2006):

$$v^* = v - t \geq 0 \quad (3.14)$$

$$t \leq \frac{1}{2}(p+q)(p+q+1)$$

burada, $p+q$ gözlenen değişkenlerin sayısını ve t ise θ 'daki serbest parametrelerin sayısını göstermektedir. Bilinmeyen parametrelerin sayısı eşitliklerin sayısından fazla ise θ 'nın tanımlanması olası değildir. $v^* \geq 0$ olduğunda, modelin doğru ve tanımlanmış olması sağlandığında, $H_0 : \Sigma = \Sigma(\theta)$ hipotezinin test edilmesine karar

verilir (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Raykov and Marcoulides, 2000; Timm, 2002; Grace, 2006).

3.3.2. B Yokluk Kuralı

İçsel bir değişkenin başka herhangi bir içsel değişkeni etkilemediği çok eşitlikli bir modelde **B** matrisi sıfır olur (Bollen, 1989). Bu durumda modelin bilinmeyen parametreleri tanımlanabilir. Eşitlik (3.15)' teki iki eşitlikli model dikkate alındığında;

$$\begin{aligned} y_1 &= \gamma_{11}x_1 + \gamma_{12}x_2 + \zeta_1 \\ y_2 &= \gamma_{21}x_1 + \gamma_{23}x_3 + \zeta_2 \end{aligned} \quad (3.15)$$

$$COV(x_i, \zeta_j) = 0, \quad i = 1, 2, 3; j = 1, 2$$

y_1, y_2 ' yi, y_2, y_1 ' i etkilemediği için **B** matrisi sıfırdır. Γ, Φ ' daki bilinmeyen parametreler ve Ψ, Σ ' nin tanımlanmış parametrelerinin fonksiyonlarıdır. **B** = 0 Eşitlik (3.8)' de yerine konulursa;

$$\Sigma = \Sigma(\theta) \quad (3.16)$$

$$\begin{bmatrix} \Sigma_{yy} & \Sigma_{yx} \\ \Sigma_{xy} & \Sigma_{xx} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (\Gamma\Phi\Gamma' + \Psi) & \Gamma\Phi \\ \Phi\Gamma' & \Phi \end{bmatrix}$$

elde edilir. Eşitlik (3.16)' da $\Phi = \Sigma_{xx}$ olduğundan, Φ tanımlanmıştır. O zaman;

$$\begin{aligned} \Phi\Gamma' &= \Sigma_{xy} \\ \Sigma_{xx}\Gamma' &= \Sigma_{xy} \\ \Gamma' &= \Sigma_{xx}^{-1}\Sigma_{xy} \end{aligned} \quad (3.17)$$

olacaktır. Son olarak;

$$\begin{aligned}
(\Gamma\Phi\Gamma' + \Psi) &= \Sigma_{yy} \\
\Psi &= \Sigma_{yy} - \Gamma\Phi\Gamma' \\
&= \Sigma_{yy} - \Sigma_{yx}\Sigma_{xx}^{-1}\Sigma_{xx}\Sigma_{xx}^{-1}\Sigma_{xy} \\
&= \Sigma_{yy} - \Sigma_{yx}\Sigma_{xx}^{-1}\Sigma_{xy}
\end{aligned} \tag{3.18}$$

elde edilir. Tüm bu çözümlerden sonra görülmektedir ki $\mathbf{B} = 0$ olduğunda Γ , Φ ve Ψ ' nin her biri, gözlenen değişkenlerin tanımlanmış kovaryans matrislerinin fonksiyonları gibi yazılabilecektir. *B Yokluk Kuralı*, bir modelin tanımlanması için yeterli bir koşuldur. Eğer *B yokluk ifade ediyorsa, bilinmeyen parametreler tanımlıdır*. Ancak *B Yokluk Kuralı* tanımlama için yeterli bir koşul olsa da gerekli bir koşul değildir (Bollen, 1989).

3.3.3. Yineleme Kuralı

B Yokluk Kuralına benzer biçimde, *Yineleme Kuralı* model tanımlanması için yeterli ancak gerekli bir koşul değildir. *Yineleme Kuralının, B Yokluk Kuralından* farkı ise $\mathbf{B} = 0$ olmasına ihtiyaç duyulmamasıdır. *Yineleme Kuralında*, \mathbf{B} matrisi üçgensel, Ψ matrisi ise diyagonal olmalıdır (örneğin; Eşitlik (3.3)) (Bollen, 1989). *Yineleme Kuralının* ilgili süreçlerinin aktarılması için Şekil 3.3' te verilen yinelemeli YEM göz önünde bulundurulduğunda; burada ki eşitlikler,

$$y_1 = \gamma_{12}x_2 + \zeta_1 \tag{3.19}$$

$$y_2 = \beta_{21}y_1 + \gamma_{22}x_2 + \zeta_2 \tag{3.20}$$

$$y_3 = \beta_{31}y_1 + \beta_{32}y_2 + \gamma_{31}x_1 + \zeta_3 \tag{3.21}$$

dir. Tüm yinelemeli modellerin özelliği, hata teriminin açıklayıcı değişkenler ile ilişkisiz olmasıdır. Bu durum, ζ ' nin \mathbf{x} ile ilişkisiz olduğu varsayıldığından dolayı, dışsal açıklayıcı değişkenler için şaşırtıcı bir durum değildir. Yukarıdaki eşitliklerin elde edildiği yinelemesiz YEM incelediğinde, $COV(x_1, \zeta_3)$, $COV(x_2, \zeta_1)$ ve $COV(x_2, \zeta_2)$ sıfırdır. Eşitlik (3.20) ele alınırsa, $COV(\zeta_2, y_1)$;

$$\begin{aligned} COV(\zeta_2, y_1) &= COV(\zeta_2, \gamma_{12}x_2 + \zeta_1) \\ &= 0 \end{aligned} \quad (3.22)$$

olur. İkinci eşitliğin iki açıklayıcı değişkeni y_1 ve x_2 , ζ_2 ' i ile ilişkisizdir. Benzer biçimde üçüncü eşitlik için $COV(\zeta_3, y_1)$ ve $COV(\zeta_3, y_2)$ sıfırdır. Herhangi bir yinelemeli modeldeki i inci eşitlik için, ζ_i eşitliklerde yer alan içsel açıklayıcı değişkenler ile ilişkisizdir.

Yukarıda gösterilen özellikler kullanıldığında, yinelemeli modellerdeki \mathbf{B} , Γ , Φ ve Ψ tanımlıdır. Eğer bir eşitlikte yer alan tüm açıklayıcı değişkenler hatalar ile ilişkisiz ise, o zaman standart regresyon eşitliğine benzer biçimde eşitlikler tanımlanmış olur (Bollen, 1989). Yinelemeli bir modelin i inci eşitliği,

$$y_i = [\beta'_i | \gamma'_i] z_i + \zeta_i \quad (3.23)$$

olur. Burada y_i bağımlı değişken, ζ_i i inci eşitlikteki hata terimidir. β'_i vektörü tüm sıfır değerlerinin kaldırıldığı ve sadece serbest parametrelerin yer aldığı \mathbf{B} ' nin i inci satırıdır; γ'_i benzer bir biçimde Γ için tanımlanır. z_i ise y_i üzerinde doğrudan etkilere sahip \mathbf{y} ve \mathbf{x} 'teki değişkenlerin alt kümesidir. Eşitlik (3.21) için bu tanımlamaların açık biçimleri yazılırsa: $z'_3 = [y_1, y_2, x_1]'$, $\beta'_3 = [\beta_{31}, \beta_{32}]$ ve $\gamma'_3 = [\gamma_{31}]$ dir. Eşitlik (3.23)' ün her iki tarafı z'_i ile çarpılıp, beklenen değeri alındığında;

$$\sigma'_{y_i z_i} = [\beta'_i | \gamma'_i] \Sigma_{z_i z_i} + \sigma'_{\zeta_i z_i} \quad (3.24)$$

elde edilir. Burada $\sigma'_{y_i z_i}$, y_i ' nin açıklayıcı değişkenleri ile y_i ' nin kovaryans satır vektörüdür. $\Sigma_{z_i z_i}$, z_i ' nin tekil olmayan kovaryans matrisi ve $\sigma'_{\zeta_i z_i}$, i inci eşitlik için açıklayıcı değişkenler ile ζ_i ' nin kovaryans vektörüdür. ζ_i , i inci eşitlik için açıklayıcı

değişkenler ile ilişkisiz olduğundan $\sigma'_{z_i z_i}$ sıfırdır. Bu terim Eşitlik (3.24)' den çıkartılıp, $[\beta'_i | \gamma'_i]$ için çözümlendiğinde,

$$[\beta'_i | \gamma'_i] = \sigma'_{y_i z_i} \Sigma^{-1}_{z_i z_i} \quad (3.25)$$

elde edilir. $\sigma'_{y_i z_i}$ ve $\Sigma^{-1}_{z_i z_i}$ gözlenen değişkenlerin kovaryansları tanımlanmıştır ve $[\beta'_i | \gamma'_i]$ tanımlı parametrelerin bir fonksiyonu olduğu için fazla tanımlanmıştır.

ψ_{ii} ' nin tanımlanmasını sağlamak için, Eşitlik (3.23)' ün her iki tarafı y'_i ile çarpılıp, beklenen değeri alındığında;

$$VAR(y_i) = [\beta'_i | \gamma'_i] \Sigma_{z_i z_i} \begin{bmatrix} \beta_i \\ \gamma_i \end{bmatrix} + \psi_{ii} \quad (3.26)$$

elde edilir. ψ_{ii} için Eşitlik (3.26)' da Eşitlik (3.25)' te elde edilen sonuç yerine konularak çözümlenirse,

$$\psi_{ii} = VAR(y_i) - \sigma'_{y_i z_i} \Sigma^{-1}_{z_i z_i} \sigma_{z_i y_i} \quad (3.27)$$

olur. ψ_{ii} tanımlanmış olan varyans ve kovaryansların bir fonksiyonudur, bu yüzden de tanımlanmış durumdadır.

Elde edilen bu sonuçlar yinelemeli modeldeki \mathbf{B} , Γ , Φ ve Ψ ' nin tanımlanması için yeterlidir. Eşitlik (3.25) i inci eşitlik için \mathbf{B} ve Γ ' daki serbest parametrelerin i inci satırının tanımlı olduğunu kanıtlamaktadır. Buna benzer ilişkiler tüm eşitlikler için geçerli olduğundan \mathbf{B} , Γ ve Ψ tanımlanmıştır. Bu bölümde ele alınan tüm modeller ilişkin olarak $\Phi = \Sigma_{xx}$ olduğu için (bakınız: Eşitlik (3.8)), tanımlanmış durumdadır. Böylece yinelemeli modeldeki tüm parametrelerin tanımlanması sağlanmış olunur.

Yineleme Kuralı model tanımlaması için yeterli bir koşuldur (Hayduk, 1987; Bollen, 1989).

3.3.4. Rank ve Mertebe Koşulları

Yineleme Kuralı ve *B Yokluk Kuralına* benzer biçimde, tanımlamanın *Rank ve Mertebe Koşulları* eşitlikteki hatalar ile tüm dışsal değişkenlerin (\mathbf{x}) ilişkisiz olduğunu varsayar. *Rank ve Mertebe Koşulları* tanımlamanın belirlenmesi için önceki kuralardan birkaç farklı yol izlemektedir. İlk olarak, $(\mathbf{I} - \mathbf{B})$ ' in tekil olmaması (rankı sütun ya da satır sayısına eşit olan kare matris) koşuluyla \mathbf{B} ' nin her hangi bir formda olduğu varsayılır. İkinci olarak, bir kerede eşitliğin tanımlanmasının yapılmasına yardım eder. Her bir eşitlik aynı koşulları yerine getirmelidir. Üçüncü farklılık ise daha zordur, Ψ ' nin herhangi bir kısıtlamaya sahip olmadığı varsayılır. Ψ ' nin hiçbir elemanı sabit bir değere göre kısıtlanmamıştır (örneğin, sıfır). Eğer bir modelin tüm eşitlikleri *Rank ve Mertebe Koşulları* yerine getiriyorsa, Ψ ' nin tüm elemanları tanımlıdır ve tahmin edilebilir. Eğer Ψ ' nin elemanlarının kesin bir biçimde kısıtlandığına dair bir bilgi varsa, bu süreç kullanılamaz (Hayduk, 1987; Bollen, 1989). Bir eşitlikteki kısıtlamanın türü sadece değişkenlerin hariç tutulması ise, o zaman “*tanımlanmanın yapılması için gerekli bir koşulun sağlanması ancak eşitliğin dışında bırakılan değişkenlerin sayısının en azından $p-1$ olduğu durumda mümkün olmaktadır*” (Bollen, 1989). *Rank ve Mertebe Koşulları* süreçlerinin eşitlikler yardımıyla gösterilmesi için aşağıda Eşitlik (3.28)' de ifade edilen bir modele ait tek bir eşitlik ele alındığında;

$$y_i = \left[\beta_i' \mid \gamma_i' \right] z_i + \zeta_i \quad (3.28)$$

bu eşitlik, Eşitlik (3.23) ile aynıdır. Burada ana farklılık z_i ' deki tüm \mathbf{y} ve \mathbf{x} ' lerin y_i ' e sahip olması beklenir. β_i' vektörü \mathbf{B} ' nin i inci satırına eşittir. γ_i' , Γ ' nin i inci satırına eşittir ve $1 \times q$ boyutludur. Eşitlik (3.28)' in her iki tarafı \mathbf{x}' ile çarpılıp, beklenen değeri alındığında;

$$\sigma'_{y_i x} = [\beta'_i | \gamma'_i] \Sigma_{z_i x} \quad (3.29)$$

elde edilir.

Eğer β'_i ve γ'_i , sadece $\sigma'_{y_i x}$ ve $\Sigma_{z_i x}$ 'deki tanımlanmış kovaryans elemanlarının fonksiyonları iseler, tanımlanmış durumdadırlar. Bu gerekli ancak yeterli bir koşul değildir. Eşitlik (3.29) tarafından ima edilen (örtük) eşitliklerin sayısı $[\beta'_i | \gamma'_i]$ 'deki serbest parametrelerin, bilinmeyenlerin sayısına en azından eşit olmak zorundadır. Eşitliklerin sayısı $\sigma'_{y_i x}$ elemanlarının sayısıdır (q). β'_i 'deki bilinmeyenlerin sayısı $(p-1)$ 'dir ve γ'_i 'daki ise q 'dur. Açık bir şekilde, $(p-1)+q$ tane bilinmeyen yer aldığı q tane eşitlik ile β'_i ve γ'_i tanımlanamaz. $(p-1)+q$ tane bilinmeyen q 'ya indirgenmesi gerekmektedir. Tanımlama için gerekli koşul, $(p-1)$ tane kısıtlamanın β'_i ve γ'_i 'nin elemanları dair olarak yapılması ile mümkün olmaktadır. Çok yaygın olan bu kısıtlama yaklaşımı, elemanların bazılarının sıfır olarak alınmasıyla sağlanmaktadır. Eğer değişkenleri dışlamak kısıtlamanın sadece tek bir türüyse, o zaman $(p-1)$ tane değişken i inci eşitliğin dışında bırakılmalıdır. Bu sürecin tamamlanmasıyla i inci eşitliğin tanımlanmasının yapılması olasılık dahilinde olacaktır. Bu *Mertebe Kuralı* olarak tanımlanmaktadır (Hayduk, 1987; Bollen, 1989). Bu koşulun çözümlene adımlarının açık bir şekilde ifade edilmesi için aşağıda verilen matris gösterimi ele alındığında;

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \beta_{12} & 0 \\ \beta_{21} & 0 & 0 \\ \beta_{31} & \beta_{32} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & 0 \\ 0 & \gamma_{22} \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \zeta_1 \\ \zeta_2 \\ \zeta_3 \end{bmatrix} \quad (3.30)$$

ve ilk eşitlik için β_{31} ve γ_{12} 'nin sıfır olarak kısıtlanmadığı varsayıldığında:

$$y_1 = \beta_{12}y_2 + \beta_{13}y_3 + \gamma_{11}x_1 + \gamma_{12}x_2 + \zeta_1 \quad (3.31)$$

olur. Bu eşitlik, Eşitlik (3.28) ile aynı biçimdedir. İçsel değişkenler ile eşitliğin her iki tarafı çarpılıp, beklenen değeri alındığında;

$$COV(y_1, x_1) = \beta_{12}COV(y_2, x_1) + \beta_{13}COV(y_3, x_1) + \gamma_{11}VAR(x_1) + \gamma_{12}COV(x_2, x_1) \quad (3.32)$$

$$COV(y_1, x_2) = \beta_{12}COV(y_2, x_2) + \beta_{13}COV(y_3, x_2) + \gamma_{12}VAR(x_2) + \gamma_{11}COV(x_1, x_2) \quad (3.33)$$

Sonuçta dört bilinmeyenli iki eşitlik elde edildiği için $(\beta_{12}, \beta_{13}, \gamma_{11}, \gamma_{12})$, açık bir biçimde bu eşitliklerden hareketle parametrelerin tek sonuçlarını elde etmek mümkün olmayacaktır. Gerçek belirlemede $\beta_{31} = 0$ ve $\gamma_{12} = 0$ ' dır ve bu belirleme ışığında ilk eşitlik için tanımlamanın gerekli koşulunun sağlandığı belirlenir. Bir modeldeki tüm eşitlikler için *Mertebe Koşulunu* kontrol etmenin yolu bir matrise karşılık gelmektedir. Bu matris **C** olarak tanımlanmakta ve $\mathbf{C} = [(\mathbf{I} - \mathbf{B})|\Gamma]$ dir. Eğer bu matrisin bir satırı $(p-1)$ tane veya daha çok sıfıra sahip ise, *Mertebe Koşulunun* sağlanmış olduğuna karar verilir (Bollen, 1989). Eşitlik (3.30)' da verilen matris gösterimi için **C** matrisi;

$$\mathbf{C} = \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{21} & 0 & -\gamma_{11} & 0 \\ -\beta_{21} & 1 & 0 & 0 & -\gamma_{22} \\ -\beta_{31} & -\beta_{32} & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (3.34)$$

dir ve **C**'nin her bir satırı $(p-1)$ veya 2 tane dışlamaya sahip olduğundan, her bir eşitlik *Mertebe Koşulunu* yerine getirmektedir. *Mertebe Koşulu*, serbest Ψ ' li yinelemesiz modeller için eksik belirlemenin ortadan kaldırıldığı kolay bir yoldur. Bu gerekli ancak yeterli bir koşul değildir ve bu durumda tanımlamanın *Mertebe Koşuluyla* yapılabileceği garanti edilemez. Eksik belirleme, aynı biçimdeki ancak eski eşitlikten farklı parametreler ile yeni bir eşitliğin üretiminin olası olduğu durumda, modeldeki diğer eşitliklerin doğrusal bir kombinasyonu olarak ortaya çıkabilir (Bollen, 1989). Bu gösterimin aktarılması için iki eşitlik aşağıda verilmiştir:

$$y_1 = \beta_{12}y_2 + \gamma_{11}x_1 + \gamma_{12}x_2 + \zeta_1 \quad (3.35)$$

$$y_2 = \beta_{21}y_1 + \gamma_{22}x_2 + \zeta_2 \quad (3.36)$$

Her iki eşitlikte yer alan x_2 'nin dışlandığı varsayımı altında ($\gamma_{12} = \gamma_{22} = 0$), \mathbf{C} matrisi;

$$\mathbf{C} = \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} & -\gamma_{11} & 0 \\ -\beta_{21} & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (3.37)$$

şeklinde elde edilir. Eşitliklerin her ikisi için Mertebeye Koşulu, her bir eşitlik 1 ($= p - 1$) tane dışlamaya sahip olduğu için sağlanmıştır. \mathbf{C} matrisinin ikinci satırı a olarak isimlendirilen a sabiti ile çarpılıp bu çarpım sonucu birinci satıra eklendiğinde:

$$\mathbf{C} = \begin{bmatrix} 1 - \beta_{21}a & -\beta_{12} + a & -\gamma_{11} & 0 \\ -\beta_{21} & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (3.38)$$

elde edilir ve ikinci işlem adımı olarak birinci satırın her bir elemanı ($1 - \beta_{21}a$) bölüldüğünde:

$$\mathbf{C}^* = \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12}^* & -\gamma_{11}^* & 0 \\ -\beta_{21} & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (3.39)$$

olur. Burada, $-\beta_{12}^* = \left(\frac{-\beta_{12} + a}{1 - \beta_{21}a} \right)$ ve $-\gamma_{11}^* = \frac{-\gamma_{11}}{(1 - a\beta_{21})}$ dir. \mathbf{C}^* 'in birinci satırında gösterilen ilk eşitlik, Eşitlik (3.38)'de ifade edilen \mathbf{C} matrisinin ilk satırında gösterildiği gibi aynı şekildedir ve aynı değişkenler dışlanmıştır. $-\beta_{12}^*$ ve $-\gamma_{11}^*$ 'nin sonsuz bir kümesi bu süreçle elde edilebilir. Benzer bir çözümleme süreci \mathbf{C} matrisinin ikinci satırını içinde gerçekleştirildiğinde;

$$\mathbf{C}^* = \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} & -\gamma_{11} & 0 \\ -\beta_{21} + a & 1 - a\beta_{12} & a - \gamma_{11} & 0 \end{bmatrix} \quad (3.40)$$

olur. C^* ' in yeni ikinci satırı C ' nin ikinci satırından farklı bir şekilde sahiptir. C^* ' in (2,3) konumu $a - \gamma_{11}$ iken, C için aynı konumun değeri sıfırdır. Buradan da görüleceği gibi yeni ikinci eşitlik ilk eşitliğin doğrusal bir kombinasyonundan üretilmemiştir. Bu durumda ikinci eşitlik tanımlıdır.

Bu işlemsel sürecin fazlasıyla karmaşık olan çoklu eşitlik sistemlerinde uygulanması oldukça zordur. *Rank Kuralı* daha az çaba harcayarak tanımlamanın gerçekleştirilmesini sağlamaktadır. *Rank Kuralı* $C = [(\mathbf{I} - \mathbf{B})|\Gamma]$ matrisi ile başlar (Bollen, 1989). i inci eşitlik için tanımlamanın kontrol edilmesi için C matrisinin i inci satırında sıfır olmayan tüm sütunları silinir. Silme işleminden sonra geriye kalan elemanları ile oluşan yeni matris C_i olarak adlandırılır. C_i ' nin rankı $(p-1)$ ' e eşit olduğunda, i inci eşitliğin tanımlanması için gerekli ve yeterli koşul sağlanmış olunur. Bu işlem süreci *Rank Koşulu* olarak tanımlanmaktadır (Hayduk, 1987; Bollen, 1989). Eşitlik (3.35) ve (3.36)' da verilen iki eşitlikten hareketle Eşitlik (3.38)' deki C matrisi daha önce elde edilmişti. İlk eşitlik için tanımlama araştırıldığında, sadece ilk satırdaki dördüncü sütunun sıfıra sahip olduğu görülmektedir. *Rank Koşulu* işlem sürecine göre ilk eşitlik için ilk üç sütun silinir ve C_1 :

$$C_1 = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (3.42)$$

elde edilir. Bir matrisin veya vektörün rankı bağımsız satır ve sütunlarının sayısıdır. C_1 vektörünün rankı sıfırdır, birden daha az bir rank ile ilk eşitlik tanımsız durumdadır. Eşitlik (3.38)' deki C matrisinin ikinci eşitliği için;

$$C_2 = \begin{bmatrix} -\gamma_{11} & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (3.42)$$

olur. C_2 vektörünün rankı birdir, ikinci eşitlik tanımlanmıştır.

Mertebe ve Rank Koşulları eşitliklerin tanımlama durumlarını belirler. Eğer her bir eşitlik rank kuralını karşılıyorsa, o zaman model bir bütün olarak tanımlanmıştır. Bu her iki koşulunda avantajı \mathbf{B} matrisi için özel bir biçime ihtiyaç duymamalarıdır (Bollen, 1989).

Çizelge 3.1' de yukarıda aktarılan tanımlama kuralları özetlenmiş bir şekilde gösterilmiştir.

Çizelge 3.1. Ölçme hatalarının olmadığı varsayımı altında gözlenen değişkenli yapısal eşitlikler için tanımlama kuralları

Tanımlama Kuralı	Değerlendirme	Koşullar	Gerekli Koşul	Yeterli Koşul
<i>t - Kuralı</i>	Model	$t \leq \frac{1}{2}(p+q)(p+q+1)$	Evet	Hayır
<i>B Kuralı</i>	Model	$\mathbf{B} = 0$	Hayır	Evet
<i>Yineleme Kuralı</i>	Model	\mathbf{B} Üçgensel Ψ Diyagonal	Hayır	Evet
<i>Rank Koşulu</i>	Eşitlik	$rank(C_i) = p - 1$ Ψ Serbest	Evet ^a	Hayır
<i>Mertebe Koşulu</i>	Eşitlik	Kısıtlamalar $\geq p - 1$ Ψ Serbest	Evet ^a	Evet ^a

^a Rank ve Mertebe Koşullarının belirlenmesinde, Ψ 'deki tüm elemanların serbest olduğu varsayılır.

3.4. Gözlenen Değişkenlerle Yapısal Eşitlik Modellerinin Tahmini

YEM' de, modele ilişkin tahmini kovaryans matrisi gözlenen kovaryans matrisine eşit olduğu durumda bir modelin gözlenen veriye uyumlu olduğu belirtilir. Bir model belirlenmiş ve gözlenen kovaryans matrisi verilmiş ise, parametre tahminleri için uygun bir metot seçilebilir. Farklı tahmin metotları farklı dağılımsal varsayımlara sahiptir. Bir tahmin süreci kabul edilebilir bir çözüme yakınsadığında, modelin

uyumunun değerlendirilmesi gerekmektedir. Model uyumu kavramı YEM' in örneklem verisine uygunluğunun derecesini tanımlar. Tahmin süreci için genel bir yaklaşım; model tanımlanmış olduğunda ve iteratif tahmin süreci belli bir duruma yakınsadığında, tüm parametre tahminleri uygun değerlerin aralığı içindedir. Bu süreçte, parametre tahminlerinin standart hataları kabul edilebilir bir büyüklüğe sahiptir. Ayrıca standartlaştırılmış hatalar, kötü uyumun işareti olarak hata matrisindeki kalıplar için kontrol edilmelidir (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). Standartlaştırılmış hatalar gözlenen ve modele ilişkin tahmin edilen kovaryans matrisi arasındaki fark olarak tanımlanmaktadır.

Tahmin süreçleri, yapısal parametreler için gözlenen değişkenlerin kovaryans matrisinin ilişkilerinden türetilir. Daha önce verilen Eşitlik (3.8)' de $\Sigma(\boldsymbol{\theta})$ tanımlanmıştı. Eğer yapısal eşitlik modeli belirlenmiş ve ana kütle parametreleri biliniyorsa, o zaman Σ , $\Sigma(\boldsymbol{\theta})$ ' ya eşit olacaktır. Aşağıda verilen basit yapısal eşitlik göz önünde bulundurulduğunda;

$$y_1 = x_1 + \zeta_1 \quad (3.43)$$

ve Eşitlik (3.43)' te $\gamma_{11} = 1$ kabul edildiğinde, y_1 ve x_1 için ana kütle kovaryans matrisi;

$$\Sigma = \begin{bmatrix} VAR(y_1) & COV(y_1, x_1) \\ COV(x_1, y_1) & VAR(x_1) \end{bmatrix} \quad (3.44)$$

elde edilir. Yapısal parametrelere göre Σ matrisi;

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \phi_{11} + \psi_{11} & \phi_{11} \\ \phi_{11} & \phi_{11} \end{bmatrix} \quad (3.45)$$

olur. Modelin doğru olarak tanımlandığı ve parametrelerinin bilindiği varsayıldığında, Eşitlik (3.44)' deki her bir eleman, Eşitlik (3.45)' deki her bir elemana eşit olmalıdır.

ϕ_{11} parametresi fazla tanımlanmıştır, çünkü ϕ_{11} , $VAR(x_1)$ ve $COV(x_1, y_1)$ ' ye eşittir. Uygulamada, ana kütle kovaryansları ve varyansları veya parametreleri bilinmez. Bilinmeyen parametrelerin tahminleri, kovaryans matrisinin örnekleme tahminleri temellidir. y_1 ve x_1 için örneklem kovaryans matrisi, \mathbf{S} ;

$$\mathbf{S} = \begin{bmatrix} \text{var}(y_1) & \text{cov}(y_1, x_1) \\ \text{cov}(x_1, y_1) & \text{var}(x_1) \end{bmatrix} \quad (3.46)$$

dir. ϕ_{11} ve ψ_{11} için değerler seçildiğinde ($\hat{\phi}_{11}$ ve $\hat{\psi}_{11}$), modele ilişkin tahmini kovaryans matrisi $\hat{\Sigma}$, $\hat{\phi}_{11}$ ve $\hat{\psi}_{11}$ Eşitlik (3.45)' te yerine yazılırsa;

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} \hat{\phi}_{11} + \hat{\psi}_{11} & \hat{\phi}_{11} \\ \hat{\phi}_{11} & \hat{\phi}_{11} \end{bmatrix} \quad (3.47)$$

elde edilir ve $\hat{\Sigma} = \Sigma(\hat{\theta})$ şeklinde yazılır.

Yukarıda verilen açıklamalardan da anlaşılacağı gibi, tahmin edilebilirlik konusu YEM' de tanımlama problemi olarak adlandırılmaktadır. Tanımlama ve tahmin başlıkları sentezlenerek aşağıda yapılan açıklamaların ışığında değerlendirilmelidir.

YEM' de bir θ parametresi tanımlı olduğu zaman tahmin edilebilir. Eğer θ tek olarak tahmin ediliyorsa, modelin tam (kesin) olarak tanımlandığı veya doyduğu söylenir. Tanımlama kovaryans yapılarının analiz edilmesinde oldukça önemlidir. Bollen (1989), genel belirleme tanımlarını aşağıda sıralandığı şekilde ifade etmektedir;

Tanım 1. Eğer θ ' da bilinmeyen bir parametre, Σ ' nın bir veya daha çok elemanının bir fonksiyonu gibi yazılabilirse, o zaman θ ' daki parametreler tanımlanmıştır. θ ' da yer alan bilinmeyen parametrelerin tamamı tanımlı ise modelde tanımlıdır.

Tanım 2. Bir θ parametresi bir θ_1 noktasında lokal veya tek olarak tanımlanmıştır. Lokal (kısmi belirleme) tanımlama kavramı, sadece tanımlanmış bir modelin ortaya çıkarılması için kullanılabilir ve aynı zamanda bir modelin tanımlı olup olmadığını belirlemek için yeterli koşul değildir. Açık bir şekilde, eğer θ_1 ve θ_2 vektörlerinin bir çifti $\Sigma(\theta_1) = \Sigma(\theta_2)$ ve $\theta_1 \neq \theta_2$ gibi var olursa, o zaman θ parametresi tanımlanmamıştır. Bollen ve Jöreskog (1985), model belirsizliğinin ayrıntılı tanımlama anlamına gelmeyeceğini ve çeşitli örneklerle sağlanamayacağını belirtmişlerdir.

YEM' de modelleme süreci; kovaryans yapısı ile belirlenmiş gizil ve gözlenen değişkenlerin ilişkilerinin, path diyagramında kullanılan modelin belirlenmesiyle başlar. Bunu takip eden model belirleme süreci, modelin tanımlı olup olmadığını kararlaştırılmasıdır. Bu süreç oldukça zordur, model tanımlaması için gerekli koşul olmaksızın bu süreç geliştirilemez (Timm, 2002). Verilen tanımlanmış bir modelde öncelikle YEM için $\Sigma(\theta)$ ' deki model parametreleri tahmin edilmelidir. $\Sigma(\theta)$ ' deki model parametreleri tahmin etmek için, $\Sigma(\theta)$ ' nin örneklem tahmini S ' nin elde edilmesi ve $F(S, \Sigma(\theta)) \geq 0$ sürekli fonksiyonunun skalar hatasını verecek uyum fonksiyonu seçilmelidir. $\theta = \hat{\theta}$ ' daki minimize edilmiş uyum fonksiyonu, $\hat{\Sigma}$ ' e göre S ' nin uyumunun yakınlığının bir ölçüsü olan $F(S, \hat{\Sigma})$ gibi gösterilen $\Sigma(\hat{\theta}) = \hat{\Sigma}$ deki uyum fonksiyonunun değeridir. $S = \hat{\Sigma}$ için, uyum fonksiyonu sıfır olarak tanımlanır. Bu nedenle $S - \hat{\Sigma}$ yaklaşık olarak sıfır olmalıdır. YEM' de genel olarak kullanılan tahmin metotları; En Çok Olabilirlik (EO), Ağırlıklandırılmamış En Küçük Kareler (EKK), Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK) ve Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler (AEKK) metotlarıdır. Regresyon ve ekonometrik süreçler ile benzer biçimde, gözlenen değişkenli YEM' ler için diğer tahmin ediciler aynıdır. Olağan En Küçük Karelerin (OEKK) yinelemeli modeller için kullanılması uygundur. Yinelemesiz modeller için, İki Aşamalı En Küçük Kareler (2EKK) çok yaygın biçimde kullanılan bir tahmin sürecidir. Üç Aşamalı En Küçük Kareler (3EKK) ve Tam Bilgili En Çok Olabilirlik (TBEO) süreçleri de kullanılmaktadır (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Johnson

ve Wichern, 1998; Hair et al., 1998; Golob, 2003; Loehlin, 2004; Kline, 2005 Raykov ve Marcoulides, 2006).

3.4.1. En Çok Olabilirlik Metodu

Genel YEM' ler için en yaygın olarak kullanılan uyum fonksiyonu EO fonksiyonudur. EO metodu θ parametresi tahmin edilirken, EO fonksiyonunun en büyüklenmesi durumudur. EO metodu kullanılırken, modelde yer alan değişkenlerin gözlem değerlerinin çok değişkenli normal dağılım gösterdiği varsayılır. YEM' de modele ilişkin varyans-kovaryans matrisi tanımlı hale geldikten sonra, EO fonksiyonu içindeki yerini alarak modele ilişkin parametrelerin tahmin sürecinde kullanılmaktadır. Modelle ilişkili olarak elde edilen kovaryans matrisinin ana kütle parametrelerinden sapma düzeyi, parametrelerin tahminlenmesinde kullanılan yöntemle göre hesaplanan bir uyum fonksiyonu ile belirlenmektedir. Bu metod, modele ilişkin tahmini kovaryans matrisi $\Sigma(\theta)$ ' nin geçerliliği için bir ana kütle hareketle gözlenen kovaryans matrisi S ' nin L olabilirliğini en büyükleyen θ parametreleri için ilgili tahminleri elde etmektedir (Bollen, 1989; Hayduk, 1987; Johnson and Wichern, 1998; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). $\log L$ ' nin en büyüklenmesi için, *log - olabilirlik* (benzerlik) fonksiyonu;

$$\log L = -\frac{1}{2}(N-1) \left\{ \log |\Sigma(\theta)| + tr \left[S \Sigma(\theta)^{-1} \right] \right\} + c \quad (3.48)$$

burada, \log , doğal logaritma, L olabilirlik fonksiyonu, N örneklem büyüklüğü, θ parametre vektörü, $\Sigma(\theta)$ modele ilişkin tahmini kovaryans matrisi ve c Wishart dağılımının terimlerini içeren bir sabittir.

F_{EO} , tahmin sonuçlarını değerlendirmede kullanılan uyum fonksiyonunun değeridir (Hayduk, 1987; Bollen, 1989). F_{EO} eşitlik (3.49)' da tanımlandığı gibidir:

$$F_{EO} = \log|\Sigma(\theta)| + tr(\mathbf{S}\Sigma^{-1}(\theta)) - \log|\mathbf{S}| - (p+q) \quad (3.49)$$

Genellikle $\Sigma(\theta)$ ve \mathbf{S} ' nin pozitif tanımlı olduğu varsayılmaktadır. $\hat{\Sigma} = \mathbf{S}$ olduğunda, F_{EO} değeri sıfırdır. Ek 1 ve 2' de Eşitlik (3.49)' un \mathbf{x} ve \mathbf{y} ' nin çok değişkenli normal dağılıma veya \mathbf{S} ' nin Wishart dağılımına sahip olduğu durumda elde edilişi gösterilmiştir. Eşitlik (3.49)' da $\Sigma(\theta)$ için $\hat{\Sigma}$ ve $\hat{\Sigma} = \mathbf{S}$ yazılırsa, bu durumda,

$$F_{EO} = \log|\mathbf{S}| + tr(\mathbf{I}) - \log|\mathbf{S}| - (p+q) \quad (3.50)$$

olur, burada $tr(\mathbf{I}) = p+q$, F_{EO} sıfırdır. Bu fonksiyonun çözümlene süreçlerini göstermek için $y_1 = x_1 + \zeta_1$ yapısal eşitliği ve daha önce verilmiş olan Eşitlik (3.46) ve (3.47) ele alınır;

$$F_{EO} = \log(\hat{\psi}_{11}\hat{\phi}_{11}) + \hat{\psi}_{11}^{-1} (\text{var}(y_1) - 2\text{cov}(y_1, x_1) + \text{var}(x_1)) + \hat{\phi}_{11}^{-1} \text{var}(x_1) - \log[\text{var}(y_1)\text{var}(x_1) - (\text{cov}(y_1, x_1))^2] - 2 \quad (3.51)$$

F_{EO} ' nun en küçüklenmesi için, $\hat{\phi}_{11}$ ve $\hat{\psi}_{11}$ ' e göre F_{EO} ' nun kısmi türevleri sıfıra eşitlenir;

$$\frac{\partial F_{EO}}{\partial \hat{\phi}_{11}} = \hat{\phi}_{11}^{-1} - \hat{\phi}_{11}^{-2} \text{var}(x_1) \quad (3.52)$$

$$\frac{\partial F_{EO}}{\partial \hat{\psi}_{11}} = \hat{\psi}_{11}^{-1} - \hat{\psi}_{11}^{-2} (\text{var}(y_1) - 2\text{cov}(y_1 - x_1) + \text{var}(x_1)) \quad (3.53)$$

$$\hat{\phi}_{11} = \text{var}(x_1) \quad (3.54)$$

$$\hat{\psi}_{11} = \text{var}(y_1) - 2\text{cov}(y_1 - x_1) + \text{var}(x_1) \quad (3.55)$$

F_{EO} ' yu en küçükleyen bu değerler için yeterli koşul $\hat{\phi}_{11}$ ve $\hat{\psi}_{11}$ ' e göre uygunluk fonksiyonunun ikinci kısmi türevlerinin pozitif tanımlı olmasıdır, matris formunda elde edilen sonuçlar:

$$\begin{bmatrix} -\hat{\phi}_{11}^{-2} + 2\hat{\phi}_{11}^{-3} \text{var}(x_1) & 0 \\ 0 & -\hat{\psi}_{11}^{-2} + 2\hat{\psi}_{11}^{-3} (\text{var}(y_1) - 2\text{cov}(y_1, x_1) + \text{var}(x_1)) \end{bmatrix} \quad (3.56)$$

dir. Eşitlik (3.54) ve (3.55)' deki değerlere göre $\hat{\phi}_{11}$ ve $\hat{\psi}_{11}$ ayarlamalar yapıldığında $\hat{\phi}_{11}$ ve $\hat{\psi}_{11}$ ' nin pozitif değerleri için Eşitlik (3.56)' nın pozitif tanımlı olduğuna karar verilir.

Yapısal parametreler için kesin sonuçlar en küçüklenen F_{EO} ile elde edilir. Genellikle, F_{EO} yapısal parametrelerin çok karmaşık doğrusal olmayan bir fonksiyonudur, kesin sonuçlar her zaman bulunamaz. Bunun yerine nümerik iteratif bir sürecin bulunması gereklidir.

EO kestiricileri modeldeki değişkenlerin çok değişkenli normal dağılımdan geldiğini varsayar. Ayrıca $\Sigma(\theta)$ ve S' nin pozitif tanımlı olduğu varsayılır. Bu matrisler tekil olmayandır. Bir matrisin tersi elde edilebiliyorsa ve bu matrisin determinantı sıfırdan farklı ise matrisin rankının tam olduğu yani tekil olmadığı belirtilir. EO kestiricileri bir kaç önemli özelliğe daha sahiptir. Eğer gözlenen veri çok değişkenli normal dağılımdan gelmiş, model doğru olarak belirlenmiş ve örneklem yeterince büyük ise, EO parametre tahminlerinin ve standart hatalarının; asimptotik olarak yansız, tutarlı ve etkin olmasını sağlar (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003; Raykov and Marcoulides, 2006). Ayrıca bir kestiricinin dağılımı örneklem büyüklüğünün artmasıyla normal dağılıma yakınsar. Bu yakınsama süreci sonucunda tahmin edilen parametrelerin standart hataları, büyük örneklemelerde z -dağılımına yakınsamaktadır (Bollen, 1989).

EO ' nun önemli bir avantajı fazla tanımlanmış modeller için tüm modelin değerlendirilmesine dair biçimsel (formal) bir istatistiksel testin kullanılmasına olanak sağlamasıdır. $(N-1)F_{EO}$ ' nun asimptotik dağılımı $s-t$ serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımıdır, burada s , S 'deki artıksız elemanların sayısı ve t serbest parametrelerin sayısıdır. EO ' in diğer bir avantajı, EO ile yapılan tahminler genelde ölçekten bağımsız ve değişmez ölçektir. Uyum fonksiyonunun değerleri, kovaryans veya korelasyon matrislerinin analiz edilip edilmediğine veya orijinal yada dönüştürülmüş verilerin kullanılıp kullanılmadığına bağımlı değildir (Timm, 2002; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003; Grace, 2006).

EO tahmininin önemli bir kısıtı, çok değişkenli güçlü bir normallik varsayımına dayanmasıdır. Dağılıma ilişkin varsayımların ihlal edildiği durumlarda, kaçınılmaz olarak ciddi yanlış sonuçların ortaya çıkmasına neden olur. Ancak yinede EO normallik varsayımının bozulduğu durumlarda oldukça robusttur (sağlam) (West, et al., 1995; Chou and Bentler, 1995; Curan, et al., 1996; Boomsma and Hoogland, 2001; Muthén and Muthén, 2002; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). Normal olmayan durumlarda yapılan benzetim çalışmaları, EO parametre tahminlerinin tutarlı ancak etkin olmadığını göstermiştir. Model uyumunun bir ölçüsü olarak χ^2 kullanıldığında, modelin reddedilmesinde I. tip hata oranının artmasına neden olmaktadır (West, et al., 1995; Curan, et al., 1996; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). Küçük örneklem baz alındığında EO tahminleri için *Bootstrap metodu** bir alternatif olabilmektedir (Shiple, 2004).

Normal olmayan durumlarda ilgili hesaplamaları yapabilmek için “*ayarlanmış EO kestiricileri*” geliştirilmiştir. Satorra – Bentler’ in ölçeklenmiş χ^2 ’ si gözlenen değişkenlerin dağılımına bakılmaksızın, örneklemin dördüncü dereceden momenti, tahmin metodu ve model temel alınarak hesaplanır (Hu and Bentler, 1999; Schermelleh-

* Herhangi büyüklükte bir veri setinde gözlemlerin rassal olarak yer değiştirilmesi ile yeniden örneklenecek çeşitli miktarda ve büyüklükte veri setleri oluşturulabilmektedir. Böylece, mevcut veri setinden mümkün olduğunca fazla miktarda bilgi alınabilmektedir.

Engel and Moosbrugger, 2003). Benzetim çalışmaları sonucunda; Satorra – Bentler ölçeklenmiş χ^2 istatistiği temelinde hesaplanan *EO* kestiricilerinin, EKK kestiricileri ile karşılaştırılmasında görece olarak daha iyi istatistiksel özelliklere sahip oldukları belirlenmiştir (Boomsma and Hoogland, 2001, Yang-Wallentin and Jöreskog, 2001). Gözlenen değişkenlerin dağılımının aşırı derecede normal olmadığında, robust standart hatalar en az yanlı olan standart hataları vermektedir (Chou and Bentler, 1995). Normal olmayan koşullar altında Robust En Çok Olabilirlik (REO) kestiricisi en az $N \geq 400$ olacak bir örneklem büyüklüğüne ihtiyaç duyar (Boomsma ve Hoogland, 2001). *EO* metodu, örneklemden elde edilen gözlem değerlerinin normal dağılım göstermesi halinde, diğer metotlara göre ana kütle parametrelerini en iyi temsil eden sonuçları vermektedir.

3.4.2. Ağırlıklandırılmamış En Küçük Kareler Metodu

En küçüklenecek uyum fonksiyonu (Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003; Bollen, 1989);

$$F_{EKK} = \left(\frac{1}{2}\right) tr \left\{ \left[\mathbf{S} - \Sigma(\boldsymbol{\theta}) \right] \right\}^2 \quad (3.57)$$

dir. Burada, \mathbf{S} gözlenen kovaryans matrisi, $\Sigma(\boldsymbol{\theta})$ modele ilişkin tahmini kovaryans matrisi ve $\boldsymbol{\theta}$ parametrelerin $(t \times 1)$ boyutlu vektörüdür.

F_{EKK} , artık matrisi $\mathbf{S} - \Sigma(\boldsymbol{\theta})$ 'deki her bir elemanın kareleri toplamının bir buçuk katıdır. Olağan En Küçük Karelere (OEKK) benzerliği çok açıktır. OEKK' da artıkların kareleri toplamı en küçüklenmektedir. Hata, model tarafından elde edilmiş bir tahmin ve gözlenen bağımlı değişken arasındaki uyumsuzluktur. F_{EKK} ile artık matrisindeki her bir elemanın kareleri toplamı en küçüklenir (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Jöreskog and Sörbom, 1996; Gujarati, 2001; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). Bu fonksiyonun çözümlene süreçlerini göstermek için

$y_1 = x_1 + \zeta_1$ yapısal eşitliği ve daha önce verilmiş olan Eşitlik (3.46) ve (3.47)' den hareketle;

$$F_{EKK} = \frac{1}{2} \left(\left(\text{var}(y_1) - \hat{\phi}_{11} - \hat{\psi}_{11} - 1 \right)^2 + 2 \left(\text{cov}(y_1, x_1) - \hat{\phi}_{11} \right)^2 + \left(\text{var}(x_1) - \hat{\phi}_{11} \right)^2 \right) \quad (3.58)$$

biçiminde yazılır. F_{EKK} ' nın en küçüklenmesi için, $\hat{\phi}_{11}$ ve $\hat{\psi}_{11}$ ' e göre F_{EKK} ' nın kısmi türevleri alınır ve sıfıra eşitlenir;

$$\frac{\partial F_{EKK}}{\partial \hat{\phi}_{11}} = -\text{var}(y_1) - 2 \text{cov}(y_1, x_1) - \text{var}(x_1) + 4\hat{\phi}_{11} + \hat{\psi}_{11} \quad (3.59)$$

$$\frac{\partial F_{EKK}}{\partial \hat{\psi}_{11}} = -\text{var}(y_1) + \hat{\psi}_{11} + \hat{\phi}_{11} \quad (3.60)$$

$$\text{var}(y_1) + 2 \text{cov}(y_1, x_1) + \text{var}(x_1) = 4\hat{\phi}_{11} + \hat{\psi}_{11} \quad (3.61)$$

$$\text{var}(y_1) = \hat{\psi}_{11} + \hat{\phi}_{11} \quad (3.62)$$

Eşitlik (3.62)' de elde edilen $\text{var}(y_1)$ değeri Eşitlik (3.61)' de yerine konulduğunda;

$$\begin{aligned} \hat{\psi}_{11} + \hat{\phi}_{11} + 2 \text{cov}(y_1, x_1) + \text{var}(x_1) &= 4\hat{\phi}_{11} + \hat{\psi}_{11} \\ \hat{\phi}_{11} &= \frac{2 \text{cov}(y_1, x_1) + \text{var}(x_1)}{3} \end{aligned} \quad (3.63)$$

ve Eşitlik (3.63)' te gösterilen $\hat{\phi}_{11}$, Eşitlik (2.58)' de yerine konulursa;

$$\text{var}(y_1) = \hat{\psi}_{11} + \frac{2 \text{cov}(y_1, x_1) + \text{var}(x_1)}{3}$$

$$\hat{\psi}_{11} = \text{var}(y_1) - \frac{\text{var}(x_1) + 2 \text{cov}(y_1, x_1)}{3} \quad (3.64)$$

elde edilir. $\hat{\phi}_{11}$ ve $\hat{\psi}_{11}$ ' e göre uygunluk fonksiyonunun ikinci kısmi türevlerinin alınması ile matris formunda pozitif tanımlı olmalıdır.

θ ' nın tanımlanmış olması, EKK, EO ve GEKK ile karşılaştırıldığında; gözlenen değişkenlerin sahip olduğu özel bir dağılıma ilişkin varsayımlara bakmaksızın tutarlı bir kestiricisinin elde edilmesini sağlar (Bollen, 1989). EKK' nın dezavantajı ise θ için asimptotik olarak daha etkin tahminler sağlamamasıdır. Tahminleri ne ölçekten bağımsız ne de değişmez ölçeklidir. F_{EKK} ' nın değerleri, kovaryans matrisleri yerine korelasyon matrisi analiz edildiğinde farklılık göstermektedir (Bollen, 1989).

3.4.3. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Metodu

EKK' nın odağı gözlenen ve tahmin edilen kovaryanslar iken, OEKK tek tek gözlemler için tahmin edilen ve gözlenen y ' leri ele almaktadır. EKK' nın bir problemi, artıkların tüm elemanlarının diğer elemanlar ile aynı varyanslara ve kovaryanslara sahipmiş gibi ağırlıklandırılmasıdır. Bu durum, bir regresyon eşitliğinden hareketle artıklar değişen varyanslı veya otokorelasyonlu olduğunda OEKK' nın yanlış uygulamalarına benzemektedir. Regresyon analizinde çözüm GEKK' nın kullanılmasıdır. GEKK, diğer elemanlar ile onların varyans ve kovaryanslarına göre artıklar matrisinin elemanlarını ağırlıklandırır. F_{GEKK} aşağıdaki gibidir (Bollen, 1989);

$$F_{GEKK} = \left(\frac{1}{2}\right) tr \left\{ [\mathbf{S} - \Sigma(\boldsymbol{\theta})] \mathbf{W}^{-1} \right\}^2 \quad (3.65)$$

burada, tr matrisin izi, \mathbf{S} gözlenen kovaryans matrisi, $\Sigma(\boldsymbol{\theta})$ modele ilişkin tahmini kovaryans matrisi, $\boldsymbol{\theta}$ parametrelerin $(t \times 1)$ boyutlu vektörü ve \mathbf{W}^{-1} artıkların bir $p \times p$ boyutlu ağırlık matrisidir.

Ağırlık matrisi \mathbf{W}^{-1} ya rassal bir matristir ya da sabitlerin pozitif tanımlı bir matrisidir. F_{EKK} , F_{GEKK} 'nin özel bir durumudur, burada $\mathbf{W}^{-1} = \mathbf{I}$ dir. F_{EO} ve F_{EKK} gibi F_{GEKK} 'dan elde edilen $\hat{\boldsymbol{\theta}}$, $\boldsymbol{\theta}$ 'nin tutarlı bir tahmin edicisidir. $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ 'nin asimptotik dağılımı, bilinen bir asimptotik kovaryans matrisi ile çok değişkenli normaldir. \mathbf{S} 'nin elemanları hakkında yapılan iki varsayım, doğru bir biçimde ağırlıklandırılmış \mathbf{W}^{-1} matrisinin seçilmesi için basit bir koşulun ve GEKK $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ için optimal özelliklerin belirlenmesini sağlamaktadır. Bu varsayımlar: (1) $E(s_{ij}) = \sigma_{ij}$ ve (2) \mathbf{S} 'nin elemanlarının asimptotik dağılımı, $N^{-1}(\sigma_{ig}\sigma_{jh} + \sigma_{ih}\sigma_{jg})$ 'ye eşit olan s_{ij} ve s_{gh} asimptotik kovaryansları ve σ_{ij} 'nin ortalamaları ile çok değişkenli normal olduğudur. Burada anahtar varsayım $ACOV(s_{ij}, s_{gh}) = N^{-1}(\sigma_{ig}\sigma_{jh} + \sigma_{ih}\sigma_{jg})$ dir. Eğer \mathbf{x} ve \mathbf{y} çok değişkenli normal dağılmışlar ise bu varsayım yeterlidir. Yukarıda verilen iki varsayımda sağlanıyor ise $\mathbf{W}^{-1} \xrightarrow{p} \lim \mathbf{W}^{-1} = c\boldsymbol{\Sigma}^{-1}$ olacak şekilde seçilmelidir. GEKK tahmin edicisi asimptotik çok değişkenli normal dağılıma sahiptir ve asimptotik olarak etkindir. F_{GEKK} 'dan elde edilen $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ 'nin asimptotik kovaryans matrisi, $\xrightarrow{p} \lim \mathbf{W}^{-1} \neq c\boldsymbol{\Sigma}^{-1}$ 'in gerçek olduğu durumdan daha basit biçimde elde edilir. $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ 'nin asimptotik kovaryans matrisi, bilgi matrisinin beklenen değerinin tersinin $(2/(N-1))$ ile çarpımıdır: $(2/(N-1)) [E\partial^2 F_{GEKK} / \partial \boldsymbol{\theta} \partial \boldsymbol{\theta}']^{-1}$ (Jöreskog, 1981; Bollen, 1989, Hayduk, 1987).

GEKK ağırlık matrisi olarak örneklem kovaryans matrisini kullanır ve $\mathbf{W}^{-1} = \mathbf{S}^{-1}$:

$$\begin{aligned} F_{GEKK} &= \left(\frac{1}{2}\right) tr \left\{ [\mathbf{S} - \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})] \mathbf{S}^{-1} \right\}^2 \\ &= \left(\frac{1}{2}\right) tr \left\{ [\mathbf{I} - \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta}) \mathbf{S}^{-1}]^2 \right\} \end{aligned} \quad (3.66)$$

burada, tr , matrisin izi, S , gözlenen kovaryans matrisi, $\Sigma(\theta)$, modele ilişkin tahmini kovaryans matrisi, θ , parametrelerin $(t \times 1)$ boyutlu vektörüdür.

F_{GEKK} , F_{EO} gibi ölçekten bağımsız ve değişmez ölçeklidir. F_{GEKK} 'nin ek bir yararı; model doğru olduğunda asimptotik bir ki-kare dağılımına sahip sonuç tahminlerinin $(N-1)F_{GEKK}$ ile değerlendirilmesine imkân sağlamasıdır. Burada serbestlik derecesi $(1/2)(p+q)(p+q-1)$ dir. GEKK sıklıkla kullanılan ve asimptotik olarak F_{EO} 'ya eşit bir tahmin metodudur (Bollen, 1989). GEKK, EO ile aynı varsayımları temel alır ve aynı koşullar altında uygulanır. Ancak EO küçük örneklerde tercih edilse de, GEKK küçük örneklerde daha az performans göstermektedir. Büyük örneklerde $(N-1)F_{GEKK}$, bir ki-kare rassal değişkenine yakınsar. Eğer model geçerli ise, $(N-1)F_{GEKK}$ ve $(N-1)F_{EO}$ büyük örneklerde asimptotik olarak eşittirler (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Jöreskog and Sörbom, 1996; Gujarati, 2001; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003).

3.4.4. Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler Metodu

Eğer çalışılan veri sürekli ancak normal dağılımdan gelmiyorsa bu durumda önerilen tahmin metodu “Asimptotik Olarak Dağılımdan Bağımsız - ADB” metottur (Bollen, 1989; Yum-Lee, 2007). Her ne kadar yapılan simülasyon çalışmaları EO tahmininin normal olmayan durumlarda ADB’den daha iyi bir performans gösterdiğini önerse de ADB tercih edilmelidir (Hu, et al., 1992; Boomsma and Hoogland, 2001; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). ADB metodu, LISREL’de AEKK, EQS’te ise “Keyfi Dağılımın Genelleştirilmiş En Küçük Kareler” metodu adıyla kullanılmaktadır. EO’nun tersine, ADB’de verinin analiz edilmesinde ham veriye ihtiyaç duyulur (Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). Bu metod, değişkenlerin bir kısmı ordinal ve diğerleri sürekliyse, sürekli değişkenlerin dağılımı normal dağılımdan sapmalar gösteriyorsa ve model iki düzeyli değişkenleri içeriyorsa

kullanılabilmektedir (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Jöreskog and Sörbom, 1996; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003).

AEKK' y1 en küçükleyen uyum fonksiyonu;

$$F_{AAEKK} = [s - \sigma(\theta)]' \mathbf{W}^{-1} [s - \sigma(\theta)] \quad (3.67)$$

burada, s gözlenen kovaryans matrisindeki artıksız elemanların vektörü, $\sigma(\theta)$, modele ilişkin tahmini kovaryans matrisindeki artıksız elemanların vektörü, θ parametrelerin $(t \times 1)$ boyutlu vektörü ve \mathbf{W}^{-1} gözlenen değişkenlerin sayısı (p) ve $k = p(p+1)/2$ ile bir $(k \times k)$ boyutlu pozitif tanımlı ağırlık matrisidir.

\mathbf{W} matrisi örneklem varyans ve kovaryanslarının (veya korelasyonlarının) analiz edildiği, asimptotik kovaryans matrisinin tutarlı bir tahminidir (Browne, 1984; Kaplan, 2000; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). \mathbf{W}^{-1} ' in elemanları genellikle bir \mathbf{W} matrisinin tersinden hareketle elde edilir. \mathbf{W} matrisinin tipik bir elemanı w_{ijgh} , s_{ij} ile s_{gh} ' nin asimptotik kovaryansının tutarlı bir tahminine orantılıdır;

$$w_{ijgh} = (N-1) a \text{cov}(s_{ij}, s_{gh}) = \sigma_{ig} \sigma_{jh} + \sigma_{ih} \sigma_{jg} + \frac{N-1}{N} \kappa_{ijgh} \quad (3.68)$$

burada, κ_{ijgh} , ağırlıklı dördüncü moment (çok değişkenli basıklık ölçüsüdür), s_{ij} ve s_{gh} örneklem kovaryansları, ve σ_{ig} , σ_{jh} , σ_{ih} ve σ_{jg} sırasıyla; X_g ile X_i , X_h ile X_j , X_h ile X_i ve X_j ile X_g ' nin ana kütle kovaryanslarıdır.

AEKK metodu çeşitli avantajlara sahip olmakla birlikte bazı dezavantajlara da sahiptir (Bollen, 1989). Ana avantajlarından biri değişkenlerin dağılımı hakkında minimum varsayımlara ihtiyaç duymasıdır. Normal olmayan veri ile yapılan simülasyon çalışmaları AEKK test istatistiğinin dağılımsal karakteristiklerden göreceli

olarak etkilenmediğini göstermiştir (Bollen, 1989; West, et al., 1995; Hoogland and Boomsma, 1998; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). AEKK' nın diğer bir avantajı, eğer karşılaştırılan \mathbf{W} matrisi r_{ij} ve r_{gh} korelasyonlarının kovaryanslarını kapsarsa, çözümlenen korelasyon matrisleri yoluyla AEKK kullanılabilir. Bu matris s_{ij} ve s_{gh} kovaryanslarının biri kapsadığında farklılık göstermektedir. Eğer örneklem büyüklüğü yeterince geniş ise AEKK uygun bir χ^2 test istatistiğini ve doğru standart hataları meydana getirmektedir (Schermelleh-Engel, et al., 2003).

Gözlenen değişkenlerin artmasıyla hızla büyüyen ağırlık matrisi AEKK için bir kısıtlamadır. Asimptotik kovaryans matrisi $(k \times k)$ boyutludur, burada $k = p(p+1)/2$ ve p gözlenen değişkenlerin sayısıdır. Bir modelin 10 değişkeni kapsadığı durumda, modelin ağırlık matrisi 1540 artıksız eleman ile (55×55) olarak düzenlenmelidir. AEKK metodu EO ile karşılaştırıldığında etkin ve tutarlı tahminlerin elde edilmesi için büyük örneklere ihtiyaç duymaktadır. Eğer gözlenen değişkenlerin dağılımı normal dağılımdan önemli bir miktarda sapma göstermez ise EO metodunun kullanılması tercih edilmektedir. Chou ve Bentler (1995) örneklem büyüklüğü küçük olduğunda ve modeller karmaşık olduğunda pratik uygulamalar için AEKK' nın kullanılması gerektiğini önermişlerdir. AEKK tahmininin özel bir durumu GEKK ve EKK kestiricileridir.

YEM' de yukarıda sırasıyla verilen istatistiksel metotların tümü kullanılabilir (EO, GEKK, EKK). Bu metotlarla birlikte "Tam Bilgili En Çok Olabilirlik" metodu çok değişkenli normallik varsayımı altında geçerli olmaktadır. Ancak pratikte her zaman çok değişkenli normallik varsayımı sağlanamamaktadır. Bunun için LISREL 8.7' de YEM'e dair alternatif metotlara yer verilmiştir; "Diyagonal Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler", AEKK ve "Robust En Çok Olabilirlik" metotları (Jöreskog and Sörbom, 2004).

3.5. Uyum Fonksiyonlarının En Küçüklenmesi İçin Nümerik Çözüm Yolları

Bu bölümde kovaryans yapısı için uyum fonksiyonlarını en küçükleyecek sayısal metotların genel bir bakışı verilmiş ve basit bir model için iteratif süreçler gösterilmiştir. Her hangi bir fonksiyonu en küçüklemek için gerekli koşul, $f(\boldsymbol{\theta})$ ' in her bir θ_i ' ye göre kısmi türevlerinin alınması ve alınan türevin sıfır eşitlenerek θ_i için çözümlenmesidir. $f(\boldsymbol{\theta})$ ' yı en küçükleyen bu değerler için yeterli koşul ikinci kısmi türevlerin $(\partial^2 f(\boldsymbol{\theta})/\partial\boldsymbol{\theta}\partial\boldsymbol{\theta}')$ bu değerlerde pozitif tanımlı olmasıdır (Bollen, 1989; Hayduk, 1987; Loehlin, 2004).

Birinci dereceden kısmi türevler, eğer $\boldsymbol{\theta}$, $t \times 1$ boyutlu ise, o zaman

$$\frac{\partial f(\boldsymbol{\theta})}{\partial \theta_i} = 0, \quad i = 1, 2, \dots, t \quad (3.69)$$

olacaktır. Eşitlik (3.69) kısmi türevler alındıktan sonra $\boldsymbol{\theta}$ ' daki, θ_i ' lerin çok sayıda eşitliği gibi gösterilir. Bazı durumlarda basit cebirsel çözümler, bilinmeyen θ_i ' ler için Eşitlik (3.69)' un t tane eşitliğinden elde edilmektedir. Örneğin, uyum fonksiyonu kareli hataların toplamını ve $\boldsymbol{\theta}$ bilinmeyen regresyon parametrelerini içerdiğinde, çoklu doğrusal regresyonda, Eşitlik (3.69) t tane eşitlikteki sonuçları kapsayacaktır. Parametreler için kesin çözümlere genellikle ulaşılammamaktadır. Sayısal metotlar kullanılarak bu sürecin en küçüklenmesine çalışılır (Bollen, 1989).

Sayısal metotlar en küçüklenen nesnel bir fonksiyon ile başlar. En büyüklenmiş $f(\boldsymbol{\theta})$ ' e göre strateji en küçüklenmeye göre ayındır. Üç tane nesnel fonksiyon F_{EO} , F_{GEKK} ve F_{EKK} olarak daha önce ayrıntısıyla aktarılmıştır. Bu fonksiyonların kullanılmasındaki amaç $\boldsymbol{\theta}$ ' ya ait değerlerin bir serisini elde etmektir. $\boldsymbol{\theta}$ için ilk deneme değerleri $\theta^{(1)}$ şeklinde gösterilir, ikincisi $\theta^{(2)}$ ve sonuncuya kadar $\theta^{(l)}$ şeklinde devam eder. $\boldsymbol{\theta}$ için deneme değerleri serisi $\theta^{(1)}, \theta^{(2)}, \dots, \theta^{(l)}$ dir (Bollen, 1989).

En küçükleme sürecinde; (1) başlangıç değerinin seçimi, (2) bir sonraki adıma göre serideki bir adımdan hareket kurallarının ($\theta^{(i)}$, den $\theta^{(i+1)}$ 'e) ve iterasyonun ne zaman duracağına belirlenmesi ana başlıkları oluşturmaktadır (Hayduk, 1987; Bollen, 1989).

$\theta^{(1)}$, de ilk veya başlangıç değerinin seçimi en küçükleme sürecini etkilemektedir. Başlangıç değerlerinin tanımlanması gerekmektedir. Bu tanımlama final çözümüne ulaşmak için gerekli iterasyon sayısının belirlenmesini sağlamaktadır. Başlangıç değerleri sonuç değerine yakın bir değerdir. İlk değer belirlenmesinde farklı stratejiler kullanılabilir (Bollen, 1989). Model parametrelerini tahmin etmek için iteratif olmayan süreçlerde kullanılabilir. EQS ve LISREL programları ilk değerleri otomatik olarak belirlerler. YEM' lerin çoğunda OEKK tahminleri, gerçekten normal dağılımlı yanlıgılar ile yinelenmeli modeller veya sıradan çoklu regresyon durumunda olduğu gibi, F_{EO} ' dan elde edilen tahminler ile özdeş durumdadır (Bollen, 1989; Schermelleh-Engel, et al., 2003). Eğer OEKK tahminlerine kolaylıkla ulaşamıyorsa, başlangıç değerlerinin belirlenmesi için benzer bir modelin ve değişkenlerin kullanıldığı önceki araştırmalar kullanılarak bir ilk değer belirlenebilir (Hayduk, 1987; Bollen, 1989).

Alternatif olarak, başlangıç değerinin seçiminde önceden belirlenmiş olan kuramsal yönergeler kullanılabilir. Çizelge 3.2' de başlangıç değerinin seçimi için bazı olası durumlar verilmiştir. Çizelgenin sol tarafında tahmin edilecek parametre ve son iki sütunda başlangıç değeri ve a ' nın değerleri yer almaktadır. Çizelgede yer alan a bir sabittir, bu sabit her bir parametre için farklı bir sabiti göstermektedir.

Çizelge 3.2. Gözlenen değişkenli YEM' lerde başlangıç değerlerinin belirlenmesi (Bollen, 1989)

Parametreler	Başlangıç Değeri	a' nın değeri
$\beta_{ij} (i \neq j)$	$a \frac{(y_i' \text{ nin s.s.})}{(y_j' \text{ nin s.s.})}$	$ a = 0.9$ “kuvvetli”
		$ a = 0.4$ “orta”
		$ a = 0.2$ “zayıf”
$\gamma_{ij} (i \neq j)$	$a \frac{(y_i' \text{ nin s.s.})}{(x_j' \text{ nin s.s.})}$	$ a = 0.9$ “kuvvetli”
		$ a = 0.4$ “orta”
		$ a = 0.2$ “zayıf”
ψ_{ij}	$a \text{ var}(y_i)$ $0 \leq a \leq 1$	$a = 0.2$ “kuvvetli” uyum
		$a = 0.4$ “orta” uyum
		$a = 0.9$ “zayıf” uyum
$\psi_{ij} (i \neq j)$	$a(\psi_{ii}\psi_{jj})^{1/2}$ $-1 \leq a \leq 1$	$ a = 0.9$ “kuvvetli” korelasyon
		$ a = 0.4$ “orta” korelasyon
		$ a = 0.2$ “zayıf” korelasyon
Φ	x için örneklem kovaryans matrisi	

İlgili alandaki anlamlı bilgi temel alınarak β_{ij} , γ_{ij} veya ψ_{ij} ’ nin negatif veya pozitif olup olmadığına karar verilmelidir. Son sütunda a' nın büyüklüğünü seçmek için kurallar verilmiştir. Bu belirlemeler, ilişkinin, uyumun veya korelasyonun gücünün en iyi nesnel tahminine bağlıdır. β_{ij} ve γ_{ij} için yönergeler standartlaştırılmış ve standartlaştırılmamış katsayılar arasındaki bağlantı ile başlar. Örneğin, standartlaştırılmış β_{ij} , $\beta_{ij}(y_j' \text{ nin s.s.})/(y_i' \text{ nin s.s.})$ dir, burada s.s. “standart sapmanın” kısaltmasıdır. Eğer standartlaştırılmış katsayı a' ya eşit ise o zaman standartlaştırılmamış katsayı $a(y_i' \text{ nin s.s.})/(y_j' \text{ nin s.s.})$ eşit olacaktır. a' nın değeri standartlaştırılmış bir katsayının beklenen büyüklüğüne uymaktadır. ψ_{ij} ’ nin ilk değeri için gerekli koşul, $\text{var}(y_i)$ ’ den daha büyük veya negatif olması durumunda hata varyansının engellenmesinde a kısıtlamasının kullanılmasıdır (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Loehlin, 2004).

İterasyon sürecinde her bir adım için $F(\theta^{(i+1)})$, $F(\theta^{(i)})$ ' den daha küçük olmalıdır. Burada $F(.)$ denenen değerlerdeki uyum fonksiyonunun almış olduğu değeri göstermektedir. Çoklu parametrelerin olduğu durumlarda en küçükleme süreci oldukça karmaşıktır. Bu süreç tek parametrelili bir model ele alınarak gösterildiğinde;

$$y_1 = x_1 + \zeta_1 \quad (3.70)$$

olur. Burada, $\phi_{11} = 1$, $COV(x_1, \zeta_1) = 0$ ve $E(\zeta_1) = 0$ ' dır. Açıklayıcı değişkenin varyansının biri eşit olduğu varsayımı altında kovaryans yapı eşitliliği;

$$\begin{bmatrix} VAR(y_1) & COV(x_1, y_1) \\ COV(x_1, y_1) & VAR(x_1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 + \psi_{11} & 1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix} \quad (3.71)$$

olacaktır. θ ' daki bilinmeyen sadece ψ_{11} ' dir. Örneklem kovaryans matrisinin aşağıdaki gibi olduğu varsayıldığında,

$$\mathbf{S} = \begin{bmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix} \quad (3.72)$$

F_{EO} fonksiyonunda, $\Sigma(\theta)$ için Eşitlik (3.71)' de verilen $\hat{\Sigma}$ ve Eşitlik (3.72)' de verilen \mathbf{S} yerine konulduğunda,

$$F_{EO} = \ln \left[\begin{bmatrix} 1 + \hat{\psi}_{11} & 1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix} \right] + tr \left(\begin{bmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 + \hat{\psi}_{11} & 1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \right) - \log \left[\begin{bmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix} \right] - 2 \quad (3.73)$$

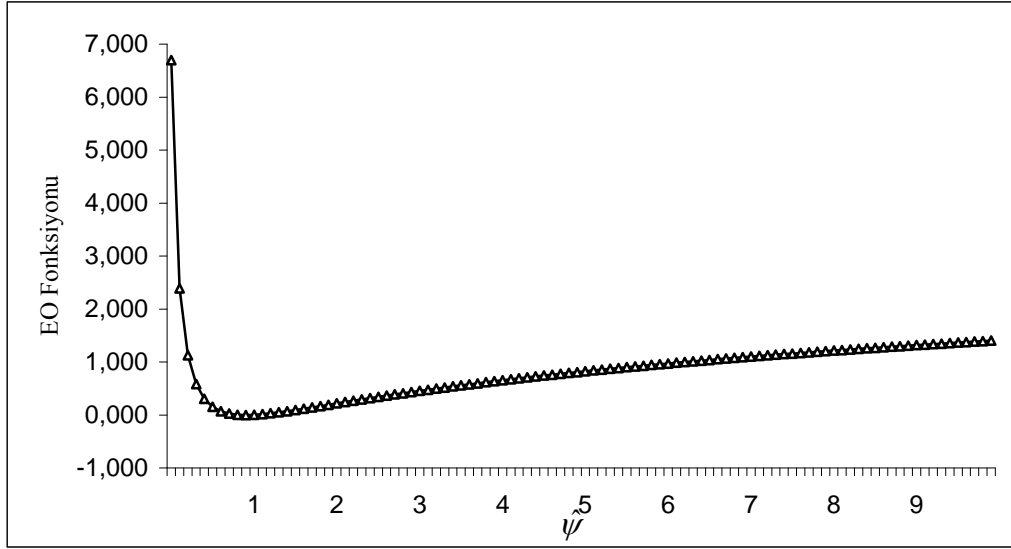
elde edilir. Bu fonksiyon çözümlendiğinde,

$$F_{EO} = \ln \hat{\psi} + \hat{\psi}^{-1} - 1 \quad (3.74)$$

sonucu elde edilir. $\hat{\psi}$ için farklı değerler kullanılarak, uyum fonksiyonunu en küçükleyecek değer elde edilir. $\hat{\psi}$ için 0.1 başlangıç değerinden 2 değerine kadar uyum fonksiyonun almış olduğu değerler Çizelge 3.6' da verilmiştir. $\hat{\psi}$ ' nin değeri bir olduğunda F_{EO} sıfır olmaktadır. $\hat{\psi}$ ' nin deneme değerleri büyüdükçe fonksiyonun değeri küçülmektedir. $\partial F_{EO} / \partial \hat{\psi}$ uyum fonksiyonunun eğimidir. Genellikle negatif eğim, bir parametre için deneme değerini artırırken, pozitif eğim azaltmaktadır. Çizelge 3.3 ve Şekil 3.4 incelendiğinde, eğim $0 < \hat{\psi}^{(i)} < 1$ olduğunda negatif, $\hat{\psi}^{(i)} > 1$ olduğunda pozitif ve $\hat{\psi}^{(i)} = 1$ olduğunda sıfır olduğu görülmektedir.

Çizelge 3.3. $\hat{\psi}$, F_{EO} ve $\partial F_{EO} / \partial \hat{\psi}$ için değerler

$\hat{\psi}$	F_{EO}	$\partial F_{EO} / \partial \hat{\psi}$
0,1	6,697	-90,000
0,2	2,391	-20,000
0,3	1,129	-7,778
0,4	0,584	-3,750
0,5	0,307	-2,000
0,6	0,156	-1,111
0,7	0,072	-0,612
0,8	0,027	-0,313
0,9	0,006	-0,123
1	0,000	0,000
1,1	0,004	0,083
1,2	0,016	0,139
1,3	0,032	0,178
1,4	0,051	0,204
1,5	0,072	0,222
1,6	0,095	0,234
1,7	0,119	0,242
1,8	0,143	0,247
1,9	0,168	0,249
2	0,193	0,250



Şekil 3.4. $\hat{\psi}$ belirlenen değerleri için (0.1 -10) F_{EO} ' nun almış olduğu değerler

Sayısal olarak en küçükleme sürecinde eğim önemli bir unsurdur. Eğim vektörü $\partial F_{EO} / \partial \hat{\theta}$ kullanılarak $\hat{\theta}^{(i+1)}$ değerinin belirlenmesinde,

$$\hat{\theta}^{(i+1)} = \hat{\theta}^{(i)} - \mathbf{C}^{(i)} \mathbf{g}^{(i)} \quad (3.75)$$

eşitliği kullanılmaktadır (Bollen, 1989). Burada $\mathbf{g}^{(i)}$, $\hat{\theta}^{(i)}$ deki eğim vektörü ve $\mathbf{C}^{(i)}$ pozitif tanımlı bir matristir. Pek çok durumda $\mathbf{C}^{(i)}$ birim matris olarak belirlenmektedir. $\mathbf{C}^{(i)}$ ' nin belirlenmesinde başka bir yol, θ ' ya göre F_{EO} ' nun ikinci kısmi türevlerin tersinin kullanılmasıdır $\left(\left[\partial^2 F_{EO} / \partial \hat{\theta} \partial \hat{\theta} \right]^{-1} \right)$. Her bir adımda ikinci kısmi türevlerin tersi hesaplanarak başlangıç değerleri elde edilir (Bollen, 1989). Genellikle $\hat{\theta}^{(i+1)}$,

$$\hat{\theta}^{(i+1)} = \hat{\theta}^{(i)} - \left[\frac{\partial^2 F_{EO}}{\partial \hat{\theta} \partial \hat{\theta}} \right]^{-1} \left[\frac{\partial F_{EO}}{\partial \hat{\theta}} \right] \quad (3.76)$$

olarak tanımlanmaktadır. Önceki örnekte hareketle Newton-Raphson algoritması gösterildiğinde, F_{EO} ' nun birinci türevi;

$$\frac{dF_{EO}}{d\hat{\psi}} = \hat{\psi}^{-1} (1 - \hat{\psi}^{-1}) \quad (3.77)$$

ve ikinci türevi;

$$\frac{d^2 F_{EO}}{d\hat{\psi}^2} = \frac{d(\hat{\psi}^{-1} (1 - \hat{\psi}^{-1}))}{d\hat{\psi}^2} = \frac{2 - \hat{\psi}}{\hat{\psi}^3} \quad (3.78)$$

olacaktır. Eşitlik (3.78)' de ilgili nicelikler yerine yazıldığında,

$$\begin{aligned} \hat{\psi}^{(i+1)} &= \hat{\psi}^{(i)} - \left[\frac{2 - \hat{\psi}^{(i)}}{(\hat{\psi}^{(i)})^3} \right]^{-1} \left[(\hat{\psi}^{(i)})^{-1} (1 - (\hat{\psi}^{(i)})^{-1}) \right] \\ &= \hat{\psi}^{(i)} - \frac{\hat{\psi}^{(i)} (\hat{\psi}^{(i)} - 1)}{2 - \hat{\psi}^{(i)}} \end{aligned}$$

elde edilir. $\hat{\psi}^{(1)}$ için 0.5 başlangıç değeri olarak seçildiğinde, $\hat{\psi}^{(2)} = 0.5 + 0.167 = 0.667$ olacaktır.

İterasyon i	1	2	3	4	5	6
$\hat{\psi}^{(i)}$	0.500	0.667	0.833	0.952	0.996	1.000

Göreceli olarak birkaç deneme sonucunda algoritmayı en küçükleyecek değer elde edilir. LISREL hazır yazılımı Fletcher ve Powell' a ait en küçükleme sürecini kullanmaktadır. Newton-Raphson metodundan farklı olarak, Fletcher ve Powell metodunda her bir adımda ikinci kısmi türevlerin tersine ihtiyaç duyulmamaktadır. (Boomsma, 1985; Bollen, 1989; McIntosh and Lima, 1994; Jöreskog and Sörbom, 1996). Sayısal olarak en küçüklemedeki final adımı iterasyonun ne zaman

durdurulacağıdır. Eğer uyum fonksiyonundaki farklılıklar adımlar arasında oldukça küçük ise iterasyonun durdurulmasına karar verilir. LISREL hazır yazılımı birbirini izleyen adımlar bir noktaya yakınsamıyorsa 250 iterasyonla bu süreci sonlandırmaktadır (Bollen, 1989; Jöreskog and Sörbom, 1996).

3.6. Ölçüm Hatasının Sonuçları

Gözlenen değişkenli YEM uygulamalarında, gizil değişkenlerin karşılıkları olan her bir değişkenin mükemmel olarak ölçüldüğü varsayılmaktadır. Bu varsayım deneysel araştırmalarda oldukça yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu varsayımın geçersiz olduğu durumlar; modellerin ölçüm hatalarını içerdiği durumlardır. Bu kesimde modellerin kapsadığı ölçüm hatalarının sonuçları ele alınarak, hatalı olarak ölçülen iki değişken arasındaki basit regresyon, korelasyon ve kovaryans incelenmiştir. Çoklu eşitlik sistemlerinde ve çoklu regresyonda ölçüm hatası konuları izleyen kısımda ayrıntılı olarak aktarılmıştır.

3.6.1. Tek Değişkenli Ölçüm Hatasının Sonuçları

Ölçüm hatasının tek değişkenli sonuçlarını göstermek için, bir gözlenen değişken ele alındığında, X_1 :

$$X_1 = v_1 + \lambda_{11}\xi_1 + \delta_1 \quad (3.79)$$

olarak yazılır, burada v_1 (upsilon) bir sabit, λ_{11} derecelendirilmiş bir sabit, $E(\delta_1) = 0$ ve $COV(\xi_1, \delta_1) = 0$ dir. κ_1 tarafından ξ_1 ' nin ana kütle ortalaması ve μ_{x_1} tarafından X_1 ' in ana kütle ortalaması gösterilmektedir. ξ_1 ' nin ortalaması ve X_1 ' in ortalaması arasındaki ilişki;

$$E(X_1) = E(v_1 + \lambda_{11}\xi_1 + \delta_1)$$

$$\mu_{x_1} = v_1 + \lambda_{11}\kappa_1 \quad (3.80)$$

şeklindedir. Eşitlik (3.80), μ_{x_1} ve κ_1 arasındaki ilişkinin λ_{11} ve v_1 ' in değerlerine bağlı olduğunu göstermektedir. Neredeyse tüm gizil değişkenler belirsiz (birden fazla anlama gelebilen) ölçeğe sahiptir. Ölçüm birimi hakkında karar verildiğinde, ölçek seçimi büyük ölçüde isteğe bağlı olarak belirlenir. ξ_1 ' in metrik ölçeğini belirlemek için X_1 ' in ölçüm birimleri bilinmeli ve λ_{11} ile v_1 için uygun değerler seçilmelidir. Eğer ξ_1 ' in ölçüm biriminin santimetre olması istenir ve X_1 santimetreyse, λ_{11} bire eşit ve v_1 sıfıra eşit olarak düzenlenebilir. Alternatif olarak, X_1 ' in ölçü biriminin santimetre fakat ξ_1 ' in inç olduğunun varsayıldığı bir durumda λ_{11} 2.54 (1 inç= 2.54 cm) olmak zorundadır, ancak v_1 yine sıfıra eşit olacaktır. Eşitlik (3.79)' daki gibi sadece bir değişkenin olduğu durumda uygun seçim için ξ_1 , λ_{11} ' in bire eşit ve v_1 ' in sıfıra eşit olduğu durumdaki X_1 ile aynı ölçeğe sahip olmalıdır. Bu durumda sonuç $X_1 = \xi_1 + \delta_1$ ve ξ_1 ' deki bir birimlik fark X_1 ' deki bir birimlik beklenen bir farkla uyumlu olacaktır. λ_{11} ve v_1 ' nun bu seçimiyle, Eşitlik (3.80)' de yer alan gözlenen değişkenin ortalamasının gizil değişkenin ortalaması ile aynı olduğu belirlenecektir (Bollen, 1989; Maruyama, 1997).

ξ_1 ' in iki göstergesi olduğu durum için aşağıda verilen Eşitlik (3.81) ve (3.82) göz önünde bulundurulursa;

$$X_1 = v_1 + \lambda_{11}\xi_1 + \delta_1 \quad (3.81)$$

$$X_2 = v_2 + \lambda_{21}\xi_1 + \delta_2 \quad (3.82)$$

elde edilir. Bir gizil değişken tek bir ölçüme sahip olduğunda, ξ_1 ' in X_1 ile aynı ölçeğe sahip olduğuna karar vermek uygundur. X_1 ' in ortalaması o zaman ξ_1 ' in ortalamasına eşit olacaktır. ξ_1 ' in ikinci bir ölçümüyle, X_2 ' nin ortalaması ξ_1 ' in ortalamasından

farklı olabilir. X_1 gözlenen rassal değişkeninin örneklem ortalaması (\bar{X}_1) μ_{x_1} ' in yansız bir kestiricisidir. Eşitlik (3.80)' den hareketle \bar{X}_1 ' in beklenen değeri açık bir şekilde $\nu_1 + \lambda_{11}\kappa_1$ dir. Böylece $\lambda_{11}=1$ ve $\nu_1=0$ olduğunda \bar{X}_1 , κ_1 ' nun yansız bir kestiricisidir. X_1 değişkeninin varyansı,

$$VAR(X_1) = \lambda_{11}^2 \phi_{11} + VAR(\delta_1) \quad (3.83)$$

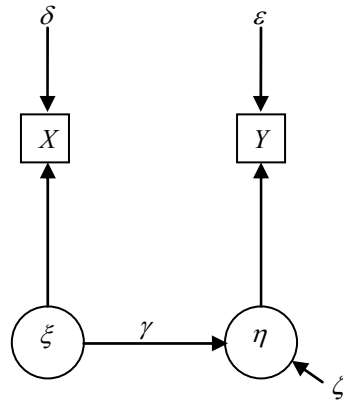
dir. Burada ϕ_{11} , ξ_1 ' in varyansıdır. ν_1 sabiti X_1 ' in varyansını etkilemez. λ_{11} ' de başka sınırlamalar olmaksızın, $VAR(X_1)$, ϕ_{11} ' e eşit, daha küçük veya daha büyük olabilir. Bununla birlikte, pek çok ortak durumda ξ_1 , X_1 ' e göre ölçeklendiğinde, λ_{11} ' nin değeri bir olarak kabul edilmektedir (Bollen, 1989). Eşitlik (3.83)' de λ_{11} bir olduğunda, $VAR(X_1)$ ϕ_{11} eşittir, sadece $VAR(\delta_1)$ sıfırdır. Fakat bu önemsiz bir durumdur çünkü bu rassal ölçüm hatalarının yokluğunun işaretidir. Aksi durumda $VAR(X_1)$, ϕ_{11} ' den daha büyük olacaktır (Bollen, 1989; Maruyama, 1997).

3.6.2. Regresyonda Değişkenlerdeki Ölçme Hatalarının Sonuçları

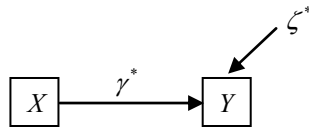
Bu başlık altında iki değişkenin ya da sadece birisinin hata içeren ölçümleri arasındaki ilişki ele alınmıştır. Standartlaştırılmış ve standartlaştırılmamış regresyon katsayıları ve korelasyon ve kovaryanstaki ölçme hatasının etkileri YEM' in ana odağını oluşturmaktadır. Gerçek bir model aşağıdaki gibi tanımlandığında;

$$\begin{aligned} x &= \lambda_1 \xi + \delta \\ y &= \lambda_2 \eta + \varepsilon \\ \eta &= \gamma \xi + \zeta \end{aligned} \quad (3.84)$$

olur ve bu notasyonu basitçe göstermek için x , y , η ve ξ için sapma skorlarından yararlanır. Eşitlik (3.84)' te λ_1 , λ_2 ve γ değerleri sıfır olamayan sabitlerdir ve $E(\delta)$, $E(\varepsilon)$ ve $E(\zeta)$ beklenen değerleri ise sıfırdır. δ ve ε değişkenleri sırasıyla x ve y için ölçüm hatalarını göstermektedir. Bu değişkenler birbirleriyle ve η , ξ , ζ ile korelasyonsuzdur. Aynı zamanda eşitlikte yer alan hata (ζ) ξ ile korelasyonsuzdur. Eşitlik (3.84)' ün ilk iki eşitliği bu basit sistemin ölçüm modelini tanımlamaktadır. Her gizil değişken sadece bir göstergeyle, λ_1 ve λ_2 nicelikleri bire eşitlenerek ölçeklenir. Sadece x ve y gözlemlendiği için, amaç γ değerinin elde edilmesidir. Pratikte y , γ' i tahmin etmede x ile ilişkili konumdadır (Bollen, 1989). Tahmin modeli ile gerçek model arasındaki farklılıklar Şekil 3.5' te gösterilmiştir.



(a) Gerçek model



(b) Tahmin edilen model

Şekil 3.5. (a) İki gizil değişkenli gerçek bir model ve (b) Yalnızca bir gözlenen değişken ile tahmin edilen model (Bollen, 1989)

Şekil 3.5 (a), Eşitlik (3.84)' ün içerildiği gerçek bir modeli ve Şekil 3.5 (b) ölçüm hatalarının ihmal edilebileceğinin varsayıldığı yada göz ardı edildiği bir modeli

göstermektedir. Gözlenen değişkenlerdeki γ ve ζ 'nin gerçek modelde ki γ ve ζ 'den ayırt edilebilmesi için yıldızlı üst simge kullanılarak ayırım sağlanır (Bollen, 1989). Genelde γ^* ve ζ^* , γ ve ζ 'ya eşit değildirler. γ^* 'yi γ ile karşılaştırmak için x ve y 'nin kovaryansı ve η ile ξ arasındaki kovaryansla başlangıç yapmak uygundur. Gizil değişkenlerin kovaryansı,

$$\begin{aligned} COV(\xi, \eta) &= COV(\xi, \gamma\xi + \zeta) \\ &= \gamma\phi \end{aligned} \quad (3.85)$$

ve gözlenen değişkenlerin kovaryansı,

$$\begin{aligned} COV(x, y) &= COV(\xi + \delta, \eta + \varepsilon) \\ &= \gamma\phi \end{aligned} \quad (3.86)$$

olacaktır. Gözlenen değişkenlerin (x, y) kovaryansı gizil değişkenlerin (ξ, η) kovaryansına eşittir. Bu kovaryanslar regresyon katsayıları γ^* 'lerin γ ile karşılaştırılmasına yardımcı olmaktadır. Basit bir biçimde gösterilirse, $COV(\xi, \eta)$ 'nin ϕ 'e bölünmesi γ 'yi verecektir. Bu benzerlik γ^* için kullanıldığında,

$$\begin{aligned} \gamma^* &= \frac{COV(x, y)}{VAR(x)} \\ &= \gamma \left[\frac{\phi}{VAR(x)} \right] \end{aligned} \quad (3.87)$$

eşit olmaktadır. Eşitlik (3.87)'de yer alan $\left[\frac{\phi}{VAR(x)} \right]$ niceliği, x 'te hata varyansı olmadığı durumda sadece bir'e eşit olmaktadır. Aksi durumda sıfır ile bir arasında değişen, gözlenen ile gizil değişkenler arasındaki korelasyon olacaktır (Bollen, 1989; Maruyama, 1997). Bu x 'in güvenilirlik katsayısı olarak ta adlandırılmaktadır (ρ_{xx}) (Bollen, 1989). Mükemmel güvenilirlik olmaksızın, ölçme hatası $\gamma^* < \gamma$ 'nin mutlak büyüklüğü anlamındadır. Gözlenen değişkenlere ait katsayı gerçek gizil

değişkenler için görelî bir biçimde azaltılmıştır. Şekil 3.5' te yer alan gerçek ve tahmin edilen model arasındaki farklılıkların değerlendirmesine devam etmek için, x ve y ' nin korelasyonu (ρ_{xy}) ve η ile ξ ' in korelasyonu ($\rho_{\xi\eta}$) ele alınmalıdır. η ile ξ ' nun kareli korelasyonu için gösterim,

$$\begin{aligned}\rho_{\xi\eta}^2 &= \frac{[\text{cov}(\xi, \eta)]^2}{\phi \text{var}(\eta)} \\ &= \frac{\gamma^2 \phi}{\text{var}(\eta)}\end{aligned}\quad (3.88)$$

niceliğine eşittir. x ve y gözlenen değişkenlerinin kareli korelasyonu için gösterim ise,

$$\begin{aligned}\rho_{xy}^2 &= \frac{[\text{cov}(x, y)]^2}{\text{var}(x) \text{var}(y)} \\ &= \frac{\gamma^2 \phi^2}{\text{var}(x) \text{var}(y)} \\ &= \rho_{xx} \frac{\gamma^2 \phi}{\text{var}(y)} \frac{\text{var}(\eta)}{\text{var}(\eta)} \\ &= \rho_{xx} \rho_{yy} \rho_{\xi\eta}^2\end{aligned}\quad (3.89)$$

dir. Eşitlik (3.89), x ve y gözlenen değişkenlerinin kareli korelasyonunun, gizil değişkenlerin kareli korelasyonu ($\rho_{\xi\eta}^2$) ile x ve y ' nin güvenilirliklerinin ($\rho_{xx} \rho_{yy}$) çarpımından elde edildiğini göstermektedir (Bollen, 1989). Güvenirlilik katsayısı 0 ile 1 arasında değiştiği için; ρ_{xy} , $\rho_{\xi\eta}$ ' ye eşit veya daha küçük olacaktır. Eşitlik (3.89) aynı zamanda standartlaştırılmış regresyon katsayılarına dair sonuçları da vermektedir. Gözlenen değişkenler için standartlaştırılmış regresyon katsayıları gizil değişkenlere ait olan katsayıların değerini geçemez (Bollen, 1989; Maruyama, 1997). Eşitlik (3.89), $\rho_{\xi\eta}$ için çözümlendiğinde;

$$\rho_{\xi\eta} = \frac{\rho_{xy}}{[\rho_{xx}\rho_{yy}]^{1/2}} \quad (3.90)$$

elde edilir. Eşitlik (3.90) rassal ölçme hatasından dolayı korelasyon katsayılarının düzeltme formülü için klasik bir gösterimdir (Bollen, 1989; Maruyama, 1997).

Eğer x ve y ' nin güvenilirliği biliniyorsa, gizil değişkenler arasındaki korelasyon Eşitlik (3.90)' ten hareketle belirlenebilmektedir. Ana kütle kovaryansının örneklem tahmin edicisi,

$$\text{cov}(x, y) = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i y_i)}{N-1} \quad (3.91)$$

dir. Eşitlik (3.86)' da $COV(x, y) = \gamma\phi$ olduğu gösterilmiştir. Örneklem $\text{cov}(x, y)$, gizil değişkenlerin kovaryansının yansız ve tutarlı bir kestiricisidir (Bollen, 1989; Maruyama, 1997). Basit regresyon durumundaki gibi y , x ile bağlantılı olduğunda OEKK kestiricisi $\hat{\gamma}^*$,

$$\hat{\gamma}^* = \frac{\text{cov}(y, x)}{\text{var}(x)} \quad (3.92)$$

olur. Asimptotik teoriden hareketle eğer $\hat{\gamma}^*$, γ ' nin tutarlı bir kestiricisi ise, N sonsuza giderken $\hat{\gamma}^*$ ' nin olasılık limiti ($p\lim$) γ ' ye yakınsamalıdır (Bollen, 1989);

$$\begin{aligned} p\lim(\hat{\gamma}^*) &= p\lim\left[\frac{\text{cov}(y, x)}{\text{var}(x)}\right] \\ &= \frac{\text{cov}(y, x)}{\text{var}(x)} \\ &= \gamma\rho_{xx} \end{aligned} \quad (3.93)$$

$p\lim(\hat{\gamma}^*)$ sonucu, Eşitlik (3.87)' de verilen niceliğe eşittir. Sonuç olarak iki değişkenli kareli korelasyonun örnekleme kestiricisi,

$$\frac{[\text{cov}(y, x)]^2}{\text{var}(y) \text{var}(x)} \quad (3.94)$$

dir.

$$p \lim(\hat{\rho}_{xy}^2),$$

$$\begin{aligned} p \lim(\hat{\rho}_{xy}^2) &= \frac{p \lim[\text{cov}(y, x)]^2}{p \lim[\text{var}(y)] p \lim[\text{var}(x)]} \\ &= \frac{[\text{cov}(x, y)]^2}{\text{var}(x) \text{var}(y)} \\ &= \rho_{xx} \rho_{yy} \rho_{\xi\eta}^2 \end{aligned} \quad (3.95)$$

olarak elde edilir. Eşitlik (3.95)' nin son işlem adımında elde edilen sonuç Eşitlik (3.89)' de elde edilen sonuca eşittir.

İki gözlenen değişken arasındaki kovaryans, onların karşılık geldiği gizil değişkenlerin kovaryansına eşittir ($\lambda_1 = \lambda_2 = 1$ olduğu zaman). x ve y ' nin kovaryansı x ' in varyansına bölüldüğünde regresyon eğimine neden olmaktadır, γ^* (Bollen, 1989; Maruyama, 1997). γ^* eğiminin mutlak değeri, x rassal hataları içerdiğinde γ ' nin mutlak değerinden daha küçüktür. Bu ilişki y ' de yer alan rassal hatalardan etkilenmemektedir. İki ölçüm arasındaki kareli korelasyon, gizil değişkenler ile ilgili x ' in veya y ' nin güvenilirliğinin birden küçük olması durumunda şiddeti azalmış bir değer olmaktadır (Bollen, 1989).

3.6.3. Çoklu Regresyonda Ölçüm Hatasının Sonuçları

Bir önceki başlıkta, basit regresyon için ölçüm hatalarının sonuçları incelenmiştir. Ölçüm hatalarının sonuçlarını çoklu regresyonda değerlendirmek oldukça karmaşıktır. Gizil kavramlar ile ilişkili gerçek model aşağıdaki gibi tanımlanır,

$$\eta = \Gamma \xi + \zeta \quad (3.96)$$

burada η tek bir gizil içsel değişkeni, ξ dışsal değişkenlerin $n \times 1$ boyutlu bir vektörünü, Γ katsayıların $1 \times n$ boyutlu bir vektörünü ve ζ , $E(\zeta) = 0$ ve ξ ile ilişkisiz hata terimini göstermektedir. Gözlenen değişkenler ile tahmin edilen model,

$$y = \Gamma^* \mathbf{x} + \zeta^* \quad (3.97)$$

dir, burada katsayı matrisi (Γ^*) ve hata terimi (ζ^*), Eşitlik (3.96)'daki gösterimden ayırıştırılması için yıldız ile simgelenmiştir. \mathbf{x} 'in ξ , y 'nin η ile ilişkisi,

$$\begin{aligned} \mathbf{x} &= \xi + \delta \\ y &= \eta + \varepsilon \end{aligned} \quad (3.98)$$

şeklinindedir. Ölçüm hataları (δ, ε), ξ , η , ζ ile ve birbirleriyle ilişkisizdir. Eşitlik (3.98)'deki \mathbf{x} , ξ ve δ ; $q \times 1$ boyutludur ve y , η ve ε skaldır. Bu sürecin basitçe açıklanması amacıyla; her bir gizil değişken (ξ) için yalnızca bir tane gözlenen değişken (x) olduğu ve her bir ξ 'nin sadece bir x 'i etkilediği varsayılmaktadır. Ayrıca gizil değişkenlerin gözlenen değişkenler ile aynı ölçeğe sahip olduğu varsayımı benimsenmektedir (örneğin; $\Lambda_x = \mathbf{I}$, $\Lambda_y = 1$) (Bollen, 1989). Tipik regresyon uygulamalarında bağımlı değişken üzerinde açıklayıcı değişkenlerin etkisini vermekte olan Γ ile ilgilenilir. Eğer y ve \mathbf{x} 'teki hata yok sayılırsa, Γ^* sonucuna varılır. Bu sonucun elde edilmesiyle, Γ^* 'ın Γ ile ilişkisinin tanımlanması gerekmektedir. Bunu için de Γ 'nın gizil değişkenlerin kovaryans matrislerinin çarpımından elde edildiği kuramsal olarak gösterilmelidir. İlk olarak Eşitlik (3.96)'da yer alan gizil değişken modeli ele alındığında, dışsal değişkenlerin (ξ) kovaryans matrisi Φ 'dir. ξ ve η 'nin kovaryans matrisi ise $\Sigma_{\xi\eta}$ ile sembolize edilir;

$$\begin{aligned}
\Sigma_{\xi\eta'} &= COV(\xi, \eta') \\
&= COV(\xi, \xi'\Gamma' + \zeta') \\
&= \Phi\Gamma'
\end{aligned} \tag{3.99}$$

Eşitlik (3.99)' dan hareketle Γ' ' yı elde etmek için eşitliğin her iki tarafı Φ^{-1} ile çarpıldığında;

$$\begin{aligned}
\Phi^{-1}\Sigma_{\xi\eta'} &= \Phi^{-1}\Phi\Gamma' \\
&= \Gamma'
\end{aligned} \tag{3.100}$$

olmaktadır. Ancak ξ ve η' ' ya bilinmediği için $\Phi^{-1}\Sigma_{\xi\eta'}$, niceliği hesaplanmaz. $\Phi^{-1}\Sigma_{\xi\eta'}$, niceliği yerine gözlenen değişkenler için karşılığı olan $\Gamma^{*'} = \Sigma_{xx}^{-1}\Sigma_{xy'}$, kullanılmaktadır, burada Σ_{xx}^{-1} , \mathbf{x} ' in kovaryans matrisinin tersi ve $\Sigma_{xy'}$, \mathbf{x} ve \mathbf{y} ' nin kovaryans matrisinin tersidir. $\Sigma_{xy'}$, alındığında;

$$\begin{aligned}
\Sigma_{xy'} &= COV(\mathbf{x}, \mathbf{y}') \\
&= COV(\mathbf{x}, \eta' + \varepsilon') \\
&= COV(\mathbf{x}, \eta') \\
&= COV(\mathbf{x}, \xi'\Gamma' + \zeta') \\
&= \Sigma_{x\xi'}\Gamma'
\end{aligned} \tag{3.101}$$

elde edilir. $\Gamma^{*'}$ 'nın Γ' ile ilişkisi,

$$\begin{aligned}
\Gamma^{*' } &= \Sigma_{xx}^{-1} \underbrace{\Sigma_{xy'}}_{\Sigma_{x\xi'}\Gamma'} \\
\Gamma^{*' } &= \Sigma_{xx}^{-1}\Sigma_{x\xi'}\Gamma'
\end{aligned} \tag{3.102}$$

olur. Eşitlik (3.102) Γ^* 'nin gözlenen değişkenleri temel aldığı göstermektedir. Sonraki faktör, ξ gizil dışsal değişkenlerinin gözlenen değişkenler ile bağlantılı olduğu bir eşitlikte regresyon katsayıları için ana kütle formülünün benzer biçimindedir. Eğer eşitlikte hata yoksa, o zaman \mathbf{x} , ξ 'ye, $\Sigma_{xx}^{-1}\Sigma_{x\xi}$ niceliği \mathbf{I} 'e ve Γ^* 'da Γ 'ya eşittir. Γ^* 'nin Γ 'ile ilişkisi, ξ 'nin \mathbf{x} ile ilişkisine bağlıdır. Çoklu bir regresyon eşitliği için, Γ 'nin OEKK kestiricisi, ζ normal dağılımlı olduğunda EO kestiricisine eşittir (Bollen, 1989; Maruyama, 1997),

$$\hat{\Gamma}' = \hat{\Phi}^{-1}\mathbf{S}_{\xi\eta}' \quad (3.103)$$

burada $\hat{\Phi}^{-1}$ ve $\mathbf{S}_{\xi\eta}'$, kovaryans matrislerinin yansız örneklem kestiricileridir. $\hat{\Phi}^{-1}\mathbf{S}_{\xi\eta}'$ için N sonsuza giderse olasılık limiti $\Phi^{-1}\Sigma_{\xi\eta}'$ niceliğine eşit olur. Buda $\hat{\Gamma}'$ 'nin, Γ' 'nin tutarlı bir kestiricisi olduğunu göstermektedir.

\mathbf{x} ve y 'deki ölçüm hatasının ihmal edildiği durumda, yapısal katsayıların OEKK kestiricisi,

$$\hat{\Gamma}^{**} = \mathbf{S}_{xx}^{-1}\mathbf{S}_{xy}' \quad (3.104)$$

olur. $\mathbf{S}_{xx}^{-1}\mathbf{S}_{xy}'$ niceliğinin olasılık limiti $\Sigma_{xx}^{-1}\Sigma_{xy}'$ 'e eşit olacaktır. $\Sigma_{xx}^{-1}\Sigma_{x\xi}'$, Γ^* ve Γ arasında karmaşık ilişkilere yol açabilmektedir. Tüm açıklayıcı değişkenlerin mükemmel olarak ölçüldüğü basit bir durumda deneysel bir örnek ile analitik sonuçlar gösterilirse, ölçüm modeli;

$$\begin{aligned} x_i &= \xi_i + \delta_i & i &= 1 \\ x_i &= \xi_i & i &= 2, 3, \dots, q \end{aligned} \quad (3.105)$$

gizil değişkenler ile bağlantılı eşitlik;

$$\eta = \gamma_1 \xi_1 + \gamma_2 \xi_2 + \dots + \gamma_q \xi_q + \zeta \quad (3.106)$$

tahmin edilen eşitlik,

$$\eta = \gamma_1^* x_1 + \gamma_2^* \xi_2 + \dots + \gamma_q^* \xi_q + \zeta^* \quad (3.107)$$

$p \lim(\hat{\gamma}_1^*)$,

$$p \lim(\hat{\gamma}_1^*) = b_{\xi_1, x_1, \xi_2, \dots, \xi_q} \gamma_1 \quad (3.108)$$

olur. Eşitlik (3.108)' de $b_{\xi_1, x_1, \xi_2, \dots, \xi_q} \gamma_1$, ξ_1 Eşitlik (3.107)' de yer alan tüm açıklayıcı değişkenlerde bağlı olduğunda x_1 ile ilişkili kısmi korelasyon katsayısıdır (Bollen, 1989).

$\hat{\gamma}_1^*$ katsayısı ξ_1 ' deki rassal ölçüm hatası tarafından tek etkilenen unsur değildir. Eşitliğe gizil değişken dâhil edilmedikçe (ξ_1) diğer açıklayıcı gizil değişkenlerle ilişkisiz veya ξ_1 ' in etkisi sıfır olacaktır. O zaman, diğer ξ ' ler ile ilişkili olan $\hat{\gamma}_1^*$ ' in tutarlı olmayan bir kestirici olduğu belirlenecektir (Bollen, 1989). Eşitlik (3.107)' den hareketle $\hat{\gamma}_2^*$ olasılık limiti,

$$p \lim(\hat{\gamma}_2^*) = \gamma_2 + b_{\xi_1, \xi_2, x_1, \xi_3, \dots, \xi_q} \gamma_1 \quad (3.109)$$

olur ve $\hat{\gamma}_2^*$, γ_2 ' nin tutarlı bir kestiricisi olmadığı belirlenir. Bu bölümde ele alınan tüm türetmeler aşağıda sırasıyla verilen basit varsayımlara sahiptir: (1) gizil değişken için sadece bir gösterge vardır, (2) gizil ve gözlenen değişkenler arasındaki ölçeklendirmede farklılık yoktur. Eğer bu varsayımlar esnetilirse Γ^* ve Γ arasındaki ilişki oldukça karmaşık hale gelmektedir. Genellikle açıklayıcı değişkenlerdeki ölçüm hatası $\hat{\Gamma}^*$ ' nin Γ ' nin tutarlı olmayan bir kestiricisi olmasına neden olmaktadır (Bollen, 1989).

Standart regresyon katsayılarının kullanımı bazı sosyal bilim dallarında yaygındır. Ana kütlede, Γ 'nın bir elemanı için standartlaştırılmış katsayı aşağıda verilen Eşitlik (4.32)' deki gibi tanımlanır (Bollen, 1989; Hayduk, 1987; Maruyama, 1997; Loehlin, 2004),

$$\text{standartlaştırılmış } \gamma_i \equiv \gamma_i \sqrt{\frac{\phi_{ii}}{VAR(\eta)}} \quad (3.110)$$

Γ^* 'nin karşılık olan elemanı ise:

$$\begin{aligned} \text{standartlaştırılmış } \gamma_i^* &\equiv \gamma_i^* \sqrt{\frac{VAR(x_i)}{VAR(y)}} \\ &= \gamma_i^* \sqrt{\frac{\phi_{ii} + VAR(\delta_i)}{VAR(\eta) + VAR(\varepsilon)}} \end{aligned} \quad (3.111)$$

olur. Değişkenlerdeki hataların göz ardı edildiği bir modeldeki regresyon katsayıları daha az hata içeren değişkenlerden meydana gelen bir modeldeki standartlaştırılmış regresyon katsayılarından farklılık göstermektedir (Bollen, 1989). Gözlenen değişkenlerin kareli korelasyon katsayısı ($\hat{\rho}_{xy}^2$) gizil değişkenler arasındaki kareli korelasyonun ($\hat{\rho}_{\xi\eta}^2$) tutarlı olmayan bir tahmin edicisidir. Belirgin bir biçimde $p \lim(\hat{\rho}_{xy}^2)$, $p \lim(\hat{\rho}_{\xi\eta}^2)$ ' den daha küçüktür;

$$p \lim(R^2) \geq p \lim(R^{*2}) \quad (3.112)$$

burada; sırasıyla R^2 ve R^{*2} ; ölçüm hatasız ve ölçüm hatalı değişkenlerin içerildiği eşitlikler için kareli çoklu korelasyon katsayılarıdır. Eşitlik (3.112)' ye göre N sonsuza gittiğinde R^{*2} , R^2 ' den daha küçük bir değere yakınsamaktadır. Rassal ölçüm hatası çoklu korelasyonun değerini azaltmaktadır (Bollen, 1989).

Bu bölümde çoklu regresyonda çoklu regresyon katsayısı ve regresyon katsayıları için rassal ölçüm hatasının sonuçları ele alınmıştır. Ölçüm hatasının olmadığı ve olduğu modeller için korelasyonlar ve katsayılar arasındaki ilişki basit regresyona göre oldukça karmaşıktır. Örneğin, gizil ve gözlenen değişkenler basit regresyonda aynı ölçeğe sahiptir, regresyon katsayısı açıklayıcı değişkenlerin güvenilirliğinin boyutunu azaltmaktadır. Bu genelleştirmeler çoklu regresyon analizinde yapılamamaktadır. Eğer sadece bir açıklayıcı değişken hata içeriyorsa, o değişkenin regresyon katsayısı zayıf olmaktadır, ancak zayıflığın bu boyutu, gizil değişkenin ölçülen değişken ile olan ilişkisine ve diğer açıklayıcı değişkenlerle olan ilişkisine bağlıdır. Özellikle, ölçüm hatası her zaman regresyon katsayılarının değerini güçsüzleştirmez (Bollen, 1989; Maruyama, 1997). Değişkenlerdeki hatanın göz ardı edildiği eşitliklerden elde edilen katsayıların değerleri, gerçek katsayı ile aynı, büyük ya da küçük olabilir. Bir eşitlik için ana kütle çoklu korelasyon katsayısı, hatasız değişkenlerin içerildiği eşitliklere göre daha güçsüzdür. Bu sonuç iki değişkenli korelasyon katsayısı için paralel bir özellik göstermektedir.

3.6.4. Korelasyonlu Ölçüm Hataları

Ölçüm hatalarının (δ, ε) korelasyonlu olmadığı durumlara ilişkin basit varsayımlar daha önceki bölümde aktarılmıştır. δ ve ε ' nin korelasyonlu olduğu varsayıldığında, ilk durum olarak δ ' deki tek faktörlerin en az biri ile ε ' nin kovaryanslarının sıfır olmadığını kabul edildiğinde, \mathbf{x} ve \mathbf{y} ' nin kovaryans vektörü,

$$\begin{aligned}\Sigma_{xy} &= COV(\mathbf{x}, \mathbf{y}') \\ &= \Sigma_{x\xi} \Gamma' + \Sigma_{\delta\varepsilon}\end{aligned}\quad (3.113)$$

olur. Eşitlik (3.113), Eşitlik (3.101)' e eşittir. Γ^{*} ise,

$$\begin{aligned}\Gamma^{*} &= \Sigma_{xx}^{-1} \Sigma_{xy} \\ \Gamma^{*} &= \Sigma_{xx}^{-1} \Sigma_{x\xi} \Gamma' + \Sigma_{xx}^{-1} \Sigma_{\delta\varepsilon}\end{aligned}\quad (3.114)$$

eşit olacaktır. Eşitlik (3.114), Eşitlik (3.102) ile karşılaştırıldığında, burada $\Gamma^* = \Sigma_{xx}^{-1} \Sigma_{x\zeta} \Gamma'$ dir. Γ^* 'nin Γ' ile ilişkisi tek faktörlerin kovaryansı nedeniyle oldukça karmaşık olacaktır. Basit regresyon durumunda, Eşitlik (3.114),

$$\gamma^* = \gamma \rho_{xx} + \frac{COV(\varepsilon, \delta)}{VAR(x)} \quad (3.115)$$

olur. Ölçüm hataları ilişkisiz olduğu zaman $|\gamma^*|$, $|\gamma|$ 'den daha küçük olacaktır. Eğer γ ve ters işaretlere sahip ise γ ile ilgili γ^* 'nin güç yitirimi; ε ve δ 'nin ilişkisiz olduğu durumdan daha fazla olmaktadır (Bollen, 1989). Γ^* 'nin Γ' ile ilişkisi ise ε 'nin δ ile ilişkili olmasından daha karmaşıktır.

3.6.5. Bilinmeyen Güvenirlilikler

Ölçümlerin güvenilirlikleri pek çok durumda bilinmemektedir. Yine de, her bir gizil değişken sadece bir göstergeye sahip olduğunda bile bir veya daha çok değişkenin ölçüm hata varyansını veya güvenilirliğini tahmin etmek olasıdır (Bollen, 1989; Kaplan, 2000; Kline, 2005). Basit bir kuramsal örnek ile bu olasılık gösterilebilir. Şekil 3.6'dan hareketle bu olasılığı göstermek için ilgili eşitlikler:

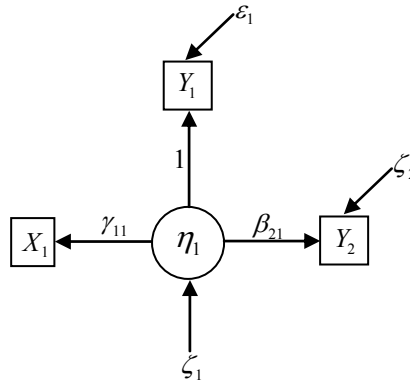
$$\begin{aligned} y_2 &= \beta_2 \eta_1 + \zeta_2 \\ \eta_1 &= \gamma_{11} x_1 + \zeta_1 \\ y_1 &= \eta_1 + \varepsilon_1 \end{aligned} \quad (3.116)$$

olarak elde edilir. y_1 , η_1 'nin rassal ölçüm hatası içeren bir göstergesidir (ε_1). ε_1 'in varyansı tahmin edilmek istenen unsuru oluşturmaktadır. Eğer $VAR(\varepsilon_1)$ ve diğer bilinmeyen parametreler tanımlanmış ise gözlenen değişkenlerin kovaryansları ve varyanslarının fonksiyonları olarak yazılabilirler. Yalnızca gözlenen değişkenler x_1 , y_1

ve y_2 'dir ve bu deęişkenler 6 tane $(= \frac{1}{2}(3)(4))$ artıksız varyans ve kovaryansın ortaya çıkmasına neden olmaktadır. Altı bilinmeyen parametre: γ_{11} , β_{21} , ϕ_{11} , ψ_{11} , ψ_{22} ve $VAR(\varepsilon_1)$ ' dir. Parametreler açısından x_1 , y_1 ve y_2 ' nin varyansları ve kovaryansları:

$$\begin{aligned} VAR(x_1) &= \phi_{11}, & VAR(y_1) &= \gamma_{11}^2 \phi_{11} + \psi_{11} + VAR(\varepsilon_1) \\ COV(x_1, y_1) &= \gamma_{11} \phi_{11}, & COV(y_1, y_2) &= \beta_{21} \gamma_{11}^2 \phi_{11} + \beta_{21} \psi_{11} \\ COV(x_1, y_2) &= \beta_{21} \gamma_{11} \phi_{11}, & VAR(y_2) &= \beta_{21}^2 \gamma_{11}^2 \phi_{11} + \beta_{21}^2 \psi_{11} + \psi_{22} \end{aligned} \quad (3.117)$$

olur.



Şekil 3.6. Tüm parametrelerim tanımlı olduęu ve Y_1 ' deki hata ile nedensel zincir modeli

Bilinmeyen her bir parametre Eşitlik (3.117) kullanılarak gözlenen deęişkenlerin varyansları ve kovaryanslarının bir fonksiyonu olarak yazılabilir:

$$\begin{aligned} \phi_{11} &= VAR(x_1), & \gamma_{11} &= \frac{COV(x_1, y_1)}{VAR(x_1)} \\ \beta_{21} &= \frac{COV(x_1, y_2)}{COV(x_1, y_1)}, & VAR(\varepsilon_1) &= VAR(y_1) - \frac{COV(y_1, y_2) COV(x_1, y_1)}{COV(x_1, y_2)} \end{aligned} \quad (3.118)$$

y_1 ' deki hata varyansı, $VAR(\varepsilon_1)$, dięer model parametreleri gibi tanımlanmıştır.

3.7. Ölçme Modeli İçin Geçerlilik ve Modelin Güvenirliliği

Gizil değişkenler ölçüm modellerindeki kavramları gösterirler. Bir kavram seçildiğinde ya da tasarlandığında, ölçüm süreci dört adımda gerçekleşir: (1) kavramın anlamının verilmesi, (2) gizil değişkenlerin ve boyutların tanımlanması, (3) ölçümlerin biçimi, (4) gizil değişkenler ve ölçümler arasındaki ilişkilerin belirlenmesidir. İlk adım kuramsal bir tanımlamanın sağlanmasıyla gerçekleşmektedir. Kuramsal tanımlama bir kavramın olası anlamlarının kesin ve açık bir biçimde açıklanmasını sağlamaktadır. İkinci adım kavramın boyutlarının açık bir biçimde ortaya konulmasıdır. Boyutlar bir kavramın farklı yönlerini göstermektedir. Boyutlar araştırmacı tarafından alanda olan anlamlı kuramsal bilgi ile belirlenmektedir. Ancak bu belirlemenin gerçekleştirilmesinde her boyutta bir gizil değişkene ihtiyaç duyulmaktadır. Üçüncüsü, kuramsal tanımlama ölçümlerin seçiminde yol gösterilmesini sağlamaktadır. Düzenlenmiş ölçme aracının veya toplanmış resmi bilginin, hakkında bilgi edinilmek istenen olayın bir kavram tarafından kapsanıp kapsanmadığının belirlenmesi sağlar. Bu bilgi bir ölçümün geçerli olup olmadığının değerlendirilmesine yardımcı olmaktadır. Ölçmedeki bir sonraki adım, ölçümlerin biçimi açısından kuramsal tanımlamaya bağlıdır. Bu durum işlevsel tanımlama olarak ele alınmaktadır. İşlevsel tanımlama bir kavramı gösteren gizil değişkenlerin ölçü biçimleri için takip edilecek süreçleri betimlemektedir. Bilindiği gibi ölçüm modeli gizil ve ölçüm değişkenleri arasındaki ilişkiyi betimlemektedir. Bu ilişki bir path diyagramı veya bir eşitlik aracılığıyla gösterilebilir (Hayduk, 1987; Bollen; 1989; Borsboom, et al., 2004; Loehlin, 2004).

Gizil değişkenlerin ölçülmesinde kullanılan ölçme araçlarının kararlılığının incelenmesi işleme güvenilirlik araştırması; bu tür ölçme araçlarının, ölçülmek istenen gizil değişkeni ölçme ve bu ölçmeyi yaparken ilgilenilen değişkeni bir başka değişkenle karıştırmadan ölçebilmesinin incelenmesi işleme de geçerlik araştırması denmektedir. Gizil değişkenlerin ölçülmesinde kullanılan ölçme araçlarının güvenilirlik, geçerlilik ve kullanılabilirliği araştırıldığında, bu araştırmalarda elde edilen sonuçların birlikte ve birbirleriyle olan ilişkileri içinde ele alınması gerekmektedir. Bu şekilde, bu tür ölçme araçlarının ölçülmek istenen gizil değişkenin gerçek değerine ne derece yakın ölçümler

vermekte olduđu belirlenebilir. Ölçme aracının ölçtüđu şeyi doğru ve tutarlı bir biçimde ölçmesi gerekmektedir. Bir ölçme aracının sahip olması gereken en önemli iki unsur geçerlilik ve güvenilirliktir (Çelik, 2004).

Geçerlilik varsayılan bir ölçüm ile ilgili olarak bir değişkenin ölçümlerinin ölçülmek istenen kavramsal yapıyla ilgili olup olmadığı olarak tanımlanmaktadır. Geçerlilik bir ölçme aracının neyi ölçtüđu ve bu işi ne kadar iyi yaptığıdır (Anastasia and Urbina, 1997; Saunders, et al., 2003). O zaman doğru ölçebilme derecesi olarak tanımlayabileceğimiz geçerlik kısaca, “bir ölçme aracının geliştirildiği konuda amaca yönelik olmasıdır”. Bir ölçme aracının güvenilirliği, onun istenilen değişkeni ölçme ve bu işi diğer değişkenlerin etkisine kapalı olarak, yani onların etkilerini ölçümlere yansıtmadan yapma derecesi olarak tanımlanmaktadır. Geçerliliğin iki ana türü; dış ve iç geçerliliğidir. Araştırmadaki dış geçerlilik zaman, özellikler ve kişiler arasındaki ilişkilerin genelleştirilmesi için verinin yeterliliğini göstermektedir. İç geçerlilik ölçümler için bir araştırmadaki araçların yeterliliğini açıklamaktadır (de Vaus, 2002; Cooper and Schindler, 2003; Borsboom, et al., 2004).

Geleneksel olarak geçerlilik dörde ayrılmaktadır; “içerik geçerliliği”, “ölçüt geçerliliği”, “yapısal geçerlilik” ve “ayırddedici ve yakınsama geçerliliğidir”. İçerik geçerliliği, geçerliliğin niteliksel bir türüdür. İçerik geçerliliği ölçülmesi planlanan kavramın kullanılan ölçme aracı tarafından ne ölçüde kapsandığına ilişkindir (Bollen, 1989; Loehlin, 2004; Brown, 2006). Ölçüt geçerliliği bir ölçüt ve ölçüm değişkeni arasındaki uyumun derecesidir. Ölçüt geçerliliğinde elde edilen ölçümlerin karşılaştırılması için standart bir değişkene ihtiyaç duyulur ve bu standart değişken ölçüt değişkeni olarak tanımlanmaktadır (Loehlin, 2004).

Ölçme aracının taşınması gereken özelliklerden birisi olan güvenilirlik, bir ölçme aracıyla aynı koşullarda tekrarlanan ölçümlerde elde edilen ölçüm değerlerinin kararlılığının bir göstergesidir. Ölçümlerin kararlılığının yorumlanmasında, iki farklı yaklaşım bulunmaktadır. Birinci yaklaşım, birbirini izleyen ölçmelerde, bireyin grup içindeki sırasının değişmezliği; ikinci yaklaşım ise birbirini izleyen ölçümlerde ölçme hatalarının büyüklüğü, yani ölçme aracının tekrarlı ölçümlerde aynı gözlem biriminden

yaklaşık olarak aynı ölçüm değerini elde etmesi ve dolayısıyla ölçmenin standart hatasının düşük olması ile ilgilidir (Thorndike, et al., 1991; Traub, 1994; de Vaus, 2002; Muijs, 2004). Güvenirlik sadece ölçme aracına ait bir özellik değildir, ölçme aracı ve aracın sonuçlarına ilişkin bir özelliktir.

Çoklu Özellik Çoklu Grup Analizi (MTMM) (Multitrait Multimethod Model) yapı geçerliliğinin tanımlanmasının bir yoludur (Schumacker and Lomax, 2004). MTMM analizi iki veya daha fazla metot ile yapılandırılmış iki veya daha fazla özelliğin (ya da kavramın) göstergeleri bulunduğu kullanılmaktadır. Bu metotlar, özellikler ile ilişkisiz değişkenlerin korelasyon matrisinin biçiminin ve korelasyonlar geçerliliğinin değerlendirilmesinde kullanılmaktadır (Bollen, 1989; Brown, 2006). Multitrait-multimethod matrisi diyagonal boyunca “ayırddedici ve yakınsama geçerliliği” ile güvenirlik katsayılarını uygun bir biçimde gösterir. MTMM matrisi genel olarak iki tür katsayı bloğundan oluşmaktadır; monometot ve heterometot. Monometot blokları aynı biçimde değerlendirilen metotlardan türetilen göstergeler arasındaki korelasyonları içerir. Heterometot blokları ise farklı metotlar tarafından değerlendirilen göstergeler arasındaki korelasyonları içermektedir (Brown, 2006).

Güvenirlik katsayıları ölçme aracındaki skorların iç tutarlılıklarının bir göstergesidir. YEM’ de güvenirlik katsayısının 0.85 ile 0.95 arasında veya daha yüksek olması önerilmektedir (Schumacker and Lomax, 2004). Yakınsama geçerliği katsayıları farklı metotların kullanıldığı (araçlar) aynı özelliklerin (yapılar) ölçümleri arasındaki korelasyon katsayısıdır. Yakınsama geçerliği katsayıları 0.85 ile 0.95 arasında veya daha yüksek olmalıdır. Ayırddedici geçerlik katsayıları aynı metodun kullanıldığı (araç) farklı özellikler arasındaki korelasyon katsayısıdır. Ayırddedici geçerlik katsayıları yakınsama geçerliği katsayıları ve/veya ölçme aracının güvenirlik katsayılarından çok küçük olmalıdır. MTMM analizinin temel özellikleri Çizelge 3.7’ de verilmiştir. Çizelge 3.7 dört değişkenin korelasyon matrisini göstermektedir. Varsayımsal olarak x_1 ve x_2 değişkenleri bir özelliği x_3 ve x_4 değişkenleri diğer özelliği ölçmektedirler (örneğin; iki farklı tutum). Ayrıca x_1 ve x_2 değişkenleri birinci metot, x_3 ve x_4 değişkenleri ikinci metotla ölçülmüştür (örneğin; Guttman ve Likert ölçeği). Yakınsama

geçerliđi için, aynı özelliđin farklı ölçümlerinin korelasyonları istatistiksel olarak anlamlı ve yeterince büyük olmalıdır. Çizelge 3.4' te yakınsama geçerliđi korelasyonları ρ_{x_1,x_3} ve ρ_{x_2,x_4} tür (Schumacker and Lomax, 2004).

Çizelge 3.4. Multitrait-multimethod matris

	Metot I		Metot II	
	x_1	x_2	x_3	x_4
Metot I				
x_1	1			
x_2	ρ_{x_1,x_2}	1		
Metot II				
x_3	ρ_{x_1,x_3}	ρ_{x_2,x_3}	1	
x_4	ρ_{x_1,x_4}	ρ_{x_2,x_4}	ρ_{x_3,x_4}	1

Ayırdedici geçerlik deđerlendirmesi en azından iki karşılaştırma ile sağlanır. Birincisi, yakınsama geçerliđi korelasyonları ne aynı özelliđin nede aynı metodun paylaşıldıđı her hangi bir başka deđişken ile bir deđişken arasındaki korelasyondan büyük olmalıdır. ρ_{x_1,x_3} ve ρ_{x_2,x_4} , ρ_{x_1,x_4} ve ρ_{x_2,x_3} ' den büyük olmalıdır. İkincisi, yakınsama geçerliđi korelasyonları aynı metot ile ölçülen farklı özelliklerin korelasyonlarından daha büyük olmalıdır. Bunun anlamı ρ_{x_1,x_3} ve ρ_{x_2,x_4} , ρ_{x_1,x_2} ve ρ_{x_3,x_4} ' den büyük olmalıdır. ξ_j ' ye ait bir x_i ölçümünün geçerliđi x_i ve ξ_j arasındaki direkt yapısal iliřkinin řiddetidir (Brown, 2006).

Klasik ölçme teorisi deneysel güvenirlik testlerinin bazılarını temel aldıđından, güvenirliđin ilgili özelliklerinin açıklanması amacıyla teorinin ana eřitliđi;

$$x_i = \tau_i + e_i \quad (3.119)$$

dir. Burada x_i i inci gözlenen deđişkeni (veya test skoru), e_i $x_i - \tau_i$ olarak tanımlanan hata terimini ve τ_i x_i ' in temel oluşturduđu gerçek puanı göstermektedir. $COV(\tau_i, e_i)$ '

nin sıfır ve $E(e_i) = 0$ olduğu varsayılmaktadır. Gerçek puan τ_i gözlenen değişkenlerdeki tüm sistematik faktörlerden meydana gelen bir değişkendir. Klasik test teorisine göre, farklı maddeler için ölçme hataları ilişkisizdir (Kaplan, 2000). İki ölçümün korelasyonu onların gerçek puanlarının ilişkisinden meydana gelmektedir. Gerçek puanlar gözlenen değişkenlerin ilişkilerinin neden olduğu sistematik bileşenlerdir. Paralel, eşdeğer (tau-equivalent) ve konjenerik (türdeş) ölçümler test teorisindeki gözlenen değişkenlerin üç ana türüdür (Bollen, 1989). x_i ve x_j ölçümleri kullanılarak tanımlanırsa;

$$\begin{aligned} x_i &= \alpha_i \tau_i + e_i \\ x_j &= \alpha_j \tau_j + e_j \end{aligned} \quad (3.120)$$

olacaktır. Burada e_i ve e_j terimleri ilişkisiz olduğu ve gerçek puanların aynı olduğu varsayımı yapılır ($\tau_i = \tau_j$). Eğer α_i ve α_j bire eşit ve $VAR(e_i) = VAR(e_j)$ ise o zaman x_i ve x_j paralel ölçümlerdir. Açık bir biçimde, bu iki maddenin ortalamaları, kovaryansları ve faktör yükleri eşittir. Eğer α_i ve α_j bire eşit ve $VAR(e_i) \neq VAR(e_j)$ ise ölçümler eşdeğerdir. Eğer $\alpha_i \neq \alpha_j$ ve $VAR(e_i) \neq VAR(e_j)$ ise ölçümler konjeneriktir. Konjenerik ölçümler bu üç tür içinde en genel olanıdır (Bollen, 1989; Brown, 2006).

$\rho_{x_i x_i}$ 'nin güvenilirliği aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

$$\rho_{x_i x_i} = \frac{\alpha_i^2 VAR(\tau_i)}{VAR(x_i)} \quad (3.121)$$

$VAR(x_i) = \alpha_i^2 VAR(\tau_i) + VAR(e_i)$ ve $VAR(e_i)$ negatif olmadığı için, güvenilirlik asla bir değerinden büyük olamaz.

Eşdeğer veya paralel ölçümler için,

$$\rho_{x_i x_i} = \frac{VAR(\tau_i)}{VAR(x_i)} \quad (3.122)$$

dir. Güvenirlik, gözlenen değişkenlerin varyanslarının, gerçek puanlara ilişkin varyanslara oranıdır (Bollen, 1989; Brown, 2006).

Geçerlilik ve güvenirlilik ölçme hatasından etkilenmektedir, elde edilen ölçümlerdeki hata payı artıkça geçerlilik ve güvenirlilik azalmaktadır. Bilindiği gibi sistematik, rassal ve sabit hata türleri bulunmaktadır. Sözü edilen hataların tümü ölçme aracının güvenirliliğini düşürmektedir. Oysa güvenirlilik sabit ve sistematik hatalardan etkilenmeyip, sadece rassal hatalardan etkilenir (Çelik, 2004).

Bu bölümün sonuna kadar gözlenen değişkenli YEM, ölçüm modelinin ve ölçüm teorisinin temel yaklaşımları verilmiştir. Bölüm 4' te faktör analizinin iki ana yaklaşımını oluşturmaktadır. AFA ile DFA arasındaki ilişkinin açık bir biçimde açıklanması amacıyla bu iki faktör analizi yaklaşımı aktarılmıştır.

BÖLÜM 4

AÇIKLAYICI VE DOĞRULAYICI FAKTÖR ANALİZİ

Bu bölümde Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) ve Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) ele alınmıştır. Ölçüm modelinin geliştirilmesinde kullanılan DFA, ana karakteristik özelliklerinin belirlenmesini sağlayan AFA temelli olarak aktarılmıştır.

4.1. Açıklayıcı Faktör Analizi

AFA çok sayıdaki değişken arasındaki ilişkilere dayanarak, verileri kavramsal olarak anlamlı ve özet biçimde sunulmasını sağlayan çok değişkenli bir yöntemdir (Reymont ve Jöreskog, 1993). AFA, gizil rassal vektörlerin bilinmeyen birkaç doğrusal kombinasyonundan, gözlenen değişkenlerin bir seti arasındaki korelasyonları açıklamaya çalışan bir nedensel modelleme yaklaşımı olarak ta ele alınmaktadır. AFA, insan zekâsını modellemek için 1900' lü yılların başlarında Charles Spearman tarafından ortaya çıkarılmıştır. Spearman, birkaç disiplinden elde edilen test skorları ve gizil insan zekası arasındaki nedensel ilişkileri anlamaya çalışırken bu tekniği geliştirmiştir. Spearman' ın (1904) tek faktör modeli daha sonra Thurstone (1931, 1947) tarafından çoklu faktörler için genelleştirilmiştir (Bollen, 1989; Timm, 2002; Cudeck, 2007). Başka bir tanımlamaya göre, AFA ile çok sayıdaki değişken arasındaki iç ilişkilerin yapısı araştırılmaktadır (Hair, et al., 1998).

Faktör analitik tekniklerinin genel amacı, minimum bilgi kaybı ile birleşik boyutların veya faktörlerin oluşturduğu yeni ve daha küçük bir setin içinde orijinal değişkenler tarafından içerilen bilginin özetlenmesi (yoğunlaştırılması) için bir yol bulmaktır. Faktör analizi teknikleri, veri indirgeme veya özetlenen veriden yapı tanımlama olarak belirlenen iki amaçtan birisi için kullanılabilir. Faktör analizi, değişkenler arasındaki ilişkilerin yapısını tanımlar. Eğer bir araştırmanın konusu ilgili karakteristikleri özetlemek ise, faktör analizi değişkenlerin korelasyon matrisine göre uygulanabilir. Burada değişkenler arasındaki ilişkiler temel alınarak faktör analizi

gerçekleştirilir. Bu faktör analizi türüne R- tipi faktör analizi adı verilmekte ve tanımlanmış gizil boyutlar için değişkenlerin bir seti analiz edilmektedir (Sharma, 1996; Hair, et al., 1998; Johnson and Wichern, 1998; Fabrigar, et al., 1999; Timm, 2002).

Değişkenler arasındaki korelasyon matrisinden elde edilen faktörler, değişkenler arasındaki ilişkilerin boyutlarını göstermektedir. Faktör analizi her bir gözlem değerinin korelasyon matrisine de uygulanabilir, bu çok sayıda verinin daha büyük bir ana kütle içerisinde bulunan farklı gruplarla birleştirilmesi ya da yoğunlaştırılması tekniği olarak adlandırılan Q-tipi faktör analizidir. Q-tipi faktör analizi değişkenler itibariyle ölçülen birimlerin arasındaki homojen grup veya kümelerin belirlenmesine olanak tanımaktadır (Johnson and Wichern, 1998; Hair, et al., 1998).

AFA' da korelasyon veya kovaryans matrisleri ortak faktörlerden ve tek faktörlerden dolayı iki bölüm içinde ayrılmıştır. Herhangi bir korelasyon, karşılıklı olarak ilişkisiz olan tek faktörler ile ilişkilendirilmiş ortak faktörlerce açıklanamaz. Temel bileşenler analizinde spesifik varyanslar yoktur, tüm varyans bileşenler tarafından açıklanır. Temel bileşenler analizinde, p adet değişkenin bir seti yeni ilişkisiz değişkenlerin bir sayısına eşit doğrusal ve ortogonal olarak dönüştürülür. Bu dönüştürmede toplam varyans değişmez. Temel bileşenler analizinin tersine, AFA modeli, tek faktörlerce hesaplanan artıklar ile ortak faktörlerin daha küçük bir sayısına göre bağımlı yapının çoğunu açıklamaktadır (Sharma, 1996; Hair, et al., 1998; Johnson and Wichern, 1998; Fabrigar, 1999; Timm, 2002).

Özetle, AFA' da herhangi bir değişkenin varyansını ortak ve spesifik varyans olarak iki kısma ayırmakta ve ortak varyansın ortak faktörlerden kaynaklandığını açıklamaktadır. AFA' nın amacı, başlangıçta ortak varyansların tahminini elde edip, sonraki adımda değişkenler arasındaki korelasyonların ve ortak varyansların oluşturduğu ortak faktörleri ortaya çıkarmaktır. AFA, gözlenen ve ölçülen çok sayıda niteliğin arkasında yatan nedenlerin yani gizil yapıların var olduğunu varsaymaktadır (Sharma, 1996; Hair, et al., 1998; Fabrigar, 1999; Timm, 2002). AFA basit bir modeldir. Çok uzun yıllardır pek çok alanda çok ilgi görmüştür. AFA ile ilgili yazın

oldukça kapsamlı ve geniştir. AFA' ya ait ilk kapsamlı çalışmalar Harmon (1976) ve Mulaik (1972) de bulunabilir. Daha çok en son gelişmeler, Jöreskog and Sörbom (1996), McDonald (1985), Bollen (1989) ve Basilevsky (1994) tarafından yazılmış kitaplarda içirilmektedir.

AFA modeli $p \times 1$ boyutlu bir \mathbf{X} rassal vektörü tarafından tanımlanır. \mathbf{X} rassal değişkeni μ ortalama ve Σ kovaryans matrisine sahiptir. Varsayılan faktör modeli için \mathbf{X} , ortak faktörler olarak adlandırılan birkaç gözlenemeyen rassal değişkene $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_m$ ve hatalar veya zaman zaman spesifik faktörler olarak adlandırılan $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p$ p tane değişimin toplam kaynağına doğrusal olarak bağımlıdır. Pek çok araştırmada ε_i , ölçülen hataların ve faktörlerin kombinasyonları olma eğilimindedir. AFA' ya ilişkin ilgili doğrusal eşitlik;

$$\mathbf{X} - \mu = \Lambda \xi + \varepsilon \quad (4.1)$$

dir. Burada $\Lambda (p \times q)$ faktör yüklerinin veya regresyon ağırlıklarının matrisidir, $\Lambda = [\lambda_{ij}]$, λ_{ij} , j inci faktördeki i inci değişkenin yükü olarak adlandırılır, $\xi (q \times 1)$ ortak gizil faktörlerin bir rassal vektörüdür ve $\varepsilon (p \times 1)$ hatalı ölçümlerin (gizil tek faktörler veya hatalar olarak adlandırılır) rassal bir vektörüdür. $\xi, N[0, I]$ ve $\varepsilon, N[0, \Psi_\varepsilon]$ ile dağıldığı varsayılmaktadır. Burada Ψ_ε diyagonal bir matristir ve ξ, ε ile ilişkisizdir. Genellikle, q, p ' den çok daha küçüktür. $E(\xi) = E(\varepsilon) = 0$, $\text{cov}(\xi) = I$, $\text{cov}(X) = \Sigma$, $\text{cov}(\varepsilon) = \Psi$ dir ve $\text{cov}(\xi, \varepsilon) = E(\varepsilon \xi^T) = 0$ dir.

$$\text{cov}(\varepsilon) = \Psi = \begin{bmatrix} \psi_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \psi_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \psi_p \end{bmatrix} \quad (4.2)$$

Her bir X gözlemi için kovaryans matrisi aşağıda verilen yapıya sahiptir;

$$\begin{aligned}
 (X - \mu)(X - \mu)^T &= (\Lambda\xi + \varepsilon)(\Lambda\xi + \varepsilon)^T \\
 &= (\Lambda\xi + \varepsilon)\left((\Lambda\xi)^T + \varepsilon^T\right) \\
 &= \Lambda\xi(\Lambda\xi)^T + \varepsilon(\Lambda\xi)^T + \Lambda\xi\varepsilon^T + \varepsilon\varepsilon^T \\
 \Sigma = \text{cov}(X) &= E(X - \mu)(X - \mu)^T = \text{cov}(\Lambda\xi + \varepsilon) \\
 &= \Lambda \underbrace{E(\xi\xi^T)}_I \Lambda^T + \underbrace{E(\varepsilon\xi^T)}_0 \Lambda^T + \Lambda \underbrace{E(\xi\varepsilon^T)}_0 + \underbrace{E(\varepsilon\varepsilon^T)}_\Psi \\
 &= \Lambda\Lambda^T + \Psi_\varepsilon
 \end{aligned} \tag{4.3}$$

burada, Ψ kovaryans matrisi diyagonaldir, $\Psi = \text{diag}[\psi_1, \psi_2, \dots, \psi_p]$. Açık bir biçimde, $\text{cov}(\mathbf{X}, \xi) = E(\mathbf{X} - \mu)\xi^T = \Lambda E(\xi\xi^T) + E(\varepsilon\xi^T) = \Lambda$ dir.

Gizil faktörler ve belirgin değişkenler arasındaki korelasyonlar, Λ faktör yükleri matrisindeki elemanlar yoluyla belirlenir. i inci belirgin (gözlenen rassal değişken) değişkenin varyansı,

$$\underbrace{\sigma_{ii}}_{\text{Var}(X_i)} = \underbrace{\lambda_{i1}^2 + \dots + \lambda_{iq}^2}_{\text{ortak}} + \underbrace{\psi_i}_{\text{spesifik varyans}} \tag{4.4}$$

eşittir. Burada λ_{ij} ve $\psi_{\varepsilon i}$ sırasıyla, Λ 'nın (i, j) inci elemanı ve Ψ_ε 'nin i inci elemanıdır. $\lambda_{i1}^2 + \dots + \lambda_{iq}^2$ niteliği ortak varyanstır, gizil faktörlerce katkıda bulunulan varyansı göstermektedir. Ortak varyans bir değişkenin modelde yer alan diğer değişkenlerle ortaklaşa sahip olduğu varyans olarak tanımlanmaktadır (Hair, et al., 1998, Johnson, et al., 1998, Lee, 2007) ve faktör ağırlıklarının kareleri toplamına eşittir.

Eşitlik (4.1) doğrusal bir regresyon modeli gibi düşünülebilir, çünkü verilen ξ için \mathbf{X} 'in kovaryans matrisi diyagonaldir, ξ tüm karşılıklı ilişkileri ve \mathbf{X} 'in

elemanları arasındaki tüm doğrusal ilişkileri açıklar. $\text{cov}(\mathbf{X}|\xi) = \Sigma - \Lambda\Lambda' = \Psi$.
 $\Psi = \text{diag}(\Sigma - \Lambda\Lambda')$, kısmi korelasyon matrisi $\Psi^{-1/2}(\Sigma - \Lambda\Lambda')\Psi^{-1/2}$ dir.

AFA için Modelin Tanımlanması ve Analizi

\mathbf{x} ' in $\{x_1, \dots, x_n\}$ rassal bir örnekleme elde edilmiş olsun, örneklem kovaryans matrisi; $\mathbf{S} = (n-1)^{-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(x_i - \bar{x})^T$ olur. Burada, \bar{x} örneklem ortalamasıdır. Örneklem kovaryans matrisi, Σ ' nın bir yansız kestiricisidir ve $(n-1)\mathbf{S}$, $(n-1)$ serbestlik derecesiyle p - boyutlu bir Wishart dağılıma sahiptir, $W_p(\Sigma, n-1)$ (Anderson, 1984, Johnson and Wichern, 1988, Lee, 2007). Pratikte, Λ ve Ψ_ε parametre matrislerindeki bilinmeyen elamanlar, \mathbf{S} ' den hareketle tahmin edilmektedirler. Tahminden önce, modelin tanımlanması dikkate alınmalıdır. Eğer $q=1$ ise, o zaman Λ kendisinin tüm elemanlarının işaretinin makul bir değişiminden başka tek bir değerdir. $q > 1$ olduğunda, Λ için belirlenecek değerlerin seçimleri sınırsızdır. Bu durumda eğer ξ , $A\xi$ ve Λ , ΛA^T ile yer değiştirirse, Eşitlik (4.1) ve Eşitlik (4.2) değerlerin elde edilmesi için yeterli konumdadırlar. Burada A , rank q ' nun herhangi bir ortogonal matrisidir. Faktörlerin belirlenme problemi (bilinmeyen sayısının denklem sayısından fazla ya da çok fazla olma durumunda) parametrelerdeki tanımlama koşullarının uygulanmasıyla çözümlenebilir (Lee, 2007).

Tanımlama koşulları için bazı özellikler aşağıdaki gibidir;

- (i) $\Lambda^T \Sigma^{-1} \Lambda$ diyagonaldir.
- (ii) $\Lambda^T \Psi_\varepsilon^{-1} \Lambda$ diyagonaldir.
- (iii) $\Lambda^T S^{-1} \Lambda$ diyagonaldir.
- (iv) Bütün $h=2, \dots, q$ ve $k < h$ için $\lambda_{kh} = 0$ dır.

Faktörlerin belirlenmiş sabit sayısıyla, önerilen modele dair parametre tahminleri (uygun tanımlama koşuluna göre), nesnel bir fonksiyonun minimize edilmesi ile elde edilir. Çözümler genellikle kapalı bir formda olmadığı için, tahminler bazı iteratif süreçlerle elde edilmektedir. EKK, GEKK ve EO metotları en sık kullanılan yaklaşımlardır. Bu yaklaşımlar veriyi en iyi şekilde temsil edecek ölçütlerin kullanılması açısından birbirinden ayrılmaktadır. Bu metotlar değişkenlerin ortak varyanslarını tahmin etmede kullandıkları ölçütler açısından farklılık göstermektedirler (Sharma, 1996, Lee, 2007). Bu bölümde AFA için yukarıda sözü edilen metotlardan sadece EO metodu aktarılmıştır. Eğer ortak faktörlerin (ξ) ve spesifik faktörler ε 'nin normal dağıldığı varsayılırsa, spesifik varyansların ve faktör yüklerinin EO tahminleri elde edilebilir. Λ ve Ψ_ε 'nin EO tahminlerinin elde edilmesi için kullanılan süreçler, sırasıyla yukarıda verilen (ii) ve (iii) özelliklerine göre yapılmaktadır (Jöreskog, 1973; Johnson and Wichern, 1998; Lee, 2007;). Özellik (iv)'e göre EO tahminleri, sıralama algoritması veya Gauss Newton algoritması ile elde edilmektedir. Parametrelerin EO tahminleri, eşit olan farklı tanımlama koşulları altında elde edilmektedir (Lee, 2007).

AFA' da gözlenen değişkenlerin bağımlı olduğu yapıyı bulmak için, gizil faktörlerin uygun bir sayısının seçimi oldukça önemli bir konudur. Buda q 'ya ilişkin olan hipotezin test edilmesinde temel problemi oluşturmaktadır. \mathbf{S} ' den sağlanan bilginin temelinde negatif log-olabilirlik fonksiyonu:

$$L(\tilde{\Lambda}, \tilde{\Psi}_\varepsilon) = \log \left| \left(\tilde{\Lambda} \tilde{\Lambda}^T + \tilde{\Psi}_\varepsilon \right) \right| + \text{tr} \left\{ \mathbf{S} \left(\tilde{\Lambda} \tilde{\Lambda}^T + \tilde{\Psi}_\varepsilon \right)^{-1} \right\} - \log |\mathbf{S}| - p \quad (4.5)$$

dir, burada $\{\tilde{\Lambda}, \tilde{\Psi}_\varepsilon\}$, $\{\Lambda, \Psi_\varepsilon\}$ 'nin EO tahminleridir. Olabilirlik oran ölçütü $nL(\tilde{\Lambda}, \tilde{\Psi}_\varepsilon)$ ile elde edilir (Lee, 2007).

Sıfır hipotezinde ifade edilen q tane gizil faktöre sahip doğru modele ilişkin istatistiğin asimptotik dağılımı χ_{sd}^2 'dir. Çok değişkenli normal dağılımdan sapmaların söz konusu olduğu durumlar için yapılan kuramsal çalışmalarda ki-kare istatistiğinin asimptotik özelliğini kaybettiğini ve parametrelerin standart hatalarını olumsuz

etkilediği, ancak tahmin edilen parametrelerin bu süreçten etkilenmediği belirlenmiştir (Sharma and Durvasula, 1989). Ki-kare dağılımının “serbestlik derecesi”, simetrik genel kovaryans matrisindeki parametrelerin sayısı ile önerilen modeldeki bilinmeyen parametrelerinin sayısının farkına eşittir;

$$sd = \frac{p(p+1)}{2} - \left[(pq + p) - \frac{q(q-1)}{2} \right] = \frac{1}{2} \left[(p-q)^2 - (p+q) \right] \quad (4.6)$$

Eğer $nL(\tilde{\Lambda}, \tilde{\Psi}_\varepsilon)$, ki-kare tablosundan elde edilen kritik değerden daha büyük ise, q gizil faktörlü önerilen model seçilen I. tip hata düzeyinde reddedilir (Sharma, et al., 1989; Lee, 2007).

4.2. Doğrulayıcı Faktör Analizi Modeli

DFA, AFA modelinin doğal bir uzantısıdır (Lee, 2007). DFA, özellikle gizil değişkenler (veya faktörler) ve gözlenen ölçümler (test maddeleri, test skorları, vb.) arasındaki ilişkilerin ölçüm modelleriyle ilgilenen YEM’ in bir türüdür. DFA’ nın temel bir özelliği onun hipotez edebilme doğasıdır. DFA, bir ölçme aracının (örneğin; anket) gizil yapısını incelemek için ölçek geliştirme süreci boyunca kullanılır (Brown, 2006). Uygulamalı araştırmalarda, faktör analizi genellikle, çok maddeli ölçme araçlarının psikometrik değerlendirmesi için kullanılmaktadır (Floyd and Widaman, 1995).

Değişkenlerin gözlenen vektörü, ilişkisiz hatalar ile doğrusal bir modelde kullanılan gizil bir faktörle ilgilidir. Analizin amacı p tane gözlenen değişken arasında gözlenen kovaryansı (korelasyonları) açıklamak için gizil faktörlerin küçük bir sayısını bulmaktır. Gizil faktörlerin küçük bir sayısı bulunduğu anda, tüm faktörler eğik (oblique) veya dikey (orthogonal) faktörlerin basit yapısını aynı anda tanımlamaya çalışmak için dönüştürülürler.

Açıklayıcı bir analiz yapıldığında araştırmacı; ortak faktörlerin sayısı, değişkenlere göre ilgili gizil faktörlerin sayısı, regresyon katsayıları modelinin veya faktörlerin ilişkili ya da dikey olup olmadığı hakkında önceden bir bilgiye sahip değildir. AFA genellikle, bir tanımlayıcı veya açıklayıcı süreç iken, DFA' da araştırmacı, faktör modelinin önceden belirlenmiş tüm durumlarına: faktör sayısı, faktör yükleri, vb. bakmalıdır (Brown, 2006). DFA' da bir model önceden yapılandırılmıştır (Bollen, 1989). DFA, faktör modelinin değerlendirilmesi ve tanımlamasının gerçekleştirilebilmesi için, güçlü bir deneysel veya kavramsal altyapıya ihtiyaç duymaktadır. AFA faktörlerin sayısını belirlerken, DFA önsel olarak faktörlerin sayısını sabit olarak almaktadır. AFA, faktörlerin ilişkili olup olmadığını belirlerken, DFA ise faktörlerin ilişkili olup olmadığına analiz öncesinde karar vermektedir. DFA' da değişkenlerin belirli faktör ya da faktörler üzerindeki yükleri önceden sabitlenmektedir (Stevens, 2002, Timm, 2002; Brown, 2006).

DFA' da analiz süreci, AFA gibi gözlenen değişkenlerin bir setiyle başlar ve faktörler altında daha küçük bir sayı kullanılarak değişkenler arasındaki ilişki açıklanmaya çalışılır. AFA' da geleneksel olarak analizde yer alan tüm değişkenler tamamen standartlaştırılırlar. Bir korelasyon matrisi AFA' da giriş için kullanılır ve gizil faktörler ve göstergelerin her ikisi de tamamen standartlaştırılır: faktör varyansları bire eşittir; faktör yükleri standartlaştırılmış regresyon katsayıları veya korelasyonlar gibi yorumlanırlar. DFA' da tamamen standartlaştırılmış çözümlerin süreci olmasına rağmen, analizin çoğunda gizil veya gözlenen değişkenler standartlaştırılmazlar. Korelasyon matrisinin yerine (bir korelasyon matrisi tamamen standartlaştırılmış varyans-kovaryans matrisidir) DFA' da genel olarak varyans-kovaryans matrisi veya ham veri kullanılmaktadır (Brown, 2006). DFA' da girdi matrisi diyagonaldeki gösterge varyanslarından ve diyagonal dışındaki gösterge kovaryanslarından oluşmaktadır. Tamamen standartlaştırılmış çözümlere ek olarak, DFA' nın sonuçları standartlaştırılmamış çözümleri (parametre tahminleri göstergelerin orijinal ölçeğinde gösterilir) ve muhtemel bir standartlaştırılmış çözümü (standartlaştırılmış gizil değişkenler ve standartlaştırılmamış göstergelerin içerildiği ilişkiler) içerir. Faktör modeli teorisinin temelinde önceden belirlenmiştir, model gözlenen değişkenler arasındaki ilişkilerin gerçek modelini belirleyerek, bu modelin ne kadar iyi olduğunu

veriler için karşılaştırır. AFA’ da tüm göstergeler, tüm faktörlerde ve karşılıklı yüklerin en küçüklenmiş şiddeti ve ilk yüklerin en büyüklenmiş şiddetine göre elde edilen döndürülmüş sonuçlarda yükleriyle serbestçe ortaya çıkmaktadır. Faktör döndürmesi DFA için uygulanmaz (Brown, 2006). Çünkü DFA’ da tüm göstergelerin karşılıklı yükleri sıfırdır (Bollen, 1989; Brown, 2006).

AFA ve DFA’ nın her ikisinde ortak ve tek varyansla farklılaşmasına rağmen, AFA’ nın içinde tek varyansların belirlemeleri yapılamaz. DFA daha öz sonuçlara ihtiyaç duymaktadır. DFA, AFA’ dan farklı olarak, genellikle daha az parametre tahmini ile göstergeler arasındaki gözlenen ilişkileri yeniden oluşturmaya çalışır. Sonuç olarak, AFA’ nın tanımlama kısıtlarından dolayı, faktör modelleri ölçülen hataların rassal olduğu varsayımı altında belirlenmektedir. Bunun tersi olarak DFA çözümlerinde ilişkili ölçüm hataları modellenmektedir (Marsh, 1996; Brown, 2006).

AFA ve DFA’ nın her ikisinin de ortak faktör modeline dayanmasına ve sıklıkla aynı tahmin metodu kullanılmasına rağmen, DFA’ nın özelliği; önceki araştırma kanıtları veya teori yoluyla sürdürülmesidir. DFA, farklı grupların (cinsiyet, ırklar, kültürler gibi demografik gruplar) çaprazlama ölçüm modellerinin değerlendirilmesi için oldukça kuvvetli bir analitik çerçeve sunmaktadır (Byrne, et al., 1989; Brown, 2006).

Tüm DFA modelleri; faktör yükleri, tek varyanslar ve faktör varyanslarını kapsamaktadır. Faktör yükleri, gizil faktörlerden tahmin edilen göstergeler için regresyon eğimleridir. Tek varyans, göstergedeki varyanstır. Tek varyans tipik olarak ölçme hatası olarak varsayılır, bu terimin eş anlamlısı olarak “hata varyansı” ve “gösterge güvenilmezliği” de kullanılmaktadır. Standartlaştırılmamış bir çözümde, bir faktör varyansı örneklem değişkenliğini veya faktörün dağılımını ifade etmektedir (Brown, 2006). DFA sıklıkla varyans-kovaryans yapılarının analizi ile sınırlandırılır. Faktör yükleri, hata varyans ve kovaryansları, faktör varyans ve kovaryansları, varyans-kovaryans girdi matrisinin yeniden üretilmesiyle tahmin edilir. Kovaryans yapılarının analizi kesin varsayımlar temelinde yapılır, bu varsayımlar göstergelerin ölçümüne

ilişkindir. Ancak, DFA modeli anlamlı yapıların analizini kapsamı için genişletilebilir (Jöreskog, 1973; Bollen, 1989; Browne, 2006).

Bir modele dair olarak DFA' da gerekli analizlerin yapılabilmesi için üç ögenin belirtilmiş olması gerekir. Bunlar sırasıyla; faktör sayısı önsel olarak belirlidir, gözlenen değişkenlerin yüklerinin bu faktörlerden hangilerine yükleneceğini önsel olarak bilinir, faktör çiftlerinin hangilerinin birbiriyle ilişkili olduğu önceden bilinir (Stevens, 2002; Brown, 2006). DFA modeli (Jöreskog, 1973; Bollen, 1989; Brown, 2006; Lee, 2007) Eşitlik (4.7)' deki gibi gösterilebilir; gözlenen değişkenler (\mathbf{y}), gizil faktörler ($\boldsymbol{\eta}$) ve tek varyanslar ($\boldsymbol{\varepsilon}$),

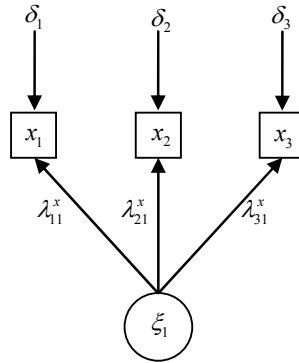
$$\mathbf{y} = \Lambda_y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (4.7)$$

\mathbf{y} ' in kovaryans matrisi;

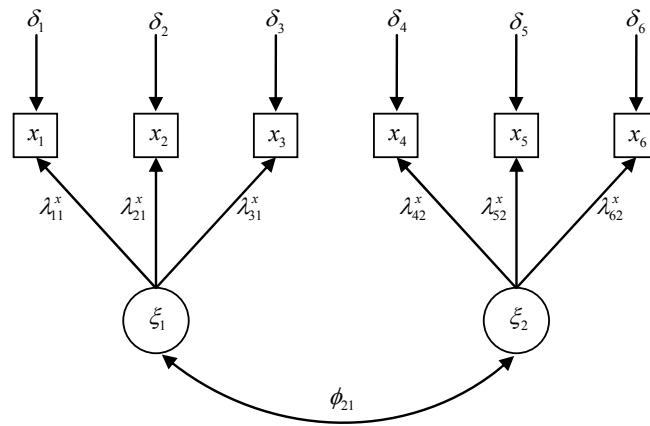
$$\Sigma = \Lambda_y \Psi \Lambda_y^T + \Theta_\varepsilon \quad (4.8)$$

dir. Σ , p tane göstergenin $p \times p$ ' lik simetrik kovaryans matrisidir. DFA modelinde; Λ_y , Λ faktör yüklerinin $p \times m$ boyutlu matrisidir, Ψ , faktör korelasyonlarının (1×1) $m \times m$ boyutlu simetrik bir matrisidir ve Θ_ε , $\boldsymbol{\varepsilon}$ tek varyanslarının $p \times p$ boyutlu diyagonal matrisidir.

DFA' da gizil değişkenler içsel ya da dışsal olabilir. Bir dışsal değişken, çözümlemede yer alan başka değişkenlerce etkilenmez. Bir içsel değişken ise modeldeki bir veya daha çok değişkenden etkilenir. Dışsal değişkenler \mathbf{x} ' in eş anlamlısı gibi gösterilebilir: bağımsız veya açıklayıcı değişkenler. Benzer biçimde, içsel değişkenler \mathbf{y} ' e eşittir: bağımlı değişken (Jöreskog, 1973; Bollen, 1989; Brown, 2006). Gizil dışsal değişkenler ve gizil içsel değişkenler için bir DFA çözümünün matrisleri ve parametreleri için LISREL gösterimi sırasıyla Şekil 4.1, Şekil 4.2 ve Şekil 4.3'te verilmiştir;

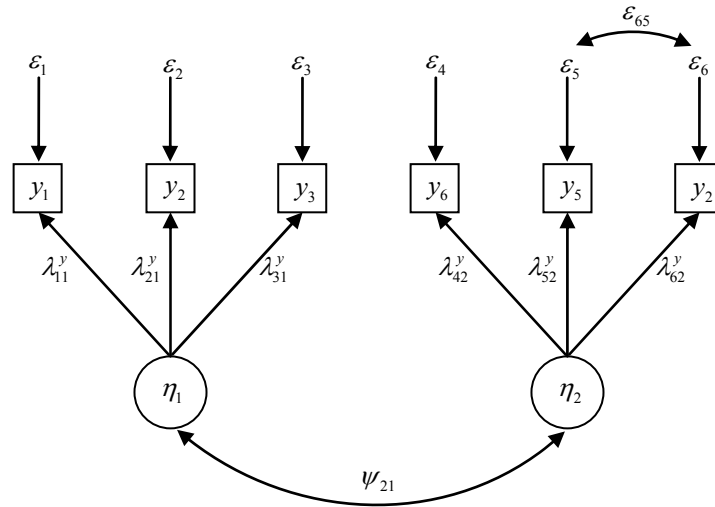


Şekil 4.1. Tek faktörlü DFA modeli için dışsal gizil değişken (gizil x) gösterimi



<i>Adı</i>	<i>Parametre</i>	<i>Matris</i>	<i>Türü</i>	<i>Tanımlama</i>
Lambda -x	λ_x	Λ_x	Regresyon	Faktör yükleri
Theta delta	δ	Θ_δ	Varyans-kovaryans	Hata varyansları ve kovaryansları
Phi	ϕ	Φ	Varyans-kovaryans	Faktör varyansları ve kovaryansları
Tau -x	τ_x		Ortalama vektör	Gösterge Kesişimler
Kappa	κ		Ortalama vektör	Gizil ortalamalar
Xi (Ksi)	ξ		Vektör	Dışsal değişkenlerin isimleri

Şekil 4.2. Bir hata kovaryansı ile iki faktörlü DFA modeli için dışsal gizil değişken (gizil x) gösterimi; faktör varyansları, faktör ortalamaları ve path diyagramında gösterilmeyen gösterge kesişimleri



<i>Adı</i>	<i>Parametre</i>	<i>Matris</i>	<i>Türü</i>	<i>Tanımlama</i>
Lambda - y	λ_y	Λ_y	Regresyon	Faktör yükleri
Theta delta	ε	Θ_ε	Varyans-kovaryans	Hata varyansları ve kovaryansları
Phi	ψ	Ψ	Varyans-kovaryans	Faktör varyansları ve kovaryansları
Tau - y	τ_y		Ortalama vektör	Gösterge Kesişimler
Alfa	α		Ortalama vektör	Gizil ortalamalar
Eta	η		Vektör	İşsel değişkenlerin isimleri

Şekil 4.3. Bir hata kovaryansı ile iki faktörlü DFA modeli için içsel gizil değişken (gizil y) gösterimi; faktör varyansları, faktör ortalamaları ve path diyagramında gösterilmeyen gösterge kesişimleri

Yukarıda sunulan şekillerde göstergelere (örneğin; x_1 ve y_1), faktörlerden (örneğin; ξ_1, η_1) gelen tek yönlü oklar (\rightarrow) gözlenen ölçümler üzerinde gizil boyutların doğrudan etkilerini (regresyonlar) göstermektedir; spesifik regresyon katsayıları λ' lardır. Θ , gösterge hata varyansları ve kovaryanslarının matrislerini göstermektedir, gizil dışsal değişkenlerin göstergeleri durumunda Θ_δ , gizil içsel değişkenlerin göstergeleri durumunda Θ_ε kullanılmaktadır. Tek yönlü oklar gözlenen ölçümlere thetaları bağlamasına rağmen, bu oklar regresif (geri çekilen) pathleri göstermez Θ_ε ve Θ_δ simetrik varyans-kovaryans matrisleridir.

Faktör varyansları ve kovaryansları ϕ ve ψ tarafından gösterilmektedir. Çift yönlü eğri oklar kovaryansları (korelasyonları) sembolize etmek için kullanılır. Şekil 4.2 ve Şekil 4.3' te yer alan eğri oklar, faktörler (ϕ_{21}, ψ_{21}) arası kovaryansları ve göstergeler arasındaki hata kovaryanslarını göstermektedir. Kovaryanslar gibi belirlenmiş ilişkiler olduğunda, değişkenlerin (örneğin; ξ_1 ve ξ_2) ilişkili olduğu iddia edilmektedir. Bununla birlikte, ilişkinin (örneğin; $\xi_1 \rightarrow \xi_2$) yönüne ilişkin bilginin eksikliği durumunda ilişkinin doğası hakkında herhangi bir iddiada bulunulamaz. Şekil 4.1, 4.2 ve 4.3' te yer alan parametreler, ilgili matrisin spesifik elemanlarını göstermek için nümerik indislerle gösterilmektedir. Örneğin, λ_{11}^x (Şekil 4.1 ve 4.2) göstergesi, x_1 ' in dışsal faktördeki (ξ_1) yükünün ölçüsüdür. Bu nümerik gösterimle, göstergelerin $x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6$ olarak düzenlendiği ve girdi varyans-kovaryans matrisinde de bu düzende bulunduğu varsayılmaktadır. Eğer varyans-kovaryans matrisi bu gösterimle düzenlenmiş ise Şekil 4.2 için Λ_x matrisi;

$$\begin{array}{c} \xi_1 \quad \xi_2 \\ x_1 \left[\begin{array}{cc} \lambda_{11}^x & 0 \\ \lambda_{21}^x & 0 \\ \lambda_{31}^x & 0 \\ 0 & \lambda_{42}^x \\ 0 & \lambda_{52}^x \\ 0 & \lambda_{62}^x \end{array} \right] \end{array}$$

elde edilir. Benzer bir sistem, faktörler arasındaki ve gösterge hataları arasındaki varyans ve kovaryanslar için kullanılır. Şekil 4.1' deki $\Phi_{m \times m}$ matrisi;

$$\begin{array}{c} \xi_1 \quad \xi_2 \\ \xi_1 \left[\begin{array}{cc} \phi_{11} & \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{array} \right] \end{array}$$

burada, ϕ_{11} ve ϕ_{22} faktör varyansları ve ϕ_{21} (ϕ_{12}) faktör kovaryansıdır. Benzer biçimde Şekil 4.2' de yer alan Θ_{δ} matrisi $p \times p$ boyutlu simetrik bir matristir;

$$\begin{array}{c} x_1 \quad x_2 \quad x_3 \quad x_4 \quad x_5 \quad x_6 \\ \left[\begin{array}{cccccc} \delta_{11} & & & & & \\ 0 & \delta_{22} & & & & \\ 0 & 0 & \delta_{33} & & & \\ 0 & 0 & 0 & \delta_{44} & & \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \delta_{55} & \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \delta_{65} & \delta_{66} \end{array} \right] \end{array}$$

burada, δ_{11} ' den δ_{66} ' ya kadar hataların göstergeleridir, örneğin; δ_{65} , x_5 ve x_6 göstergelerinin ölçüm hatalarının kovaryansıdır.

DFA' ya ilişkin tüm gösterimlerin kuramsal bir örnekle gösterilmesi için, üç göstergeli, basit bir faktör modelini göz önünde bulundurarak ve model ilişkin kovaryans matrisini elde edilirse;

$$\begin{aligned} x_1 &= \lambda_{11}\xi_1 + \delta_1 \\ x_2 &= \lambda_{21}\xi_1 + \delta_2 \\ x_3 &= \lambda_{31}\xi_1 + \delta_3 \\ E(\delta_i) &= 0 \\ COV(\xi_i, \delta_i) &= 0, \quad i = 1, 2, 3 \\ COV(\delta_i, \delta_j) &= 0, \quad i \neq j \end{aligned} \tag{4.9}$$

$$\mathbf{x} = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \end{bmatrix}, \quad \Lambda_x = \begin{bmatrix} \lambda_{11} \\ \lambda_{21} \\ \lambda_{31} \end{bmatrix}, \quad \xi = [\xi_1], \quad \Phi = [\phi_{11}] \quad (4.10)$$

$$\delta = \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \end{bmatrix}, \quad \Theta_\delta = \begin{bmatrix} \text{var}(\delta_1) & & \\ 0 & \text{var}(\delta_2) & \\ 0 & 0 & \text{var}(\delta_3) \end{bmatrix}$$

$$\begin{aligned} \Sigma &= E(xx') = E[(\Lambda_x \xi + \delta)(\xi' \Lambda_x' + \delta')] \\ &= \Lambda_x E(\xi \xi') \Lambda_x' + \Theta_\delta \\ &= \Lambda_x \Phi \Lambda_x' + \Theta_\delta \end{aligned} \quad (4.11)$$

olacaktır. İlgili eşitlikler (4.9 ve 4.10), Eşitlik (4.11)' de yerine konulursa;

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \lambda_{11} \\ \lambda_{21} \\ \lambda_{31} \end{bmatrix} [\phi_{11}] \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{21} & \lambda_{31} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \text{var}(\delta_1) & & \\ 0 & \text{var}(\delta_2) & \\ 0 & 0 & \text{var}(\delta_3) \end{bmatrix} \quad (4.12)$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \lambda_{11}^2 \phi_{11} + \text{var}(\delta_1) & & \\ \lambda_{21} \lambda_{11} \phi_{11} & \lambda_{21}^2 \phi_{11} + \text{var}(\delta_2) & \\ \lambda_{31} \lambda_{11} \phi_{11} & \lambda_{31} \lambda_{21} \phi_{11} & \lambda_{31}^2 \phi_{11} + \text{var}(\delta_3) \end{bmatrix}$$

olarak bulunur.

4.2.1. DFA Modelinin Tanımlanması

DFA' da parametreleri tahmin etmek için, ölçüm modeli tanımlı olmalıdır (Bolen, 1989; Brown, 2006). Bir model tanımlandığında, modelde yer alan ve değerleri bilinmeyen (örneğin; faktör yükleri, faktör korelasyonları, vb.) her bir parametre için parametre tahminlerinin bir tek setinin elde edilmesi olasılık dâhilindedir. Model tanımlaması, serbestçe tahmin edilen model parametrelerinin miktarı arasındaki kısmi

fark ve varyans-kovaryans girdi matrisindeki bilgi parçacıklarının sayısı ile ilgilidir (Jöreskog, 1973; Bollen, 1989; Brown, 2006; Lee, 2007).

Orta derece karmaşık ölçüm modelleri ile ilgilenildiğinde, cebirsel süreçler ile tüm parametrelerin tanımlarının yapılmasına çalışılır, bu oldukça zor bir süreçtir. DFA modellerine uygun olarak kullanılan bazı kurallar: *t-kuralı*, *üç-gösterge kuralı* ve *iki-gösterge kuralıdır* (Bollen, 1989; Brown, 2006).

Bu kurallar için, her bir gizil değişken bir ölçüyle tanımlanmıştır. Aksi durumda, tanımlamanın yapılması imkânsızdır. DFA' nın gerçekleştirilmesi için, tüm gizil değişkenler tanımlanmış bir ölçüye (ölçü birimi) sahip olmak zorundadır. Gizil değişkenler gözlenemezler ve tanımlanmış bir ölçüye sahip değildirler. Bu ölçü birimleri araştırmacı tarafından düzenlenmelidir. DFA' da bunu gerçekleştirmenin iki yolu bulunmaktadır. İlki ve en popüler olanı, araştırmacı gizil değişkenin göstergelerinden birisinin sahip olduğu ölçü birimini gizil değişkenin ölçü birimi olarak tanımlar. Gizil değişkenlerin ölçü birimlerine geçiş için seçilen gösterge sıklıkla bir "*işaretleyici*" veya "*referans göstergesi*" olarak adlandırılır. Bu yaklaşım kullanıldığında, gözlenen ölçümlerin, işaretleyici göstergeler gibi sunulmasına karar verilir. Pratikte, işaretleyici göstergeler sıklıkla hazır yazılımlar tarafından kullanılmaktadır. İkinci yaklaşım, gizil değişkenlerin varyansı belirli bir değer olarak alınır (genellikle bu değer 1'dir). Bu metot işaretleyici gösterge yaklaşımından daha az kullanılmaktadır. Sonuç olarak, kullanılan iki yaklaşımdan biri standartlaştırılmış ve biri de tamamen standartlaştırılmış çözüm sürecinden oluşmaktadır (Bollen, 1989; Brown, 2006).

t-Kuralı

t -kuralının temelini anlamak için, Eşitlik (4.11)' de verilen bağıntı alındığında;

$$\Sigma(\theta) = \Lambda_x \Phi \Lambda_x' + \Theta_\delta$$

burada, Λ_x matrisi qn tane elemana, Φ , $\frac{1}{2}n(n+1)$ tane artıksız parametreye ve Θ_δ , $\frac{1}{2}q(q+1)$ tane tek parametreye sahiptir. Σ , $qn + \frac{1}{2}n(n+1) + \frac{1}{2}q(q+1)$ tane parametrede bileşenlerine ayrıştırılır. \mathbf{x} ' teki q tane değişken ile, Σ , $\frac{1}{2}q(q+1)$ tane tanımlanabilen parametreye sahiptir. Eğer Λ_x , Φ veya Θ_δ ' daki parametrelerin hiç biri bilinmez ise, o zaman yalnızca \mathbf{x} ' in kovaryans matrisindeki bilinen $\frac{1}{2}q(q+1)$ tane elemanı kullanarak, θ ' daki $qn + \frac{1}{2}n(n+1) + \frac{1}{2}q(q+1)$ tane eleman için çözüm bulmak olanaksızdır. t -kuralı;

$$t \leq \frac{1}{2}(q)(q+1) \quad (4.13)$$

tanımlamasını gerektirir. Burada t , θ ' daki serbest parametrelerin sayısıdır. Serbest parametre sayısı, \mathbf{x} ' in kovaryans matrisindeki tek elemanların sayısına eşit veya daha az olmalıdır (Brown, 2006).

Model hakkındaki testin gerçekleştirilmesi için sabitlenmiş parametrelerin konumları ve onların önceden kararlaştırılan değerlerinin sunulduğu hipotezler bilinmelidir. t -kuralı tanımlama için gerekli ancak yeterli bir koşul değildir (Bollen, 1989). t -kuralını göstermek için, Λ_x , Φ veya Θ_δ ile üç faktörlü ölçüm modeli aşağıda verilmiştir;

$$\Lambda_x = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \lambda_{21} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \lambda_{33} \\ 0 & 0 & \lambda_{43} \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad \Phi = \begin{bmatrix} \phi_{11} & & \\ \phi_{12} & \phi_{22} & \\ \phi_{13} & \phi_{23} & \phi_{33} \end{bmatrix} \quad (4.14)$$

$$\Theta_\delta = \begin{bmatrix} \text{var}(\delta_1) & & & & \\ 0 & \text{var}(\delta_2) & & & \\ 0 & \text{cov}(\delta_2, \delta_3) & \text{var}(\delta_3) & & \\ 0 & 0 & 0 & \text{var}(\delta_4) & \\ 0 & 0 & 0 & \text{cov}(\delta_4, \delta_5) & \text{var}(\delta_5) \end{bmatrix}$$

Λ_x , Φ veya Θ_δ 'daki bilinmeyen parametre sayısı (t) 16'dır. Kovaryans matrisindeki bilinen elemanların sayısı 15'tir ($q=5$). t , 15'ten daha büyük olduğu için, model tanımlama için gerekli koşullara sahip değildir ve modelin bu bilgi ışığında tanımlanamayacağına karar verilir

Üç-Gösterge Kuralı

Modelin tanımlanması için gerekli koşulun diyagonal ve sıfır olmayan yükler ile en az 3 göstergeye sahip olunması şeklinde tanımlanmaktadır. Üçten fazla göstergenin olduğu durumda, modelde yer alan tek faktör tanımlanabilir durumdadır. Çoklu faktör modeli ise, (1) her bir gizil değişken için 3 veya daha fazla gösterge, (2) yalnızca bir tane sıfır olmayan eleman ile Λ_x 'in her bir satırı, (3) Θ_δ diyagonal olduğunda tanımlanabilir durumdadır. Burada Φ 'de kısıtlamalar yoktur. Λ_{ij} , her hangi bir ξ_j için $\text{var}(\delta_i)$ ve ϕ_{ij} tanımlanmıştır. Üç gösterge kuralı yeterli ancak gerekli bir koşul değildir (Bollen, 1989; Brown, 2006).

İki-Gösterge Kuralı

İki-gösterge kuralı ξ 'nin birden daha fazla olduğu modeller için yeterli alternatif bir koşuldur. Üç-gösterge kuralında ki gibi, Θ_δ 'nin diyagonal olduğu varsayılmaktadır. Her bir gizil değişken aynı ölçeklidir. Bu koşullar altında her gizil değişken iki göstergeye sahip olduğunda tanımlama için yeterli bir durum söz konusudur. İki gizil değişkenli basit bir yapı göz önünde bulundurulduğunda, bu model için Θ_δ matrisi diyagonaldır. Λ_x ve Φ matrisleri;

$$\Lambda_x = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \lambda_{21} & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & \lambda_{42} \end{bmatrix}, \quad \Phi = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix} \quad (4.15)$$

olur. Her bir gözlenen değişken için karmaşık faktör tek olduğundan, ilk koşul sağlanmıştır. Φ 'daki elemanların hiç biri sıfır olmadığı sürece, ikinci koşul sağlanır. Bu iki koşul sağlandığı için model tanımlanmış olduğuna karar verilir. İki - gösterge kuralı, Σ 'nin tanımlanmış parametrelerinin bir fonksiyonu gibi yazılan her bir bilinmeyen parametre tarafından tanımlama için yeterli bir koşul oluşturur.

Başlangıç noktasını; $\Sigma = \Sigma(\theta)$ kovaryans yapısı hipotezinde ve Eşitlik (4.11)'de yer alan $\Sigma(\theta)$ 'nin DFA için tanımlanması oluşturur. Eşitlik (4.11)'de Θ_δ 'nin elemanları ve Eşitlik (4.15)'de yerine konulduğunda;

$$\Sigma(\theta) = \begin{bmatrix} \phi_{11} + \text{var}(\delta_1) & & & & \\ \lambda_{21}\phi_{12} & \lambda_{21}^2\phi_{11} + \text{var}(\delta_2) & & & \\ \phi_{12} & \lambda_{21}\phi_{12} & \phi_{22} + \text{var}(\delta_3) & & \\ \lambda_{42}\phi_{12} & \lambda_{21}\lambda_{42}\phi_{12} & \lambda_{42}\phi_{22} & \lambda_{42}^2\phi_{22} + \text{var}(\delta_4) & \end{bmatrix} \quad (4.16)$$

elde edilmektedir. Tanımlamanın en kolay ispatı ϕ_{12} içindir. ϕ_{12} , $\text{cov}(x_3, x_1)$ ' e eşittir. $\Sigma(\theta)$ ve Σ ' nın ana diyagonalinden hareketle;

$$\text{var}(\delta_1) = \text{var}(x_1) - \phi_{11}, \quad \text{var}(\delta_3) = \text{var}(x_3) - \phi_{22} \quad (4.17)$$

$$\text{var}(\delta_2) = \text{var}(x_2) - \lambda_{21}^2 \phi_{11}, \quad \text{var}(\delta_4) = \text{var}(x_4) - \lambda_{42}^2 \phi_{22}$$

elde edilir. Eğer ϕ_{11} , ϕ_{22} , λ_{21} ve λ_{42} tanımlanmış olarak gösterilebilirse, o zaman yukarıda verilen Θ_δ ' nin elemanları tanımlanmıştır ve aşağıda verilen eşitlikler doğrudur;

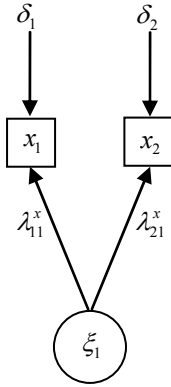
$$\lambda_{21} = \frac{\text{cov}(x_3, x_2)}{\text{cov}(x_3, x_1)}, \quad \phi_{11} = \frac{\text{cov}(x_2, x_1) \text{cov}(x_3, x_1)}{\text{cov}(x_3, x_2)} \quad (4.18)$$

$$\lambda_{42} = \frac{\text{cov}(x_4, x_1)}{\text{cov}(x_3, x_1)}, \quad \phi_{22} = \frac{\text{cov}(x_4, x_3) \text{cov}(x_3, x_1)}{\text{cov}(x_4, x_1)}$$

Sırasıyla verilen dört koşul: (1) Λ_x ' in her bir satırı sadece bir tane sıfır olmayan değere sahip olmalıdır, (2) her gizil değişken için en az iki gösterge olmalıdır, (3) Φ ' nin her bir satırı diyagonal dışında en az bir tane sıfır olmayan elemana sahip olmalıdır, (4) Θ_δ diyagonaldır, model tanımlaması için yeterlidir (Bollen, 1989; Kline, 2005; Brown, 2006).

Aşağıda yetersiz tanımlanmış ve tam tanımlanmış DFA modelleri için örnekler gösterilmiştir.

Model A: Yetersiz tanımlanmış (Under-Identified) ($sd = -1$)

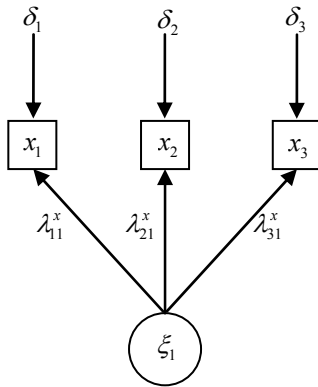


Girdi Matrisi (3 elemanlı)

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11} & \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix}$$

Serbestçe tahmin edilen model parametresi = 4
(2 faktör yükü, 2 hata varyansı)

Model B: Tam tanımlanmış (Just- Identified) ($sd = 0$)

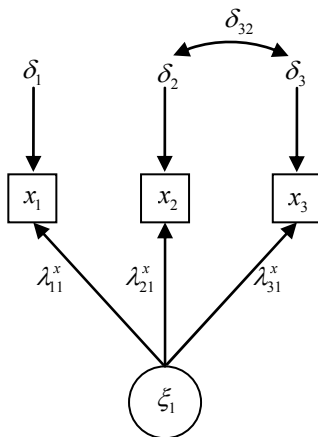


Girdi Matrisi (6 elemanlı)

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11} & & \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_{33} \end{bmatrix}$$

Serbestçe tahmin edilen model parametresi = 6
(3 faktör yükü, 3 hata varyansı)

Model C: Yetersiz tanımlanmış ($sd = -1$)



Girdi Matrisi (6 elemanlı)

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11} & & \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_{33} \end{bmatrix}$$

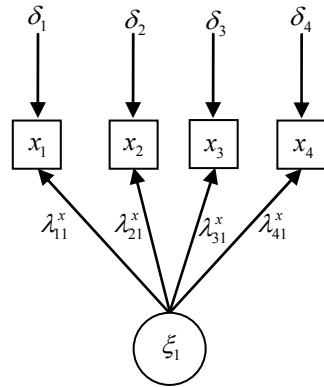
Serbestçe tahmin edilen model parametresi = 7
(3 faktör yükü, 3 hata varyansı, 1 hata kovaryansı)

Şekil 4.4. Yetersiz ve tam tanımlanmış DFA modellerinin örnekleri (Brown, 2006).

Şekil 4.4 A' da verilen DFA modeli yetersiz tanımlanmıştır. Çünkü bilinmeyen parametrelerin sayısı bilinenlerin sayısından (girdi matrisinin 3 elemanı; 2 varyans, 1 kovaryans) fazladır. Bu model x_1 ve x_2 ' nin örneklem kovaryansını yeniden üretmek amacıyla kullanılabilir. Şekil 4.4 B' de; 6 bilinenden oluşan bir girdi matrisi ve serbestçe tahmin edilen 6 parametreden meydana gelen bir model bulunmaktadır. Bu DFA modeli tam tanımlıdır. Parametre tahminlerinin tek bir setini elde edilebilir. Tam tanımlanmış DFA modelleri girdi örneklem matrisine uyum sağlasa bile, model uyumunun değerlendirilmesinde kullanılan uyum iyiliği uygulanamaz. Şekil 5.4 C' de gösterilen model, x_2 ve x_3 göstergeleri arasındaki ilişkili hatanın istisnai bir durumu ile Şekil 4.4 B' de verilen modelle özdeştir. Bu model yetersiz tanımlanmıştır ve örneklem verileri için uyum sağlayamaz.

Bir modelde yer alan bilinenlerin (girdi matrisindeki varyans ve kovaryanslar) sayısı serbestçe tahmin edilen parametrelerin sayısından fazla ise model “fazla tanımlanmıştır”. Şekil 4.5' te fazla tanımlanmış DFA modellerine yer verilmiştir.

Model A: Fazla tanımlanmış (Over-Identified) ($sd = 2$)

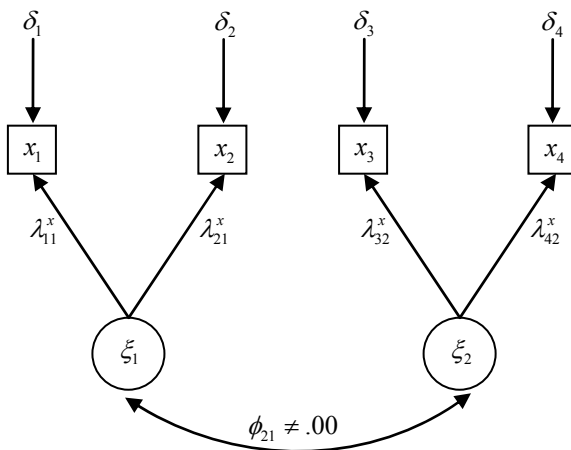


Girdi Matrisi (10 elemanlı)

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11} & & & \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & & \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_{33} & \\ \sigma_{41} & \sigma_{42} & \sigma_{43} & \sigma_{44} \end{bmatrix}$$

Serbestçe tahmin edilen model parametresi =8
(4 faktör yükü, 4 hata varyansı)

Model B: Fazla tanımlanmış (Over-Identified) ($sd = 1$)



Girdi Matrisi (10 elemanlı)

$$\begin{bmatrix} \sigma_{11} & & & \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & & \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_{33} & \\ \sigma_{41} & \sigma_{42} & \sigma_{43} & \sigma_{44} \end{bmatrix}$$

Serbestçe tahmin edilen model parametresi =9
(4 faktör yükü, 4 hata varyansı,
1 faktör kovaryansı)

Şekil 4.5. Fazla tanımlanmış DFA modellerinin örnekleri (Brown, 2006).

Model tanımlamasının ana hatları aşağıdaki gibi özetlenebilir (Bollen, 1989; Brown, 2006);

1. Modelin karmaşıklığına bakılmaksızın (örneğin; bir faktör, çoklu faktörler, göstergelerin setinin büyüklüğü) gizil değişkenler, işaretleyici göstergeler belirtilerek veya faktör varyansının sabitlenmesi (genellikle 1 olarak alınır) ile ölçeklenmiş olmalıdır.

2. Modelin karmaşıklığına bakılmaksızın, girdi matrisindeki bilgi parçacıklarının miktarı (örneğin; göstergelerin varyansları ve kovaryansları) serbest olarak tahmin edilen model parametrelerinin sayına eşit veya daha fazla olmalıdır.
3. Bir faktörlü modellerin bulunduğu durumlardaki gibi, en az üç göstergeye ihtiyaç duyulur. Üç gösterge kullanıldığında (örneğin; Şekil 4.4 B), bir faktörlü çözüm tam tanımlanmıştır. Dört veya daha fazla göstergenin kullanıldığı durumda (örneğin; Şekil 4.5 A), model fazla tanımlanmıştır ve uyum iyiliği çözümün kabul edilebilirliğinin değerlendirilmesinde kullanılabilir.
4. Her bir gizil yapının iki gösterge ve iki veya daha çok faktör gerektirdiği durumlarda, çözüm fazla tanımlanmıştır. Bu durumda, her bir gizil değişkenin, korelasyonsuz göstergeler arasındaki hatalar ve en az bir gizil değişkenle korelasyonlu olması sağlanır.

4.2.2. Doğrulayıcı Faktör Analizi Modelinin Parametrelerinin Tahmini

DFA' nın amacı, ölçüm modelinin her bir parametresi için tahminleri elde etmektir. Bu süreçte bir tahmin edilmiş varyans – kovaryans matrisinin (Σ) örneklem varyans - kovaryans (S) matrisine ne kadar benzediğine bakılmaktadır. Yetersiz tanımlanmış modellerde mükemmel uyum nadiren elde edilir ($\Sigma \neq S$). Şekil 4.4 A' daki gibi bir model söz konusu olduğunda; analizin amacı faktör yüklerinin bir setini bulmaktır ($\lambda_{11}^x, \dots, \lambda_{41}^x$). x_1 ve x_2 arasındaki tahmin edilen korelasyon ($\lambda_{11}^x \phi_{11} \lambda_{21}^x$) bu göstergelerin (σ_{21}) örneklem korelasyonlarına oldukça yakındır. Bu süreç Σ ve S arasındaki farkı en küçükleyecek matematiksel bir yönteme, bir uyum fonksiyonuna ihtiyaç duyulur. DFA uygulamalarında (genellikle YEM' de) en yaygın olarak kullanılan uyum fonksiyonu EO' dur. Parametrelerin tahmin edilmesinde EKK ve GEKK metotları da kullanılmaktadır. EO metodu dışında, pek çok metot tahmin süreci için kullanılabilir; EKK, GEKK metotları ve diğer metotlar (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Schumacker and Lomax, 2004; Brown, 2006; Lee, 2007).

DFA' da parametrelerin tahmin değerlerinin elde edilmesinde kullanılan metotlardan biri olan EO bu bölümde ele alınmıştır. EO' da en küçükleyen uyum fonksiyonu;

$$F_{EO} = \ln|\mathbf{S}| - \ln|\Sigma| + tr[(\mathbf{S})(\Sigma^{-1})] - p \quad (4.19)$$

burada, $|\mathbf{S}|$ girdi varyans – kovaryans matrisinin determinanı, $|\Sigma|$ tahmin edilen varyans-kovaryans matrisinin determinantıdır. p ise girdi göstergelerinin sayısıdır. Determinant ve trace (iz) sonuçları, \mathbf{S} ve Σ gibi matrisler hakkında önemli bir bilgi sağlar. Determinant tek bir sayıdır (skalar). Determinant, matriste kapsanan değişkenler setinin tamamı için varyansın genelleştirilmiş bir ölçüsünü yansıtır. Bir matrisin izi, diyagonal üzerindeki değerlerin toplamıdır (varyans – kovaryans matrisinde, iz varyansların toplamıdır) (Bollen, 1989; Brown, 2006). \mathbf{S} ' nin determinanı Σ ' nin determinantına eşit olduğunda, bu determinantların doğal logaritmaları arasındaki fark sıfırdır. Benzer biçimde, $\mathbf{S}\Sigma^{-1}$ birim matrise eşit olacaktır. Diyagonaldeki elemanlar toplandığında, sonuç p ' nin değeridir. Bu değer p ' den çıkarıldığında model uyumu mükemmel ve F_{EO} sifıra eşit olacaktır (Jaccard and Wan, 1996; Brown, 2006). EO, verilen bir verinin parametrelerinin olabirliklerini en büyüklüerek parametrelerin tahmini değerlerini bulmayı amaçlar. Fazla tanımlanmış bir model için parametre tahminlerini bulurken iteratif bir süreç kullanılmaktadır. LISREL, Mplus, EQS veya Amos gibi hazır yazılımlar, parametre tahminlerinin bir ilk setiyle başlar ve Σ ile \mathbf{S} arasındaki fark en küçükleninceye kadar çözümlene sürecini sürdürür (Brown, 2006). EO metodunun bazı varsayımları; (1) örneklem büyüklüğü geniş olmalıdır, (2) göstergeler sürekli bir ölçekte ölçülmüş olmalıdır, (3) göstergelerin dağılımı çok değişkenli normal olmalıdır, şeklinde tanımlanmaktadır.

4.2.3. Doğrulayıcı Faktör Analizinde Modelin Değerlendirilmesi

Bir modelin bir bütün olarak kabul edilebilir olması için, modelde gösterilen ilişkilerin veriyle ne kadar tutarlı olup olmadığını belirlemeye çalışan bir dizi uyum iyiliği ölçütü bulunmaktadır. DFA' da elde edilen modelin değerlendirilmesi için kullanılan uyum ölçütleri genel YEM' ler için kullanılan uyum ölçütleri ile aynıdır. Bunlar, EO, EKK, GEKK, AEKK, vb. Model değerlendirilmesi için kullanılan uyum ölçütleri ise ayrıntısıyla Bölüm 5.8' de açıklanmıştır.

BÖLÜM 5

GENEL MODEL: YAPISAL VE ÖLÇÜM MODELLERİNİN BİRLEŞTİRİLMESİ

Genel YEM iki model türünün bir birleşimini göstermektedir. Genel YEM; gizil değişkenlerle gözlenen değişkenlerin ilişkisini belirleyen bir *ölçüm modeli* ve gizil değişkenlerin birbirleriyle olan etkilerini gösteren *gizil değişken modelinden* (yapısal model) oluşmaktadır. Bu modeller daha önce Bölüm 2' de ayrıntısıyla ele alınmıştır. Bu bölümde genel modellere ilişkin olarak model özellikleri, tahmini kovaryans matrisi, tanımlama, tahmin, modelin değerlendirilmesi, standartlaştırılmış ve standartlaştırılmamış katsayılar, ortalamalar ve eşitlik sabitleri, grupların karşılaştırılması, path analizindeki etkilerin ayrıştırılması, model uyumun değerlendirilmesi ve ordinal değişkenlerle YEM konuları ele alınmıştır.

5.1. Genel Modelin Özellikleri

Yapısal eşitliklerin ilk bileşeni yapısal modeldir:

$$\eta = \mathbf{B}\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad (5.1)$$

Eşitlik (5.1)' de η gizil içsel rassal değişkenlerin $m \times 1$ boyutlu vektörü; ξ gizil dışsal rassal değişkenlerin $n \times 1$ boyutlu vektörü; \mathbf{B} $m \times m$ boyutlu gizil içsel değişkenlerin birbirleri üzerindeki etkisini gösteren katsayı matrisini ifade etmektedir. Γ , η üzerindeki ξ ' nin etkileri için $m \times n$ boyutlu katsayı matrisidir. $(\mathbf{I} - \mathbf{B})$ tekil değildir. ζ beklenen ortalamasının sıfır olduğu ve ξ ile ilişkisiz olduğu varsayılan hatalar vektörüdür $[E(\zeta) = 0]$. Genel sistemlerin ikinci bileşeni ölçüm modelidir:

$$\mathbf{y} = \Lambda_y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (5.2)$$

$$\mathbf{x} = \Lambda_x \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\delta} \quad (5.3)$$

$\mathbf{y}(p \times 1)$ ve $\mathbf{x}(q \times 1)$ gözlenen değişkenlerin vektörleridir, $\Lambda_y(p \times m)$ ve $\Lambda_x(q \times n)$ sırasıyla \mathbf{y} ile $\boldsymbol{\eta}$ 'nin, \mathbf{x} ile $\boldsymbol{\xi}$ 'nin ilişkisini gösteren katsayı matrisleridir. $\boldsymbol{\varepsilon}(p \times 1)$ ve $\boldsymbol{\delta}(q \times n)$ sırasıyla \mathbf{y} ve \mathbf{x} için ölçüm hatalarıdır. Ölçüm hatalarının $\boldsymbol{\xi}$ ve $\boldsymbol{\zeta}$ ile ilişkisiz olduğu varsayılır. $\boldsymbol{\delta}$ ve $\boldsymbol{\varepsilon}$ 'nin beklenen değerleri sıfırdır.

Eğer $\Lambda_y = \mathbf{I}_m$, $\Lambda_x = \mathbf{I}_n$, $\Theta_\delta = 0$ ve $\Theta_\varepsilon = 0$ olduğu varsayılırsa o zaman Eşitlik (5.1) aşağıda verilen Eşitlik (5.4) olacaktır;

$$\mathbf{y} = \mathbf{B}\mathbf{y} + \Gamma\mathbf{x} + \boldsymbol{\zeta} \quad (5.4)$$

bu eşitlik Bölüm 3' te verilen gözlenen değişkenli yapısal eşitliklere eşittir.

5.2. Genel Modele İlişkin Tahmini Kovaryans Matrisi

Σ_{yy} , \mathbf{y} gözlenen değişkenlerinin kovaryans matrisini göstermektedir. $\Sigma_{yy}(\boldsymbol{\theta})$, $\boldsymbol{\theta}$ vektördeki modele ilişkin bilinmeyen parametrelerin bir fonksiyonu olarak yazılan \mathbf{y} 'nin kovaryanslarını içerir. $\Sigma_{yy}(\boldsymbol{\theta})$,

$$\begin{aligned} \Sigma_{yy}(\boldsymbol{\theta}) &= E(\mathbf{y}\mathbf{y}') \\ &= E\left[(\Lambda_y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon})(\boldsymbol{\eta}' \Lambda_y' + \boldsymbol{\varepsilon}')\right] \\ &= \Lambda_y E(\boldsymbol{\eta}\boldsymbol{\eta}') \Lambda_y' + \Theta_\varepsilon \end{aligned} \quad (5.5)$$

olarak elde edilir. Eşitlik (5.5)' te $\boldsymbol{\eta} = (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} (\Gamma \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\zeta})$ eşitliği yerine yazılırsa,

$$\Sigma_{yy}(\theta) = \Lambda_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} (\Gamma \Phi \Gamma' + \Psi) \left[(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \right]' \Lambda_y' + \Theta_\varepsilon \quad (5.6)$$

olur. Böylece \mathbf{y} 'nin kovaryans matrisi, sekiz tane model parametre matrisinin altısının karmaşık bir fonksiyonu olacaktır. \mathbf{y} ile \mathbf{x} 'in kovaryans matrisi Σ_{yx} 'dir. Σ_{yx} yapısal parametrelerin bir fonksiyonu olarak adlandırıldığında $\Sigma_{yx}(\theta)$,

$$\begin{aligned} \Sigma_{yx}(\theta) &= E(\mathbf{y}\mathbf{x}') \\ &= E\left[(\Lambda_y \eta + \varepsilon)(\xi' \Lambda_x' + \delta')\right] \\ &= \Lambda_y E(\eta \xi') \Lambda_x' \end{aligned} \quad (5.7)$$

bulunur. Bu eşitlik tekrar η 'nin indirgenmiş formunda yazılırsa,

$$\Sigma_{yx}(\theta) = \Lambda_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \Gamma \Phi \Lambda_x' \quad (5.8)$$

olacaktır. \mathbf{x} 'nin kovaryans matrisi Σ_{xx} , yapısal parametrelerin bir fonksiyonu gibi yazıldığında,

$$\Sigma_{xx}(\theta) = \Lambda_x \Phi \Lambda_x' + \Theta_\delta \quad (5.9)$$

eşitliği elde edilir. Eşitlik (5.6), (5.7) ve (5.9) $\Sigma(\theta)$ içinde birleştirilirse, model parametrelerinin bir fonksiyonu gibi gözlenen \mathbf{y} ve \mathbf{x} değişkenleri için kovaryans matrisi,

$$\begin{aligned} \Sigma(\theta) &= \begin{bmatrix} \Sigma_{yy}(\theta) & \Sigma_{yx}(\theta) \\ \Sigma_{xy}(\theta) & \Sigma_{xx}(\theta) \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} \Lambda_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} (\Gamma \Phi \Gamma' + \Psi) \left[(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \right]' \Lambda_y' + \Theta_\varepsilon & \Lambda_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \Gamma \Phi \Lambda_x' \\ \Lambda_x \Phi \Gamma' \left[(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \right]' \Lambda_y' & \Lambda_x \Phi \Lambda_x' + \Theta_\delta \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (5.10)$$

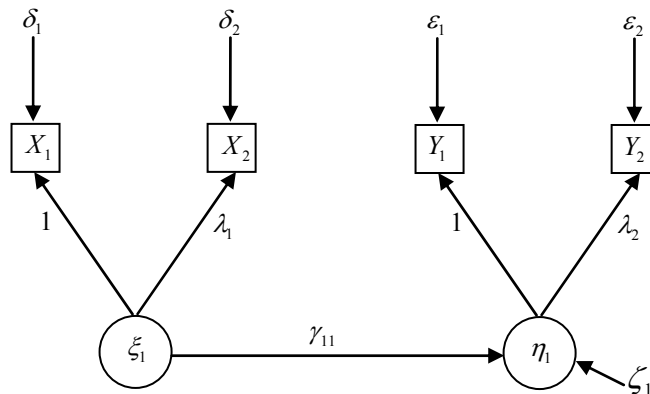
olur.

5.3. Genel Modelin Tanımlanması

Tanımlama konusu genel modeller için oldukça önemlidir. Tanımlamanın yapılmasının bir yolu bu sürecin cebirsel olarak sağlanmasıdır. θ 'nın her bir elemanı Σ 'nin bir veya daha çok tanımlanmış olduğu bilinen elemanına göre çözümlenir. $\Sigma = \Sigma(\theta)$ kovaryans yapısı $\sigma_{ij} = \sigma_{ij}(\theta) (i \leq j)$ formunun $\frac{1}{2}(p+q)(p+q+1)$ artıksız eşitliklerini gösterir. Burada σ_{ij} , Σ 'nin ij elemanı, $\sigma_{ij}(\theta)$ ise $\Sigma(\theta)$ 'nin ij elemanıdır. Eğer θ 'nin bir elemanı bir veya daha çok σ_{ij} 'nin bir fonksiyonu gibi yazılabilirse, o zaman bu saptama tanımlamanın gerçekleştirilmesini sağlayacaktır. θ 'nin tüm elemanları bu koşulu sağlarsa, modelin tanımlı olduğu belirtilir. Tanımlama problemi için Şekil 5.1. ele alındığında, path diyagramı için eşitlikler,

$$\begin{aligned} [\eta_1] &= [\gamma_{11}] [\xi_1] + [\zeta_1] \\ \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix} [\eta_1] + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix}, \quad \text{diag} \Theta_\varepsilon \\ \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1 \\ \lambda_1 \end{bmatrix} [\xi_1] + \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{bmatrix}, \quad \text{diag} \Theta_\delta \end{aligned} \quad (5.11)$$

şeklinde yazılacaktır.



Şekil 5.1. İki gizil değişkenli bir model

Gözlenen değişkenlerin kovaryans matrisi ise Eşitlik (5.12)' deki gibi tanımlanır.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} VAR(y_1) & & & & \\ COV(y_2, y_1) & VAR(y_2) & & & \\ COV(x_1, y_1) & COV(x_1, y_2) & VAR(x_1) & & \\ COV(x_2, y_1) & COV(x_2, y_2) & COV(x_2, x_1) & VAR(x_2) & \end{bmatrix} \quad (5.12)$$

Eşitlik (5.10)' da elde edilen modele ilişkin tahmini kovaryans matrisinin içine Eşitlik (5.11)' deki modele dair parametre matrisleri yerleştirilirse, modele ilişkin tahmini kovaryans matrisinin açık biçimi,

$$\Sigma(\theta) = \begin{bmatrix} \gamma_{11}^2 \phi_{11} + \psi_{11} + VAR(\varepsilon_1) & & & & & & & & & & \\ \lambda_2 (\gamma_{11}^2 \phi_{11} + \psi_{11}) & \lambda_2^2 (\gamma_{11}^2 \phi_{11} + \psi_{11}) + VAR(\varepsilon_2) & & & & & & & & & \\ & \gamma_{11} \phi_{11} & \lambda_2 \gamma_{11} \phi_{11} & \phi_{11} + VAR(\delta_1) & & & & & & & \\ \lambda_1 \gamma_{11} \phi_{11} & & \lambda_1 \lambda_2 \gamma_{11} \phi_{11} & \lambda_1 \phi_{11} & \lambda_1^2 \phi_{11} + VAR(\delta_2) & & & & & & \\ & & & & & & & & & & \end{bmatrix} \quad (5.13)$$

olarak elde edilir, burada;

$$\theta' = [\lambda_1 \quad \lambda_2 \quad \gamma_{11} \quad \phi_{11} \quad VAR(\varepsilon_1) \quad VAR(\varepsilon_2) \quad VAR(\delta_1) \quad VAR(\delta_2) \quad \psi_{11}] \text{ dir. } \Sigma = \Sigma(\theta)$$

kovaryans yapısı dokuz tane bilinmeyen içerildiği on tane $[\frac{1}{2}(4)(5)]$ eşitliğe sebep olmaktadır. θ ' da yer alan dokuz bilinmeyen için bu eşitlikler çözümlenebilirse, bu modelin tanımlanması sağlanabilir. Bu süreci göstermek için, model tarafından tahmin edilen on eşitlikten ikisi aşağıdaki gibidir,

$$\begin{aligned} COV(x_2, y_1) &= \lambda_1 \gamma_{11} \phi_{11} \\ COV(x_2, x_1) &= \lambda_1 \phi_{11} \end{aligned} \quad (5.14)$$

$$\gamma_{11} = \frac{COV(x_2, y_1)}{COV(x_2, x_1)} \quad (5.15)$$

Bu kurulumda γ_{11} belirlenmiş durumdadır. Bu tür cebirsel işlemler izlenerek θ ' nın tüm elemanlarının tanımlı olduğu gösterilebilir.

Genel modellerin tanımlanmasında kullanılan *t-Kuralı*, *İki Adım Kuralı* ve *Çoklu Gösterge Çoklu Nedensellik Kuralı* aşağıda sırasıyla verilmiştir.

5.3.1. t-Kuralı

Daha önce gözlenen değişkenler ile yapısal eşitlikler ve DFA modellerinde, *t-kuralının* tanımlama için gerekli ancak yeterli bir koşul olmadığı belirtilmişti (bakınız; Bölüm 3 ve 4):

$$t \leq \frac{1}{2}(p+q)(p+q+1) \quad (5.16)$$

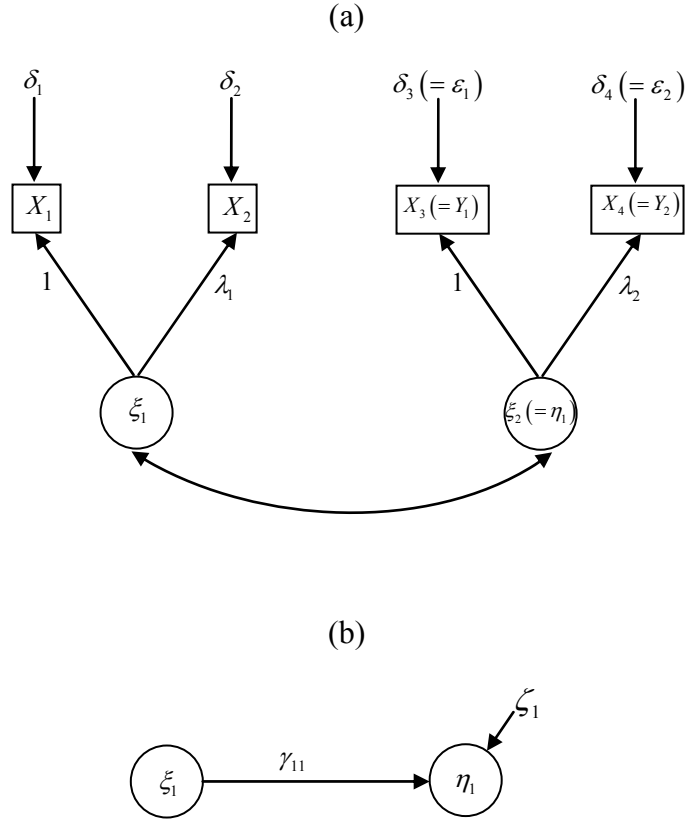
Burada t , θ 'daki sınırlandırılmamış ve serbest elemanların sayısını göstermektedir. $\Sigma = \Sigma(\theta)$ 'nin artıksız elemanları $\frac{1}{2}(p+q)(p+q+1)$ tane eşitliği içerir. Eğer θ 'daki bilinmeyenlerin sayısı eşitlik sayısından fazla ise tanımlamanın sağlanması olası olmayacaktır. Şekil 5.1' deki ve Eşitlik (5.13)' deki model θ 'nin dokuz elemana sahip olduğunu ve $\frac{1}{2}(p+q)(p+q+1)$ 'nin 10 olduğunu göstermektedir. Bu bilgiler ışığında model için *t-kuralı* sağlanmış olur ve *t-kuralına* göre model tanımlıdır (Bollen, 1989; Brown, 2006).

5.3.2. İki Adım Kuralı

İki adım kuralı adından da anlaşılacağı üzere iki adımlı bir süreçten meydana gelmektedir. İlk adımda model bir DFA modeli gibi analiz edilir. Bu adımda gizil değişkenler arasındaki ilişkiler ile ilgilenilir. Bu ilişkiler gizil değişkenlerin varyansları ve kovaryanslarıdır (Φ). Bu adımda \mathbf{B} , Γ ve Ψ elemanları yok sayılır. Modelin tanımlanmış olduğunu belirlemek için DFA' daki gibi model yeniden formüle edilir. Eğer modelin tanımlanmış olduğuna karar verilirse kuralın ikinci adımına geçilir. Eğer birinci adım sonucunda modelin tanımlanmamış olduğuna karar verilirse, bu tanımlama kuralı uygulanmaz. İkinci adımda orijinal modelin yapısal eşitlikleri incelenir (örneğin, $\eta = \mathbf{B}\eta + \Gamma\xi + \zeta$). Bu adımda her bir gizil değişkenin kusursuz olarak ölçülen bir

gözlenen değişken olduğu varsayılır. Sonraki belirleme \mathbf{B} , Γ ve Ψ 'nin tanımlı olup olmadığının belirlenmesidir. Eğer birinci adım sonunda ölçüm parametrelerinin, ikinci adım sonunda da yapısal model parametrelerinin tanımlı olduğu belirlenirse, o zaman bu tanımlamanın tüm modelin tanımlaması için yeterli olduğuna karar verilir (Bollen, 1989).

İlk adım gizil değişkenlerin kovaryans matrislerini içerir ve bu adımda ölçüm modelindeki tüm parametrelere tanımlı olduğuna karar verilir. İkinci adımda \mathbf{B} , Γ , Φ ve Ψ 'daki bilinmeyen parametrelerin gözlenen değişkenlerin tanımlanmış elamanlarının fonksiyonları olup olmadığı araştırılmasıdır. Bu kuralın süreçleri, Şekil 5.1' deki dört göstergeye sahip iki gizil değişkenli model için aşağıda açıklanmıştır. İlk adımda η_1 , ξ_1 olarak yeniden tanımlanır, y_1 ve y_2 x_3 ve x_4 olarak; ε_1 ve ε_2 'de δ_1 ve δ_2 olarak ele alınır. γ_{11} ilk adımda göz önünde bulundurulmaz. Bu yeniden formülasyon süreci Şekil 5.2(a)' da gösterilmiştir.



Şekil 5.2. İki adım kuralının gösterimi

İki- gösterge kuralı kullanılarak ϕ_{12} ' in sıfır olmadığı takdirde modelin tanımlı olduğuna karar verilebilir. Böylece ilk adımı tamamlanmıştır. İkinci adım Şekil 5.2 (b)' de gösterilmiştir. Eğer η_1 ve ξ_1 ' nin kusursuz olarak ölçüldüğü varsayılırsa, açık bir şekilde Bölüm 3.3.2' de verilen *B Yokluk Kuralınca* modelin tanımlı olduğuna karar verilir (Bollen, 1989).

5.3.3. Çoklu Gösterge Çoklu Nedensellik Kuralı

Çoklu Gösterge Çoklu Nedensellik (ÇGÇN – Multiple Indicators and Multiple Cause (MIMIC)) modelleri genel modellerin özel bir durumu olarak adlandırılmaktadır. Bu modeller, tek bir gizil değişkenin çoklu göstergesi ve çoklu

nedenselliği olan gözlenen değişkenleri içermektedirler (Bollen, 1989; Brown, 2006). Bu model için eşitlikler:

$$\begin{aligned}\eta_1 &= \Gamma \mathbf{x} + \zeta_1 \\ \mathbf{y} &= \Lambda_y \eta_1 + \varepsilon \\ \mathbf{x} &= \xi\end{aligned}\tag{5.17}$$

dir. \mathbf{x} bir tane olan gizil değişkenin kusursuz bir ölçümüdür ve η_1 verilmiştir. η_1 bir veya daha fazla \mathbf{x} değişkenince doğrudan etkilenmiştir. Eğer p (y 'lerin sayısı) iki veya daha çok ve q (x 'lerin sayısı) bir veya daha çok ise ÇGÇN modellerinin tanımlaması sağlanmış olur. ÇGÇN kuralı $p \geq 2$ ve $q \geq 1$ olduğunda tanımlama için yeterli ancak gerekli bir koşul değildir (Bollen, 1989; Kline, 2005).

5.4. Genel Modelin Standartlaştırılmış ve Standartlaştırılmamış Katsayıları

Gözlenen değişkenlerin kovaryans matrisinin analizi standartlaştırılmamış katsayıların elde edilmesine neden olur. Standartlaştırılmamış katsayılar değişkenlere bağlıdır. Aynı bağımlı değişken üzerinde etkili olan iki veya daha fazla değişken farklı ölçüm birimlerine sahip olduğunda, etkileri standartlaştırılmamış katsayıları kullanarak karşılaştırmak oldukça zordur. Standartlaştırılmış katsayılar farklı açıklayıcı değişkenlerin göreceli etkilerini değerlendirmede kullanılmaktadır. Standartlaştırılmamış katsayılara dayanarak değişkenlerin göreceli önemlerini karşılaştırmak uygun olmadığından, analizde kullanılan değişkenler kendi ortalamalarından farkları alınıp standart sapmalarına bölünerek standartlaştırılmaktadır. Diğer bir anlatımla değişkenler ölçü birimlerinden arındırılarak varyansları bire eşitlenmektedir. Standartlaştırılmış katsayılar, doğrudan standartlaştırılmamış katsayılardan yararlanarak aşağıdaki eşitlikler yardımıyla da hesaplanabilirler (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Jöreskog and Sörbom, 1996; Schumacker and Lomax, 2004; Grace, 2006);

$$\begin{aligned}
\hat{\lambda}_{ij}^s &= \hat{\lambda}_{ij} \left(\frac{\hat{\sigma}_{jj}}{\hat{\sigma}_{ii}} \right)^{1/2} \\
\hat{\beta}_{ij}^s &= \hat{\beta}_{ij} \left(\frac{\hat{\sigma}_{jj}}{\hat{\sigma}_{ii}} \right)^{1/2} \\
\hat{\gamma}_{ij}^s &= \hat{\gamma}_{ij} \left(\frac{\hat{\sigma}_{jj}}{\hat{\sigma}_{ii}} \right)^{1/2}
\end{aligned} \tag{5.18}$$

burada s standart bir katsayıyı simgelemektedir, i etkilenen (bağımlı) değişkeni, j açıklayıcı değişkeni ve $\hat{\sigma}_{jj}$ ile $\hat{\sigma}_{ii}$ i . ve j . değişkenlerin model tarafından tahmin edilen varyanslarını göstermektedir. Standartlaştırılmış katsayı, diğer değişkenler sabit tutulduğunda bağımsız değişkendeki bir standart sapmalık değişimin neden olduğu, bağımlı değişkenin standart sapma birimlerindeki beklenen değişimi göstermektedir. Standart katsayıların standart hataları, genellikle korelasyon matrisinin analiz edilmesinin doğru olmadığı durumlarda elde edilmektedir (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Kline, 2005).

Standartlaştırılmış katsayı matrislerinin tahmini için matris gösterimleri;

$$\begin{aligned}
\hat{\lambda}_y^s &= \left[\text{diag}(\hat{\Sigma}_{yy}) \right]^{-1/2} \hat{\Lambda}_y \left[\text{diag}(\hat{\mathbf{C}}) \right]^{1/2} \\
\hat{\lambda}_x^s &= \left[\text{diag}(\hat{\Sigma}_{xx}) \right]^{-1/2} \hat{\Lambda}_x \left[\text{diag}(\Phi) \right]^{1/2} \\
\hat{\mathbf{B}}^s &= \left[\text{diag}(\hat{\mathbf{C}}) \right]^{-1/2} \hat{\mathbf{B}} \left[\text{diag}(\hat{\mathbf{C}}) \right]^{1/2} \\
\hat{\Gamma}^s &= \left[\text{diag}(\hat{\mathbf{C}}) \right]^{-1/2} \hat{\Gamma} \left[\text{diag}(\hat{\Phi}) \right]^{1/2}
\end{aligned} \tag{5.19}$$

biçimindedir, Eşitlik (5.19)' da $\hat{\mathbf{C}}$, η' nin kovaryans matrisinin tahminini göstermektedir.

5.5. Ortalamalar ve Eşitlik Sabitleri

Sabit terimlerin ölçüm ve yapısal eşitliklerle eklenmesi sonucunda elde edilen denklemler aşağıda verilmiştir,

$$\eta = \alpha + \mathbf{B}\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad (5.20)$$

$$\mathbf{y} = \mathbf{v}_y + \Lambda_y\eta + \varepsilon \quad (5.21)$$

$$\mathbf{x} = \mathbf{v}_x + \Lambda_x\xi + \delta \quad (5.22)$$

\mathbf{v}_y , $p \times 1$; \mathbf{v}_x , $q \times 1$ boyutlu sabit terim (intercept) vektörleridir. İçsel değişkenler için eşitlikteki sabit terim vektörü $m \times 1$ boyutlu α vektörüdür. ξ ' nin ortalama değeri ($E(\xi)$) $n \times 1$ boyutlu κ vektördür. η ' nin beklenen değeri kendisinin ξ ile olan ilişkisine bağlıdır. Gizil içsel değişkenlerin ortalamalarının ($E(\eta)$) tahmini elde edilemez çünkü bu değişkenlerin ortalamaları dışsal değişkenlerin ortalamaları ve modeldeki yapısal katsayılarca tanımlanmaktadır (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Brown, 2006). Gizil içsel değişkenlerin beklenen değeri,

$$\begin{aligned} E(\eta) &= E\left[(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}(\alpha + \Gamma\xi + \zeta)\right] \\ &= (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}(\alpha + \Gamma\kappa) \end{aligned} \quad (5.23)$$

\mathbf{x} ve \mathbf{y} ' nin ortalama vektörleri,

$$E(\mathbf{y}) = \mathbf{v}_y + \Lambda_y(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}(\alpha + \Gamma\kappa) \quad (5.24)$$

$$E(\mathbf{x}) = \mathbf{v}_x + \Lambda_x\kappa \quad (5.25)$$

biçimindedir. Eşitlik (5.23) η ' nin ortalamasının sadece dışsal değişkenlerin bir fonksiyonu olmadığını aynı zamanda yapısal parametrelerin de bir fonksiyonu olduğunu göstermektedir. Her biri iki göstergeye sahip iki gizil değişkenin varsayımsal olarak olduğu durumda yukarıda verilen eşitliklerin açılımı yapıldığında;

$$\begin{aligned}
\eta_1 &= \alpha_1 + \gamma_{11}\xi_1 + \zeta_1 \\
Y_1 &= \nu_{Y_1} + \eta_1 + \varepsilon_1 \\
Y_2 &= \nu_{Y_2} + \lambda_4\eta_1 + \varepsilon_2 \\
X_1 &= \nu_{X_1} + \xi_1 + \delta_1 \\
X_2 &= \nu_{X_2} + \lambda_2\xi_1 + \delta_2
\end{aligned} \tag{5.26}$$

elde edilir. ξ_1 ' in ölçeği $X_1(\lambda_1=1)$ ' e göre, η_1 'in ölçeği $Y_1(\lambda_3=1)$ ' e göre düzenlenmiştir. Yapısal parametrelere göre ortalamalara ilişkin eşitlikler ise,

$$\begin{aligned}
E(\eta_1) &= \alpha_1 + \gamma_{11}\kappa_1 \\
E(Y_1) &= \nu_{Y_1} + (\alpha_1 + \gamma_{11}\kappa_1) \\
E(Y_2) &= \nu_{Y_2} + \lambda_4(\alpha_1 + \gamma_{11}\kappa_1) \\
E(X_1) &= \nu_{X_1} + \kappa_1 \\
E(X_2) &= \nu_{X_2} + \lambda_2\kappa_1
\end{aligned} \tag{5.27}$$

olacaktır. Eşitlik (5.27)' de altı tane yeni parametre $(\alpha_1, \kappa_1, \nu_{X_1}, \nu_{X_2}, \nu_{Y_1}, \nu_{Y_2})$ görülmektedir, bu parametrelerden sadece dört tanesi gözlenen değişkenlerin ortalamasına ilişkindir. Başka kısıtlamalar olmaksızın bu yeni parametreler belirlenemezler. Parametrelerin belirlenmesi için kullanılacak yollardan biri her bir gizil değişkene ait ortalamanın sifıra eşitlenmesidir. ξ_1 için bu κ_1 ' in sifır olarak sabitlenmesi ile gerçekleştirilir. η_1 için ise ek bir sınırlama α_1 ' in sifır olması zorunluluğudur. Alternatif bir strateji ise bir gizil değişkenin ölçeğinin ve kaynağının gözlenen değişkenlerden birisine denk bir biçimde düzenlemek olarak tanımlanmaktadır (Bollen, 1989). ξ_1 değişkeni daha önce X_1 ' e göre ölçeklenmişti. Onun kaynağı, ν_{X_1} ' in sifıra eşit olarak tanımlanmasıyla X_1 ile aynı biçimde yapılabilir. Benzer biçimde ν_{Y_1} ' in sifır olarak alınması η_1 için bir kaynak sağlar. ν_{X_1} ve ν_{Y_1} sifır olarak alındığında,

geriye kalan bilinmeyen parametreler gözlenen değişkenlerin ortalamalarından hareketle belirlenir:

$$\begin{aligned}
 \kappa_1 &= E(X_1) \\
 E(\eta_1) &= E(Y_1) \\
 v_{X_2} &= E(X_2) - \lambda_2 E(X_1) \\
 v_{Y_2} &= E(Y_2) - \lambda_4 E(Y_1) \\
 \alpha_1 &= E(Y_1) - \gamma_{11} E(X_1)
 \end{aligned}
 \tag{5.28}$$

Gözlenen değişkenlerin kovaryans matrisi λ_2 , λ_4 ve γ_{11} katsayılarının belirlenmesinde kullanılmaktadır. Gözlenen değişkenlerin örneklem varyans ve kovaryansları ana kütle değerlerinin yerine tahmin sürecinde kullanılır. Gözlenen değişkenlerin örneklem ortalamaları gözlenen değişkenlerin beklenen değerlerinin yerlerine geçerler (Bollen, 1989).

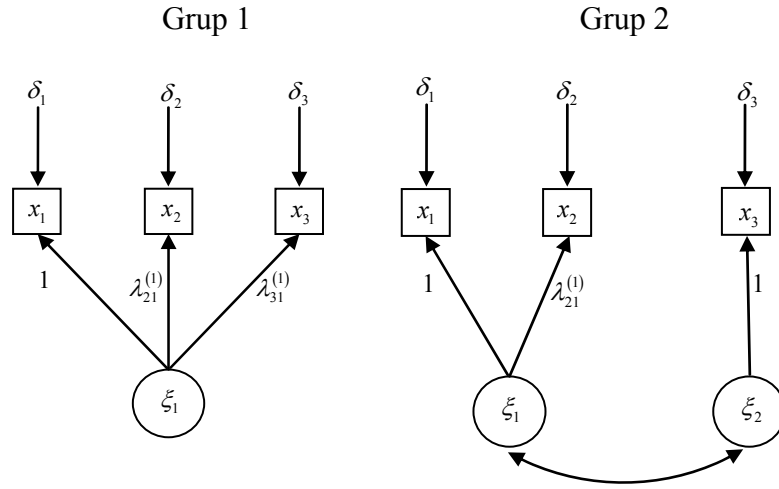
5.6. Grupların Karşılaştırılması

Bu başlıkta farklı ana kütlelerde gizil değişkensiz ve gizil değişkenli yapısal eşitliklerin karşılaştırılması için kullanılacak metod ele alınmıştır. Bu süreç her bir ana kütlede çekilen örneklemelerin bağımsız ve rassal olduğu varsayımı altında kullanılmaktadır. Eğer seçicilik faktörleri bir bireyin bir grup içine girmesini etkilerse, seçicilik süreci model eşitliklerinin toplamı olarak düşünülebilir (Bollen, 1989).

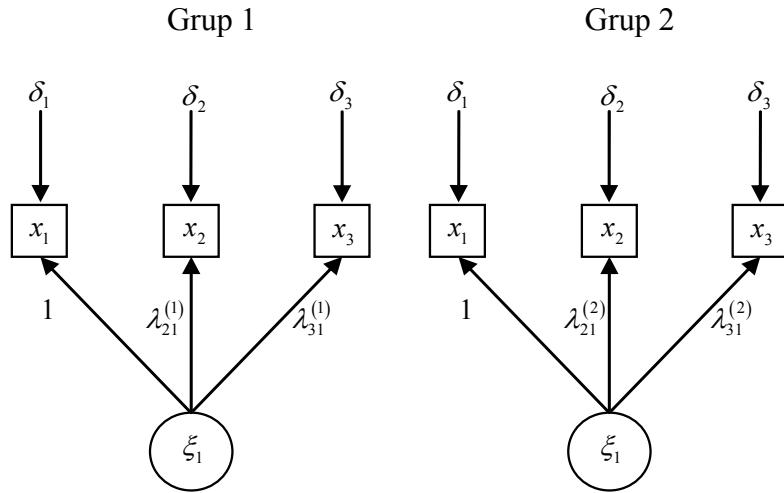
Grupların karşılaştırılmasında kullanılan matematiksel gösterim önceki gösterimlere benzerlik göstermekle birlikte, grupların ayrıştırılması için “(g)” üst simgesi kullanılmaktadır (örneğin; $\Lambda_x^{(g)}, \Phi^{(g)}, \beta_{21}^{(g)}$), “(g)” simgesi grup numarasını temsil etmektedir. Λ_x^1 , grup 1 için Λ_x ’e, γ_{12}^3 , grup 3 için γ_{12} ’e karşılık gelmektedir (Jöreskog and Sörbom, 1996).

Modellerdeki karşılaştırılabilirlik veya değişmezlik belli bir boyutta devam eden bir süreklilik gösterir. İki üst üste kesişen boyut içindeki karşılaştırılabilirlik iki parçaya bölünür; birincisi modelin biçimi diğeri ise parametrelerdeki benzerliktir. Farklı biçimlerdeki modeller çoğunlukla belli bir boyutta devam eden değişmez sürekliliğin küçük bir aralığını gösterirler. Eğer her bir grup için benzer parametre matrisleri, aynı boyutlara, aynı sabitlere, serbest parametrelere ve sınırlandırılmış parametre konumlarına sahip ise iki model aynı biçime sahiptir (Bollen, 1989). Şekil 5.3 (a) farklı biçimlere sahip farklı gruplara ilişkin modelleri göstermektedir. Her bir model aynı göstergelere sahiptir (x_1 , x_2 ve x_3). Fakat grup 1' de tüm yükler ξ_1 ' de iken, grup 2' de x_1 ve x_2 ξ_1 ' e, x_3 ise ξ_2 ' ye yüklenmiştir. Şeklin benzerliğe ilişkin aralık; birçok gizil değişkenin en alt düzeyi ile ilişkili ölçüm hataları dışında, aynı olduğu varsayılan modellerin ilişkili ana farkları içindeki yükler arasındadır. Şekil 5.3 (b) aynı biçime sahip iki grubun modellerini göstermektedir.

(a) Farklı şekiller

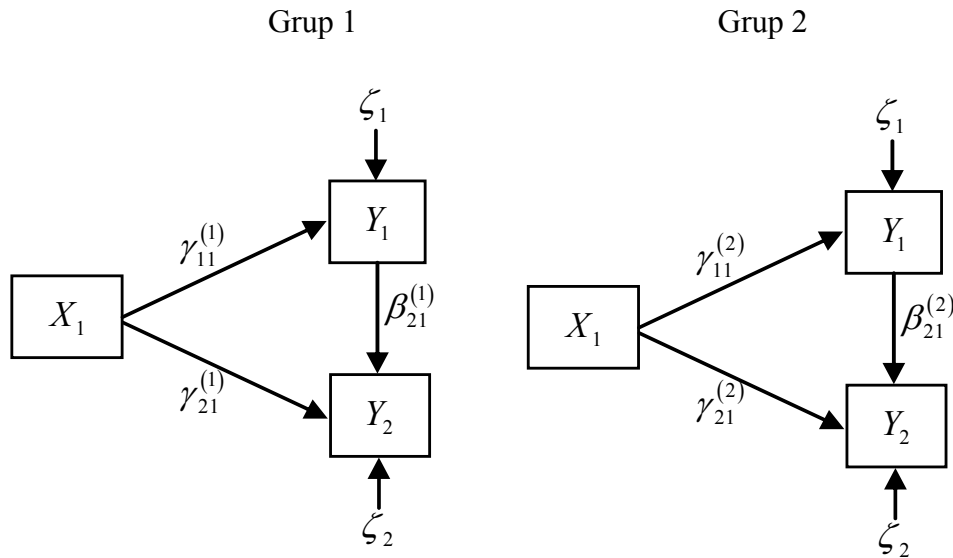


(b) Aynı şekiller



Şekil 5.3. Modellerin yapı ve şekillerinin tanımlamalarının gösterimi

YEM'lerin tüm türleri için karşılaştırılabilirlik testlerini yapmak mümkündür. Başlangıç olarak gözlenen değişkenli yapısal eşitlikler ile bu süreç Şekil 5.4' te verilen hipotetik model göz önünde bulundurularak ele alınmıştır.



Şekil 5.4. Gözlenen değişkenli yapısal eşitlikler için karşılaştırılabilirlik testlerinin gösterimi

Benzerlik için test süreci aşağıda sunulan hipotezler temellidir,

$H_{\text{şekil}}$: aynı şekil

$$H_{\mathbf{B}\Gamma}: \mathbf{B}^{(1)} = \mathbf{B}^{(2)}, \quad \Gamma^{(1)} = \Gamma^{(2)}$$

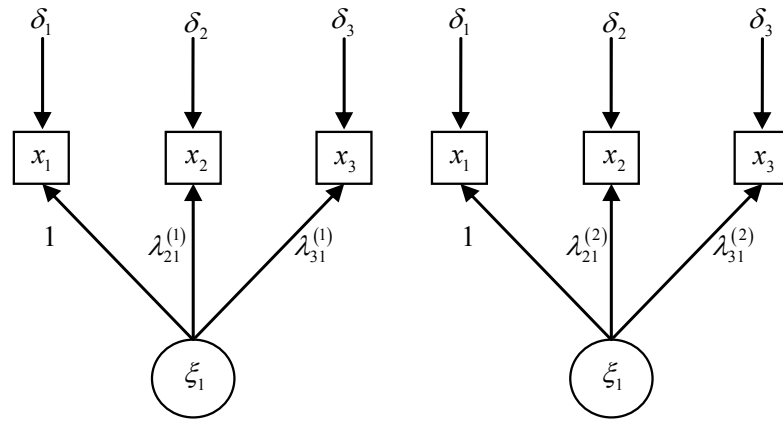
$$H_{\mathbf{B}\Gamma\Psi}: \mathbf{B}^{(1)} = \mathbf{B}^{(2)}, \quad \Gamma^{(1)} = \Gamma^{(2)}, \quad \Psi^{(1)} = \Psi^{(2)}$$

$$H_{\mathbf{B}\Gamma\Psi\Phi}: \mathbf{B}^{(1)} = \mathbf{B}^{(2)}, \quad \Gamma^{(1)} = \Gamma^{(2)}, \quad \Psi^{(1)} = \Psi^{(2)}, \quad \Phi^{(1)} = \Phi^{(2)}$$

Sabit olmayan parametrelerde her hangi bir kısıtlama olmaksızın aynı değerlere sahip karşılıklı grupların aynı şekle sahip olup olmadıkları benzerlik testidir ($H_{\text{şekil}}$). Eğer uyum tatmin edici ise $H_{\mathbf{B}\Gamma}$ hipotezine geçilir. Bu hipotez \mathbf{B} ve Γ 'nin kısıtlı elemanlarının tüm gruplarda aynı olacağını ifade etmektedir. Şekil 5.4 için bu $\gamma_{11}^{(1)} = \gamma_{11}^{(2)}$, $\gamma_{21}^{(1)} = \gamma_{21}^{(2)}$ ve $\beta_{21}^{(1)} = \beta_{21}^{(2)}$ e çevrilir. Bu hipotezin yeterli bir uyumu gösterdiği varsayıldığında $H_{\mathbf{B}\Gamma\Psi}$ hipotezine geçilebilir. Bu hipotez $\mathbf{B}^{(1)}$ ve $\mathbf{B}^{(2)}$, $\Gamma^{(1)}$ ve $\Gamma^{(2)}$ arasındaki eşit sınırlandırmaları ele alır. Fakat burada hata terimlerinin kovaryans matrisleri için bir eşitlik eklenmektedir. Bu düzen içinde en kısıtlayıcı hipotez $H_{\mathbf{B}\Gamma\Psi\Phi}$ hipotezidir. Burada tüm parametre matrislerinin farklı gruplardaki sınırlandırmalarının

eşit olduğu ifade edilmektedir. Gözlenen değişkenli bir YEM için oldukça kısıtlayıcı olan bu hipotez altında veri benzer ise elde edilen sonuçlar her iki grupta aynı model işlemlerinin gerçekleştirildiği varsayımı temelinde tutarlıdır (Bollen, 1989; Jöreskog and Sörbom, 1993).

Değişmezliğe dair benzer bir süreç ölçüm modelleri için uygulanır. Buna ilişkin hipotetik bir örnek Şekil 5.5' te gösterilmiştir.



Şekil 5.5. Ölçüm modelleri için karşılaştırılabilirlik testlerinin gösterimi

Gruplarda yer alan gizil değişkenlere göre göstergelerin aynı ilişkilere sahip olup olmadığının tanımlanması bu süreçte gerçekleştirilir. Test süreci;

$H_{\text{şekil}}$: aynı şekil

$$H_{\Lambda_x}: \Lambda_x^{(1)} = \Lambda_x^{(2)}$$

$$H_{\Lambda_x \Theta_\delta}: \Lambda_x^{(1)} = \Lambda_x^{(2)}, \quad \Theta_\delta^{(1)} = \Theta_\delta^{(2)}$$

$$H_{\Lambda_x \Theta_\delta \Phi}: \Lambda_x^{(1)} = \Lambda_x^{(2)}, \quad \Theta_\delta^{(1)} = \Theta_\delta^{(2)}, \quad \Phi^{(1)} = \Phi^{(2)}$$

adımları ile ifade edilir. Süreç modelin biçiminin aynı olduğunun ifade edildiği hipotez ile başlar. Bu hipotezin uyum sağladığı varsayıldığında bir sonraki hipoteze geçilir. Bu

hipotez gözlenen değişkenleri gizil değişkenlere bağlayan katsayıların her iki grupta da aynı olup olmadığını değerlendirmektedir (Bollen, 1989).

5.7. Toplam, Doğrudan ve Dolaylı Etkiler

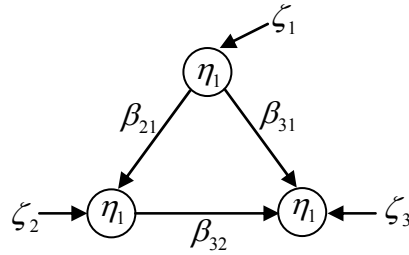
Bölüm 2.5' te bir değişkenin diğer değişken üzerindeki toplam, dolaylı ve doğrudan etkilerinin ayrıştırılması konusu açıklanmıştı. Bu bölümde genel modeller için etkilerin ayrıştırılması konusu ele alınmıştır. Toplam etkiler iki yolla tanımlanmaktadır. İlkinde toplam etkiler katsayı matrislerinin güçlerinin toplamına eşittir. Diğerinde ise indirgenmiş biçimdeki katsayıların kullanılmasıyla toplam etki anlamlandırılır. Her iki tanımlama sonucunda aynı sonuçlar elde edilmektedir (Bollen, 1989). η üzerinde η ' nın toplam etkisi veya $\mathbf{T}_{\eta\eta}$,

$$\mathbf{T}_{\eta\eta} = \sum_{k=1}^{\infty} \mathbf{B}^k \quad (5.29)$$

olur. Eğer Eşitlik (5.29)'daki sonsuz toplam sonlu elemanları ile bir matrise yakınsarsa, $\mathbf{T}_{\eta\eta}$ tanımlanmış olacaktır. Bu tanımlamanın daha iyi anlaşılması için Şekil 5.6' da yer alan üç içsel gizil değişken arasındaki ilişki ele alındığında, \mathbf{B} matrisi,

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ \beta_{21} & 0 & 0 \\ \beta_{31} & \beta_{32} & 0 \end{bmatrix} \quad (5.30)$$

olacaktır.



Şekil 5.6. Üç içsel gizil değişken için yinelemeli basit bir model

\mathbf{B} gizil bir içsel değişken üzerinde diğer içsel gizil değişkenlerin doğrudan etkilerini göstermektedir. η üzerinde η ' nin toplam etkisinin tanımlanması için sonsuz serinin ilk birkaç terimi aşağıda verilen açık formda gösterilmiştir:

$$\begin{aligned} \mathbf{T}_{\eta\eta} &= \mathbf{B} + \mathbf{B}^2 + \mathbf{B}^3 + \dots \\ &= \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ \beta_{21} & 0 & 0 \\ \beta_{31} & \beta_{32} & 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ \beta_{21}\beta_{32} & 0 & 0 \end{bmatrix} + \mathbf{0} + \dots \end{aligned} \quad (5.31)$$

Tüm $k \geq 3$ için \mathbf{B}^k lar sıfıra eşit olacağından, dizinin yakınsaması ve toplam etkilerin tanımlanması sağlanır. Dizideki ilk terim η üzerindeki η ' nin doğrudan etkisini göstermektedir. İkinci ve daha yüksek güç terimi değişim süresinin dolaylı etkisini tanımlamaktadır. O halde toplam etki;

$$\mathbf{T}_{\eta\eta} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ \beta_{21} & 0 & 0 \\ \beta_{31} + \beta_{21}\beta_{32} & \beta_{32} & 0 \end{bmatrix} \quad (5.32)$$

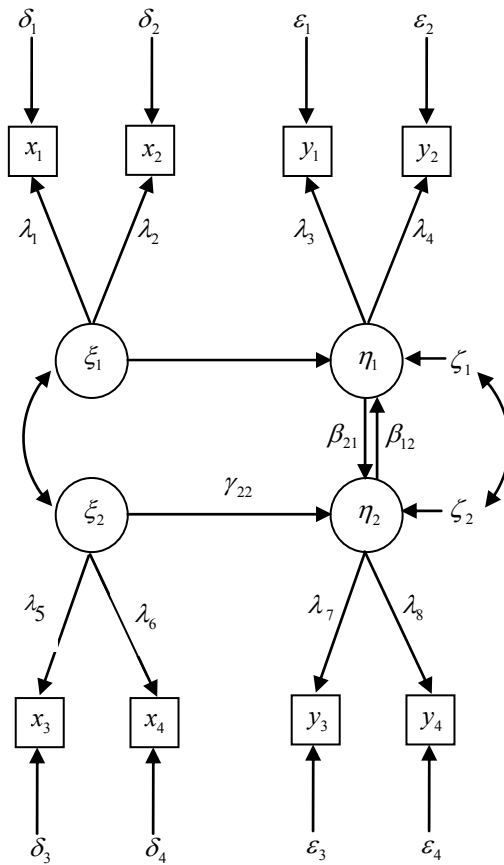
olacaktır. Genellikle dolaylı etkiler toplam ve doğrudan etkiler arasındaki farktır. $\mathbf{T}_{\eta\eta}$ ' den \mathbf{B} çıkartıldığında sonuç \mathbf{B}^2 olacaktır. Bu sonuçta söz konusu model için dolaylı etkiyi ($\mathbf{I}_{\eta\eta}$) ifade edecektir. Elde edilen bu sonuçlar genelleştirildiğinde, \mathbf{B} ' nin alt

üçgensel bir matris gibi yazılabildiği yinelemeli sistemler için, \mathbf{B}^k $k \geq m$ olduğunda sıfır olacaktır, burada m gizil içsel değişkenlerin sayısını göstermektedir (Bollen, 1989).

Yinelemesiz modeller için bu durum oldukça karmaşıktır. Yinelemesiz modellerde etkilerin ayrıştırılması için Şekil 5.7' deki model göz önünde bulundurulduğunda, \mathbf{B} matrisi,

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 0 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 0 \end{bmatrix} \quad (5.33)$$

dir. Burada β_{21} , η_2 deki η_1 ' in doğrudan etkisini göstermektedir.



Şekil 5.7. Yinelemesiz yapısal model ve ölçüm modelinin path diyagramı (Bollen, 1989)

η üzerinde η 'nin dolaylı etkileri \mathbf{B} 'nin kuvvetine göre tanımlanabilir. 2, 3 ve 4. parçaları için dolaylı etkiler;

$$\mathbf{B}^2 = \begin{bmatrix} \beta_{21}\beta_{12} & 0 \\ 0 & \beta_{21}\beta_{12} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{B}^3 = \begin{bmatrix} 0 & \beta_{21}\beta_{12}^2 \\ \beta_{21}^2\beta_{12} & 0 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{B}^4 = \begin{bmatrix} \beta_{21}^2\beta_{12}^2 & 0 \\ 0 & \beta_{21}^2\beta_{12}^2 \end{bmatrix} \quad (5.34)$$

açılımlarıyla elde edilecektir. Yinelemeli modellerden farklı olarak, \mathbf{B}^k $k \geq m$ için sıfır değildir. Genelde toplam etkiler $\mathbf{T}_{\eta\eta}$ tanımlıdır. \mathbf{B}^k , $k \rightarrow \infty$ giderken sıfıra yakınsamalıdır (Bollen, 1989). $\mathbf{T}_{\eta\eta}$ yakınsayacağı değeri bulmak için $\mathbf{T}_{\eta\eta}$ 'e ilk olarak $\mathbf{I}(=\mathbf{B}^0)$ eklenir ve $(\mathbf{I}-\mathbf{B})$ tarafından $\mathbf{I} + \mathbf{B} + \mathbf{B}^2 + \dots + \mathbf{B}^k$ toplamıyla çarpılırsa:

$$(\mathbf{I}-\mathbf{B})(\mathbf{I} + \mathbf{B} + \mathbf{B}^2 + \dots + \mathbf{B}^k) = \mathbf{I} - \mathbf{B}^{k+1} \quad (5.35)$$

$k \rightarrow \infty$ olduğunda $\mathbf{B}^{k+1} \rightarrow 0$ olacağından dolayı, Eşitlik (5.34)'deki son terim sıfıra yaklaşacak ve sadece \mathbf{I} kalacaktır. Eşitlik (5.35)'in sol tarafındaki iki terimin çarpımı sonucunda $k \rightarrow \infty$ için $(\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1}$ 'e yakınsamalıdır. Eğer \mathbf{I} bu değerden çıkartılırsa, $\mathbf{T}_{\eta\eta}$ sonucu,

$$\mathbf{T}_{\eta\eta} = (\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1} - \mathbf{I} \quad (5.36)$$

\mathbf{B} , $\mathbf{T}_{\eta\eta}$ 'den çıkartıldığında dolaylı etkiler,

$$\mathbf{I}_{\eta\eta} = (\mathbf{I}-\mathbf{B})^{-1} - \mathbf{I} - \mathbf{B} \quad (5.37)$$

elde edilir.

Gizil içsel bir değişken üzerindeki gizil dışsal değişkenin etkilerinin ayrıştırılması yukarıda tanımlanan süreçler ile yakından ilişkilidir. η üzerinde ξ 'nin

toplam etkisi $\eta = \mathbf{B}\eta + \Gamma\xi + \zeta$ eşitliğinde sağ tarafta yer alan η ' nın yerine aynı eşitliğin konulması ile tanımlanabilir;

$$\begin{aligned}
\eta &= \mathbf{B}\eta + \Gamma\xi + \zeta \\
&= \mathbf{B}(\mathbf{B}\eta + \Gamma\xi + \zeta) + \Gamma\xi + \zeta \\
&= \mathbf{B}^2\eta + (\mathbf{I} + \mathbf{B})(\Gamma\xi + \zeta) \\
&= \mathbf{B}^2(\mathbf{B}\eta + \Gamma\xi + \zeta) + (\mathbf{I} + \mathbf{B})(\Gamma\xi + \zeta) \\
&= \mathbf{B}^3\eta + (\mathbf{I} + \mathbf{B} + \mathbf{B}^2)(\Gamma\xi + \zeta) \\
&= \vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots \\
&= \mathbf{B}^k\eta + (\mathbf{I} + \mathbf{B} + \mathbf{B}^2 + \dots + \mathbf{B}^{k-1})(\Gamma\xi + \zeta)
\end{aligned} \tag{5.38}$$

η üzerinde ξ ' nin toplam etkisi Eşitlik (5.38)' in son satırındaki ξ için katsayı matrisindedir: $(\mathbf{I} + \mathbf{B} + \mathbf{B}^2 + \dots + \mathbf{B}^{k-1})\Gamma$. $(\mathbf{I} + \mathbf{B} + \mathbf{B}^2 + \dots + \mathbf{B}^{k-1})$ terimi yukarıda ifade edilen koşullar altında $(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}$, e yakınsar. Bu koşullarda $\mathbf{T}_{\eta\xi}$ matrisi,

$$\mathbf{T}_{\eta\xi} = (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \Gamma \tag{5.39}$$

olur. η üzerinde ξ ' nin doğrudan etkileri Γ ' da olduğu için, η üzerinde ξ ' nin dolaylı etkileri,

$$\mathbf{I}_{\eta\xi} = (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \Gamma - \Gamma = [(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} - \mathbf{I}] \Gamma \tag{5.40}$$

dir. Eşitlik (5.39) η üzerinde ξ ' nin dolaylı etkilerinin, η ' da ξ ' nin doğrudan etkileriyle ile η ' da η ' nın toplam etkilerinin çarpımına eşit olduğunu göstermektedir.

\mathbf{y} üzerinde ξ ' nin dolaylı ve toplam etkilerinin elde edilmesinde benzer bir süreç izlenmektedir. \mathbf{y} için ölçüm eşitliğindeki η yerine $\mathbf{B}\eta + \Gamma\xi + \zeta$ yazılırsa;

$$\mathbf{y} = \Lambda_y \mathbf{B}^k \eta + \Lambda_y (\mathbf{I} + \mathbf{B} + \mathbf{B}^2 + \dots + \mathbf{B}^{k-1}) \Gamma \xi + \Lambda_y (\mathbf{I} + \mathbf{B} + \mathbf{B}^2 + \dots + \mathbf{B}^{k-1}) \zeta + \varepsilon \tag{5.41}$$

$\mathbf{T}_{y\xi}$ toplam etkisi;

$$\mathbf{T}_{y\xi} = \Lambda_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \Gamma \quad (5.42)$$

olarak elde edilir. ξ ' nin y üzerinde doğrudan bir etkisi olmadığı için, dolaylı etkisi Eşitlik (4.42)' ye eşit olacaktır. Aynı mantıkla, y üzerinde η ' nin toplam etkisi,

$$\begin{aligned} \mathbf{T}_{y\eta} &= \Lambda_y (\mathbf{I} + \mathbf{B} + \mathbf{B}^2 + \dots + \mathbf{B}^{k-1}) \\ &= \Lambda_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \end{aligned} \quad (5.43)$$

dolaylı etkisi ise,

$$\mathbf{T}_{y\eta} = \Lambda_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} - \Lambda_y = \Lambda_y [(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} - \mathbf{I}] \quad (5.44)$$

olur. Toplam ve dolaylı etkiler sadece kesin koşullar altında tanımlıdırlar. Tüm toplam etkiler için yeterli koşul, \mathbf{B} ' nin öz değerlerinin katsayısı veya mutlak değerinin bir den küçük olması durumunda var olmaktadır (Bollen, 1989). Çizelge 5.1' de gizil değişkenli genel YEM için etkilerin ayrıştırılması verilmiştir.

Çizelge 5.1. Doğrudan, dolaylı ve toplam etkiler

	Etkilenen		
	η	y	x
ξ' nin etkileri			
<i>Doğrudan Etki</i>	Γ	0	Λ_x
<i>Dolaylı Etki</i>	$(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \Gamma - \Gamma$	$\Lambda_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \Gamma$	0
<i>Toplam etki</i>	$(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \Gamma$	$\Lambda_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} \Gamma$	Λ_x
η' nin etkileri			
<i>Doğrudan Etki</i>	\mathbf{B}	Λ_y	0
<i>Dolaylı Etki</i>	$(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} - \mathbf{I} - \mathbf{B}$	$\Lambda_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} - \Lambda_y$	0
<i>Toplam etki</i>	$(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1} - \mathbf{I}$	$\Lambda_y (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}$	0

5.8. Modelin Değerlendirilmesi ve Uyum Ölçütleri

Kovaryans yapı hipotezi $\Sigma = \Sigma(\theta)$ şeklindedir. Bütün uyum ölçüleri bu hipotezin geçerli olup olmadığının değerlendirilmesine yardım eder. Hemen hemen model uyum ölçülerinin tamamı S ve Σ fonksiyonlarını içerirler. Bu uyum indeksleri S 'nin $\hat{\Sigma}$ 'e yakınlığının ölçüsüdür (Bollen, 1989; Hoyle, 1995; Hair, et al., 1998; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). Bu yakınlık pek çok farklı yolla ölçülmektedir. Bütün uyum ölçülerinin temel avantajı modelin bütününe değerlendirmeleridir. Uyum ölçüleri model bileşenlerinin (örneğin; eşitlikler ve parametre tahminleri) uyumu tarafından ortaya çıkartılamayan göstergelerin yetersizliğini değerlendirebilmektedir. Uyum ölçütlerine dair bir sınırlama, onların tam tanımlanmış modellerde kullanılmamalarıdır. Bu durumda daima $S = \hat{\Sigma}$ olacaktır ve bu yüzden tam uyumun belirlenmesi durumunda modelin uyumunun değerlendirilmesi YEM' in konusu olmayacaktır. Uyum ölçütlerine dair ikinci bir sınırlama ise tüm uyum ölçütlerinin model bileşenlerinin uyumuna dair olarak farklılık gösterebileceği yönündedir. Örneğin, bir modelin tüm uyumu iyi olabilir ancak parametre tahminleri istatistiksel olarak anlamlı olmayabilir. Ayrıca $\hat{\Sigma}$ 'nin S ile tam eşleşmesi, açıklayıcı değişkenlerin tahminlerinin ne kadar iyi olduğunu göstermemektedir. Uyum ölçütlerinin tamamı modelin tüm eşitlikleri için R^2 'leri de özetleyecek nitelikte değildir (Bollen, 1989, Hayduk, 1987; Hair, et al., 1998; Timm, 2002; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003; Brown; 2006).

5.8.1. Anlamlılık Testleri

Ki- Kare Test İstatistiği

Klasik uyum iyiliği ölçütü χ^2 'dir. χ^2 test istatistiği YEM' in uygunluğunun değerlendirilmesinde kullanılmaktadır. Eğer dağılımsal varsayımlar sağlanıyorsa, χ^2 testi ana kütle kovaryans matrisi Σ 'nin modele ilişkin tahmini kovaryans matrisi

$\Sigma(\boldsymbol{\theta})$ 'ya eşit olup olmadığını değerlendirmektedir. Sıfır hipotezi daima, Σ ile $\Sigma(\boldsymbol{\theta})$ 'nin elemanları arasındaki farkın sıfır olduğunu ifade etmektedir (Hair, et al., 1998; Timm, 2002; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003; Brown, 2006). Bu matrisler bilinmediğinden dolayı, örneklem kovaryans matrisi \mathbf{S} ve $\Sigma(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ kullanılmaktadır, burada $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ tahmin edilen parametrelerin $(t \times 1)$ boyutlu vektörüdür. Eğer sıfır hipotezi doğruysa, uyum fonksiyonunun değerinin $N-1$ ile çarpımı $s-t$ serbestlik derecesi ile bir χ^2 rassal değişkenine yakınsar (Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003),

$$\chi_{sd}^2 = (N-1)F[\mathbf{S}, \Sigma(\hat{\boldsymbol{\theta}})] \quad (5.45)$$

burada; s , \mathbf{S} 'deki artıksız elemanların sayısı, t , tahmin edilen parametrelerin toplam sayısı, N , örneklem büyüklüğü, \mathbf{S} , gözlenen kovaryans matrisi, $\Sigma(\hat{\boldsymbol{\theta}})$, modele ilişkin tahmini kovaryans matrisidir.

LISREL EO, AEKK, GEKK veya EKK için farklı χ^2 test istatistikleri sağlamaktadır. Buradan da anlaşılacağı gibi χ^2 değerinin elde edilmesi tahmin metoduna bağlıdır. Genellikle yüksek χ^2 değeri, ana kütle kovaryans matrisi Σ ve modele ilişkin tahmini kovaryans matrisi $\Sigma(\boldsymbol{\theta})$ 'nin birbirlerinden anlamlı olarak farklı olduklarının göstergesi konumundadır. $\mathbf{S} - \Sigma(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ 'nin elemanları iyi bir uyum için sıfıra eşit olmak zorundadır. Eğer χ^2 ile ilişkili p -değeri 0.05' ten büyük ise sıfır hipotezi kabul edilir ve modelin ana kütle kovaryans matrisiyle uyumlu olduğuna karar verilir (Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003).

YEM' de χ^2 oldukça yaygın bir biçimde kullanıldığı halde, uygulamalı araştırmalarda model uyumunun tek bir ölçütü olduğunda nadiren kullanılmaktadır. Pek çok durumda (örneğin küçük N , normal olmayan veri) uyum ölçütünün χ^2 dağılmaması ve örneklem büyüklüğünün χ^2 tablo değerinde önemli farklılaşmalara

neden olması sebebiyle alternatif uyum ölçütleri kullanılmaktadır. Çünkü χ^2 , hipotezlerin (örneğin; $S = \Sigma$) kesin bir biçimde reddine veya kabulüne karar vermektedir. Bağımsız bir modelin göreceli uyumunun ve “makul” uyumunun istendiği durumlarda χ^2 istatistiği kullanılmamaktadır. Yine de, ki-kare iç içe geçmiş modellerin karşılaştırılması ve diğer uyum indekslerinin hesaplanması gibi tanımlanan amaçlar için kullanılmaktadır (Hayduk, 1987; Bollen, 1989; Hu and Bentler, 1999; Jöreskog, 1993; Loehlin, 2004; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003; Brown, 2006;).

χ^2 test istatistiği ile ilişkili çeşitli sınırlılıklar aşağıda sıralanmıştır;

- Varsayımların geçersizliği: χ^2 testi gözlenen değişkenlerin çok değişkenli normal dağılıma sahip olduğu ve örneklem büyüklüğünün yeterli derecede geniş olduğu varsayımını temel almaktadır. Ancak pek çok uygulamada bu varsayımlar sağlanamamaktadır.
- Modelin karmaşıklığı: χ^2 değerinin bir dezavantajı, modele parametre eklendiğinde χ^2 değerinin küçülmesidir. Bu durumda oldukça fazla parametrelili modellere ilişkin χ^2 değerleri serbestlik derecesinin azalmasından dolayı daha basit modellere göre küçük bir değer olarak ortaya çıkma eğiliminde olacaktır.
- Örneklem büyüklüğüne bağımlılığı: Örneklem büyüklüğünün artması ile χ^2 değeri de artmaktadır. Örneklem ve modele ilişkin tahmini kovaryans matrisi arasındaki uyumsuzluğun önemsiz olduğu halde anlamlı bir χ^2 istatistiği temelinde makul bir modelin reddedilmesine neden olabilir. Diğer yandan örneklem büyüklüğünün azaltılması, χ^2 değerini azaltacak ve modelin testi anlamlı olmayan bir olasılık düzeyini gösterecektir.

Jöreskog ve Sörbom (1993) biçimsel bir test gibi χ^2 'nin kullanılamayacağını belirtmişlerdir ve örnekleme dağılımının beklenen değeri ile χ^2 'nin şiddetinin

karşılaştırılmasını önermişlerdir, örneğin; serbestlik derecesinin sayısı gibi. İyi bir model için χ^2 / sd oranı küçük bir değer olmalıdır. Bu oran 2 ve 3 arasında ise verinin model ile uyumunun kabul edilebilir veya iyi olduğunu göstermektedir (Bollen, 1989; Jöreskog, 1993; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003).

Ki- Kare Fark Testi

Kovaryans yapı analiz uygulamalarında araştırmacılar iki veya daha çok alternatif model arasında bir seçim yapma sorunuyla sıklıkla karşılaşmaktadırlar. Birbiriyle rekabet eden birkaç model içinden birinin seçimi için kullanılacak ölçüt, modellerin iç içe olup olmadığına bağlıdır. Eğer spesifik bir model (Model A) daha az kısıtlanmış bir modeldeki (Model B) en az bir serbest parametrenin sabitlenmesiyle Model B' den türetilabiliyorsa, Model A' nın kendisine göre daha az serbestlik derecesi ve daha fazla parametreye sahip Model B ile iç içe olduğu belirtilir. İç içe modellerin her birinin test istatistiği olarak χ^2 dağılımı kullanılır. İki iç içe model arasındaki χ^2 değerleri arasındaki farkta χ^2 dağılacaktır. Bu fark için serbestlik derecesinin sayısı iki modele ilişkin serbestlik derecelerinin farkına eşit olacaktır. Bu varsayımlar ışığında,

$$\chi_{sd_{fark}}^2 (fark) = \chi_{sd_A}^2 (A) - \chi_{sd_B}^2 (B)$$

$$sd_{fark} = sd_A - sd_B$$

olacaktır (Bollen, 1989; Jöreskog, 1993; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). Eğer χ^2 farkı anlamlı ise her iki modele ilişkin uyumun eşit olduğuna dair sıfır hipotezi reddedilecektir. Bu sonuca göre de Model B seçilmelidir. Fakat χ^2 farkı anlamlı değil ise sıfır hipotezi reddedilir ve Model A' nın seçilmesine karar verilir.

5.8.2. Betimleyici Uygunluk Ölçüleri

Örneklem büyüklüğüne ilişkin olarak χ^2 istatistiğinin duyarlılığından dolayı, alternatif uygunluk ölçüleri geliştirilmiştir. Tüm modelin uyum ölçüleri gözlenen veriye karşılık gelen bir YEM' in boyutunun göstergesidir. Bu kriter modele ilişkin tahmini kovaryans matrisi $\Sigma(\hat{\theta})$ ve örneklem kovaryans matrisi S arasındaki farkı temel almaktadır. Tüm modelin uyumuna ilişkin betimleyici ölçüler: Hata Kareleri Ortalamasının Karekökü (RMR - Root Mean Square Residual), Yaklaşım Hatasının Kareli Ortalamasının Karekökü (RMSEA- Root Mean Square Error of Approximation) ve Standartlaştırılmış Hata Kareleri Ortalamasının Karekökü (SRMR – Standardized Root Mean Square Residual) dür (Jöreskog, 1993; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003; Brown, 2006).

Yaklaşım Hatasının Kareli Ortalamasının Karekökü (RMSEA)

RMSEA ana kütledeki yaklaşık uyumun bir ölçümüdür. RMSEA $\hat{\varepsilon}_a$ tarafından tahmin edilir;

$$\hat{\varepsilon}_a = \sqrt{\max \left\{ \left(\frac{F(S, \Sigma(\hat{\theta}))}{sd} - \frac{1}{N-1} \right), 0 \right\}} \quad (5.46)$$

burada, $F(S, \Sigma(\hat{\theta}))$, en küçüklenen uyum fonksiyonu, $sd = s - t$, serbestlik derecesinin sayısı, N , örneklem büyüklüğüdür.

RMSEA değerinin 0.05' ten küçük veya eşit olması iyi bir uyumu, 0.05 ve 0.08 arasında olması yeterli bir uyumu; 0.08 ve 0.10 arasında ise vasat uyumu göstermektedir. Değerin 0.10' dan büyük olması ise modelin kabul edilemeyeceğini göstermektedir. Hu ve Bentler (1999) RMSEA' nın 0.06' dan küçük olmasının yeterli bir kriter olduğunu belirtmişlerdir (Aktaran: Schermelleh-Engel and Moosbrugger,

2003). Ek olarak nokta tahmini etrafındaki % 90 güven aralığı, RMSEA tahmininin doğruluğunun değerlendirilmesine imkân vermektedir. Güven aralığına dayanarak, ana kütle modeli için uyum indeksinin doğru değerinin verilen güven aralığı tarafından kesin bir biçimde içerildiğini söylemek olasıdır. Güven aralığının daha küçük alt sınırları tam uyum için sıfırı içermelidir. Alt sınır değeri < 0.05 olduğunda yakın bir uyumun olduğu belirlenir. RMSEA göreceli olarak örneklem büyüklüğünden bağımsızdır (Kaplan, 2000; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003).

Farklı iki hata türü arasındaki ayrımın yapılabilmesi için RMSEA' nın anlaşılabilmesi oldukça önemlidir. *Yaklaşım hatası* ana kütle kovaryans matrisine göre modelin uyumsuzluğunu göstermektedir. Eğer model bu hatanın olası bir ölçüsü ile ana kütle kovaryans matrisine uyum gösteriyorsa en küçüklenen uyum fonksiyonu değeri elde edilir. *Tahmin hatası*, ana kütle kovaryans matrisine uyumlu model ile örneklem kovaryans matrisine uyumlu model arasındaki farklılığı yansıtmaktadır. Ana kütledeki model uyumunun bakış açısından hareketle, tahmin hatası sadece ikinci dereceden ilgilenecek bir konudur. Çünkü uyum fonksiyonu değeri $F(S, \Sigma(\hat{\theta}))$ ana kütle yaklaşım hatasının yanlış bir tahmin edicisi konumundadır (Bollen, 1989; Jöreskog and Sörbom, 1996; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003).

Hata Kareleri Ortalamasının Karekökü (RMR), Standartlaştırılmış Hata Kareleri Ortalamasının Karekökü (SRMR)

Hatalar $S - \Sigma(\hat{\theta})$ matrisinin elemanları olarak tanımlanmaktadır. Bu indeksler “uyumlu hatalar” olarak adlandırılmaktadır. Model parametreleri tahmin edildiğinde S ve $\Sigma(\hat{\theta})$ kovaryans matrisleri arasındaki uyumsuzluğun olduğu gibi kaldığını göstermektedirler. RMR indeksi uyumlu hataları temel alan elverişsiz bir uyum ölçüsüdür. RMR, uyumlu hataların kareleri ortalamasının karekökü olarak tanımlanır (Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003; Brown, 2006),

$$RMR = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^i (s_{ij} - \hat{\sigma}_{ij})^2}{p(p+1)/2}} \quad (5.47)$$

burada, s_{ij} , \mathbf{S} gözlenen kovaryans matrisinin bir elemanı, $\hat{\sigma}_{ij}$ modele ilişkin tahmini kovaryans matrisinin bir elemanı, ve p gözlenen değişkenlerin sayısıdır.

Temelde RMR değerlerinin sıfıra yakın olması iyi bir uyumu göstermektedir. Fakat \mathbf{S} ve $\Sigma(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ ' nin elemanları ve uyumlu hatalar kullanılan ölçüğe bağlıdır. Aynı zamanda RMR gözlenen değişkenlerin varyans ve kovaryanslarının büyüklüğüne de bağlıdır. Başka bir anlatımla değişkenlere ait ölçek verilmeksizin elde edilen bir RMR değerinin iyi veya kötü uyumu gösterip göstermediğini değerlendirmek olanaksızdır. Bu problemin çözümlenebilmesi için SRMR kullanılmaktadır (Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). $s_{ij} - \hat{\sigma}_{ij}$ hataları öncelikle belirgin değişkenlere ait $s_i = \sqrt{s_{ii}}$ ve $s_j = \sqrt{s_{jj}}$ standart sapmalarına bölünür. Bu işlem $(s_{ij} - \hat{\sigma}_{ij}) / (s_i s_j) = r_{ij} - \hat{\sigma}_{ij} / (s_i s_j)$ elemanları ile bir standartlaştırılmış hata matrisinin elde edilmesini sağlamaktadır. r_{ij} değişkenler arasındaki gözlenen korelasyondur. Burada sıfır değeri mükemmel bir uyumu göstermektedir ancak bunun yanlış belirlenmiş modellerin duyarlılığı ve örneklem büyüklüğüne bağlılığından dolayı kabul edilebilir veya iyi bir uyum için yetersiz olduğunu belirlemek oldukça zordur.

SRMR değeri, 0.05 değerinden küçük olduğunda iyi bir uyumun, 0.10' dan küçük olduğunda ise kabul edilebilir bir uyumun işareti olarak yorumlanır. SRMR, RMR ile aynı şekilde sadece bir betimleyici uyum indeksidir. RMR ve SRMR kareli hataları temel alan ölçülerdir. Bu ölçüler \mathbf{S} ve $\Sigma(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ arasındaki uyumsuzluğun yönü hakkında bir bilgi vermemektedirler (Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003; Kline, 2005; Brown, 2006).

Model Karşılaştırmalarını Temel Alan Betimleyici Ölçüler

Karşılaştırma indekslerinin ana fikri, ilgilenilen bir modelin uyumunun temel modelin uyumu ile karşılaştırılması odaklıdır. Karşılaştırma modeli olarak bağımsız modeller kullanılmaktadır. Bağımsız modele ilişkin olarak gözlenen değişkenlerin hatasız ölçüldüğü varsayılır. Bağımsız model de; tüm hata varyansları sıfır, tüm faktör yükleri bir ve tüm değişkenler ilişkisiz olarak ele alınmaktadır. Temel model oldukça sınırlayıcı bir modeldir. Temel bir model için uyum indeksi karşılaştırma değeri olarak kullanılır ve genellikle kötü bir model uyumunun göstergesi konumundadır. Bu konu hedef modelin temel modele göre geliştirilip geliştirilmeyeceği odaklıdır (Jöreskog and Sörbom, 1996; Schumacker and Lomax, 1996; Kaplan, 2000; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003).

Model karşılaştırmasını temel alan ölçüler; Normlaştırılmış Uyum İndeksi (NFI- Normed Fit Index), Normlaştırılmamış Uyum İndeksi (NNFI, Nonnormed Fit Index), Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (CFI- Comprative Fit Index), Uyum İyiliği İndeksi (GFI, Goodness-of-Fit Index) ve Düzeltilmiş Uyum İyiliği İndeksi (AGFI- Adjusted Goodness-of-Fit Index) dir.

Normlaştırılmış Uyum İndeksi (NFI) ve Normlaştırılmamış Uyum İndeksi (NNFI)

NFI aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır,

$$NFI = \frac{\chi_i^2 - \chi_i^2}{\chi_i^2} = 1 - \frac{\chi_i^2}{\chi_i^2} = 1 - \frac{F_i}{F_i} \quad (5.48)$$

burada, χ_i^2 , bağımsız modelin ki-kare'si, χ_i^2 , hedef modelin ki-kare'sidir.

NFI değerleri 0 ile 1 aralığındadır ve yüksek değerleri daha iyi uyumun göstergesi konumundadır. $F_i = F_i$ olduğunda, NFI değeri sıfırdır. $F_i = 0$ olduğunda ise NFI değeri bire eşittir. Bu durumda hedef modelin bağımsız model üzerinden en iyi

olasılıkla geliştirilmiş olduğuna karar verilir. NFI' nın kuramsal sınırının bir olmasına rağmen, özellikle küçük örneklerde, belirlenmiş model doğru bile olsa bu üst limite NFI ulaşmamalıdır. Çünkü χ^2 ' nin beklenen değeri sıfırdan büyüktür: $E(\chi^2) = sd$. Bu indeks için pratik olarak kullanılan yöntem, indeksin değeri 0.95 ise temel modele göre görece olarak iyi bir uyumun göstergesidir. 0.90' dan büyük değerler ise kabul edilebilir uyumun tipik bir yorumu olarak kullanılmaktadır (Schumacker and Lomax, 1996; Jöreskog and Sörbom, 1996; Kaplan, 2000; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003; Kline, 2005).

NFI' nın dezavantajı örneklem büyüklüğünden etkilenmesidir. Bu problemin çözümlenmesi için Bentler ve Bonnett (1980), Tucker ve Lewis' in (1973) çalışmasının kapsamını geliştirerek NNFI' yı geliştirmişlerdir (Aktaran: Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). NNFI, Tucker-Lewis İndeksi (TLI) olarak adlandırılmaktadır. NNFI görece bir uyum ölçüsüdür ve aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

$$NNFI = \frac{(\chi^2 / sd_i) - (\chi^2 / sd_t)}{(\chi^2 / sd_i)} = \frac{(F_i / sd_i) - (F_t / sd_t)}{(F_i / sd_i) - 1 / (N - 1)} \quad (5.49)$$

NNFI genellikle sıfır ile bir aralığında değişmektedir, ancak bu indeks normlaştırılmamış olduğundan dolayı zaman zaman bu aralığın dışında da değerler alabilmektedir. Daha yüksek NNFI değerleri daha iyi bir uyumun göstergesidir. Bu indeksin değeri 0.97 ise bağımsız modele göre görece olarak iyi bir uyumun olduğu belirtilmektedir. Değer 0.95' ten daha büyük ise kabul edilebilir bir uyum söz konusudur. Bağımsız model daima daha büyük bir χ^2 değerine sahip olduğu için NNFI değerleri sıklıkla bire oldukça yakın değerler almaktadır. NNFI' nın avantajı büyük örneklerden daha az etkilenen bir uyum indeksi olmasıdır (Jöreskog and Sörbom, 1996; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003; Kline, 2005).

Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (CFI)

Sıklıkla küçük örneklerde eksik tahminden kurtulmak için kullanılmaktadır. CFI,

$$CFI = 1 - \frac{\max[(\chi^2 - sd), 0]}{\max[(\chi^2 - sd), (\chi^2 - sd), 0]} \quad (5.50)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. CFI sıfır ile bir arasında değerler alır, yüksek değerler iyi uyumun göstergesidir. CFI değeri 0.97 olduğunda söz konusu uyumun bağımsız modele göre göreceli olarak iyi olduğu belirtilmektedir. Eğer aldığı değer 0.95' ten daha büyük ise kabul edilebilir bir uyum söz konusudur. NNFI ile karşılaştırıldığında CFI örneklem büyüklüğünden daha az etkilenen bir uyum indeksidir (Jöreskog and Sörbom, 1996; Schumacker and Lomax, 1996; Kaplan, 2000; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003).

Uyum İyiliği İndeksi (GFI) ve Düzeltilmiş Uyum İyiliği İndeksi (AGFI)

GFI gözlenen kovaryans matrisindeki varyans ve kovaryansların göreceli miktarının ölçüsüdür. GFI,

$$GFI = 1 - \frac{F_t}{F_n} = 1 - \frac{\chi^2_t}{\chi^2_n} \quad (5.51)$$

dir. Burada χ^2_n sıfır hipotezinde ifade edilen modelin ki-karesidir. GFI genellikle sıfır ile bir arasında değer almaktadır ve yüksek değerleri daha iyi bir uyumun göstergesidir. Ancak bazı durumlarda GFI negatif bir değer olarak ortaya çıkabilmektedir. GFI değerleri 0.90' dan büyük olduğunda kabul edilebilir bir uyum söz konusu iken, 0.95 ve daha büyük değerler temel modele göre iyi bir uyumun söz konusu olduğunu belirtmektedir (Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003).

AGFI genellikle yüksek deęerleri daha iyi bir uyumun olduęunu göstermesiyle sıfır ile bir arasında deęerler alır. Ancak bazı durumlarda AGFI deęeri negatif olabilmektedir. Eęer hedef modelin serbestlik derecesi sıfır hipotezinde ifade edilen modelin serbestlik derecesine yaklaşırsa, AGFI GFI' ya yaklaşıır. 0.95 iyi bir uyumun göstergesiyken, 0.85' ten daha büyük deęerler kabul edilebilir bir uyumun göstergesi olma konumundadır.

$$AGFI = 1 - \frac{sd_n}{sd_t}(1 - GFI) = 1 - \frac{\chi_t^2 / sdf_t}{\chi_n^2 / sd_n} \quad (5.52)$$

$sd_n = s = p(p+1)/2$, sıfır hipotezinde ifade edilen model için serbestlik derecesi, $sd_t = s - t$, hedef model için serbestlik derecesidir.

Yapılan benzetim çalışmaları GFI ve AGFI' nın örneklem büyüklüğünden bağımsız olmadığını göstermiştir (Schermelell-Engel and Moosbrugger, 2003).

Model Tutarlılığının Betimleyici Ölçüleri

Tutarlılık model uyumunu deęerlendirmede oldukça önemli bir konudur. Tutarlılık alternatif modeller arasındaki seçimin yapılabilmesi için bir ölçüt olarak ele alınmaktadır. Tutarlı Uyum İyilięi İndeksi (PGFI- Parsimony Goodness-of-Fit Index), Tutarlı Normlaştırılmış Uyum İndeksi (PNFI- Parsimony Normed Fit Index), Akaike Bilgi Kriteri (AIC- Akaike Information Criterion), Tutarlı AIC (CAIC, Consistent AIC) ve Beklenen Çapraz Geçerlilik İndeksi (EVCI- Expected Cross-Validation Index) uyumunun deęerlendirilmesinde kullanılan model tutarlılığına dair ölçülerdir (Bollen, 1986; Jöreskog and Sörbom, 1996; Schumacker and Lomax, 1996; Kaplan, 2000; Schermellell-Engel and Moosbrugger, 2003).

Tutarlı Uyum İyiliği İndeksi (PGFI) ve Tutarlı Normlaştırılmış Uyum İndeksi (PNFI)

PGFI ve PNFI, GFI ve NFI' nin değiştirilmiş halleridir:

$$PGFI = \frac{sd_t}{sd_n} GFI \quad (5.53)$$

ve

$$PNFI = \frac{sd_t}{sd_i} NFI \quad (5.54)$$

PGFI ve PNFI' nin her ikisi de sıfır ile bir aralığında değerler almakla beraber, yüksek değerler daha iyi bir uyumun göstergesidir. Her iki indekste alternatif modeller arasında bir seçim yapabilmek için kullanılmaktadırlar (Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003; Brown, 2006).

Akaike Bilgi Kriteri (AIC)

Orijinal AIC, Akaike tarafından “bir bilgi kriteri” olarak geliştirilmiştir ve aşağıda verilen Eşitlik (5.57) formundadır:

$$AIC = -2 \log L + 2t \quad (5.55)$$

burada $\log L$ model için log olabilirlik fonksiyonunu en büyükleyen değerdir. AIC gerçekte elverişsiz uyumun bir indeksidir (Kaplan, 2000; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). AIC' in temel amacı elde edilen veriler ile gerçeğe en yakın modelin seçiminin sağlanmasıdır (Cudeck and Browne, 1983). AIC tahmin edilen parametreler için χ^2 ' yi ayarlarak, kıyaslanan modellerin karşılaştırılması için kullanılmaktadır. AIC' in çeşitli biçimleri bulunmaktadır. AIC' in farklı biçimleri, karşılaştırmalarda değişmediği sürece temel olarak aynıdır. Ayrıca tüm hesaplamalar aynı kovaryans matrisi temel almaktadır (Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). AIC rakip modeller arasında seçim yapmakta işe yaramaktadır (Gujarati, 2006). LISREL' de kullanılan AIC,

$$AIC = \chi^2 + 2t \quad (5.56)$$

dir ve burada t tahmin edilen parametre sayısını göstermektedir. EQS' te kullanılan AIC ise,

$$AIC = \chi^2 + 2sd \quad (5.57)$$

dir.

Tutarlı Akaike Bilgi Kriteri (CAIC)

CAIC, AIC' e benzer bir bilgi göstergesidir. LISREL' de CAIC olarak adlandırılan kriter;

$$CAIC = \chi^2 + (1 + \log N)t \quad (5.58)$$

olarak ifade edilmektedir. AIC serbestlik derecesine karşı fazla duyarlı olduğu için CAIC geliştirilmiştir. AIC ve CAIC' in her ikisi de birden fazla modelin karşılaştırılmasında kullanılan güçlü test istatistikleridir (Jöreskog and Sörbom, 1993).

Beklenen Çapraz Geçerlilik İndeksi (ECVI)

AIC' e benzer bir diğer indeks, Browne ve Cudeck' in (1989, 1993) ECVI sidir. ECVI aslında,

$$c = F(\mathbf{S}, \Sigma(\hat{\boldsymbol{\theta}})) + \frac{2t}{N-1} \quad (5.59)$$

istatistiği tarafından tahmin edilen bir ana kütle parametresidir. Burada $F(\mathbf{S}, \Sigma(\hat{\boldsymbol{\theta}}))$ uyum fonksiyonunun en küçüklenen değeri, t tahmin edilen parametre sayısıdır. AIC

istatistiksel bilgi teorisinden elde edilirken, ECVI analiz edilen örnekleme modeli ile tahmini kovaryans matrisi ile aynı büyüklükteki diğer bir örnekleme ilişkisi için beklenen kovaryans matrisi arasındaki uyumsuzluğun bir ölçüsüdür (Bollen, 1989; Jöreskog and Sörbom, 1993; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). Çeşitli modeller arasında seçim yapıldığında, en küçük olarak tahmin edilen ECVI en iyi uyuma sahip modeli göstermektedir. Ek olarak, % 90' lık güven aralığı tahminin kesinliğinin değerlendirilmesine de olanak tanımaktadır (Bollen, 1989; Jöreskog and Sörbom, 1993; Kaplan, 2000; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003; Schumacker and Lomax, 2004).

Buraya kadar verilmiş bilgilerin ışığında, modelin uyumun değerlendirilmesi için kullanılacak pratik yaklaşımlar Çizelge 5.2' te verilmiştir.

Çizelge 5.2. Modelin uyumunun değerlendirilmesi: Pratik yaklaşımlar

Uyum Ölçüsü	İyi Uyum	Kabul Edilebilir Uyum
χ^2	$0 \leq \chi^2 \leq 2sd$	$2sd \leq \chi^2 \leq 3sd$
p değeri	$0.05 \leq p \leq 1.00$	$0.01 \leq p \leq 0.05$
χ^2 / sd	$0 \leq \chi^2 / sd \leq 2$	$2 \leq \chi^2 / sd \leq 3$
RMSEA	$0 \leq RMSEA \leq 0.05$	$0.05 \leq RMSEA \leq 0.08$
Yakın uyum testi için p değeri ($RMSEA < 0.05$)	$0.01 \leq p \leq 1.00$	$0.05 \leq p \leq 0.10$
Güven aralığı (CI)	RMSEA' ya yakın, CI' nın sol sınırı 0 ($CI=0$)	RMSEA' ya yakın
SRMR	$0 \leq SRMR \leq 0.05$	$0.05 \leq SRMR \leq 0.10$
NFI	$0.95 \leq NFI \leq 1.00^a$	$0.90 \leq NFI \leq 0.95$
NNFI	$0.97 \leq NNFI \leq 1.00^b$	$0.95 \leq NNFI \leq 0.97$
CFI	$0.97 \leq CFI \leq 1.00$	$0.95 \leq CFI \leq 0.97$
GFI	$0.95 \leq GFI \leq 1.00$	$0.90 \leq GFI \leq 0.95$
AGFI	$0.90 \leq AGFI \leq 1.00$ GFI' ya yakın	$0.85 \leq AGFI \leq 0.90$ GFI' ya yakın
AIC	Karşılaştırılan model için AIC' ten daha küçük	
CAIC	Karşılaştırılan model için CAIC' ten daha küçük	
ECVI	Karşılaştırılan model için ECVI' den daha küçük	

^a Özellikle küçük örneklerde belirlenmiş model doğru olsa bile NFI 1.0 olmamalıdır.

^b NNFI normlaştırılmadıkça, değerleri bazen 0 – 1 aralığının dışında olabilir.

5.8.3. Örneklem Büyüklüğü ve Tahmin Metodu

YEM doğru olarak belirlendiğinde ve gözlenen değişkenler çok değişkenli normal dağılıma sahip olduğunda, benzer asimptotik özelliklere sahip farklı tahmin süreçleri kullanılarak analitik olarak türetilir (Browne, 1984; Bollen, 1989; Jöreskog and Sörbom, 1993; Kaplan, 2000; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). İdeal koşullarda tahmin modelinin seçimi tamamen isteğe bağlıdır. Fakat daha gerçekçi koşullarda model tamamen ya da yetersiz olarak belirlendiğinde ve veriler çok

değişkenli normal dağılmıyorsa farklı tahmin süreçleri aynı optimum sonuçları vermeyebilir. Eğer değişkenlerin tamamı bir aralıklı ölçekle ölçülmüş, değişkenler normal dağılımlı ve örneklem büyüklüğü yeterince geniş ise çözümlemede EO metodu kullanılmalıdır. Çünkü bu metot normallik varsayımlarının ihlali karşısında göreceli olarak robusttur. Robust EO tahmini bir alternatif olarak kullanılabilir fakat Robust EO göreceli olarak büyük bir örnekleme ihtiyaç duymaktadır ve bu örneklem büyüklüğü en azından 400 olmalıdır ($N \geq 400$) (Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003).

Eğer örneklem büyük ve veri normal olmayan dağılıma sahip ise AEKK (ADF) sıklıkla kullanılmaktadır (Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). Gözlemlerin bazıları ordinal ve diğerleri sürekli ise veya model ikili düzeyli değişkenleri (dichotomous) içeriyorsa AEKK metodu dikkate alınabilir. Fakat çeşitli benzetim çalışmaları AEKK' nın performansının iyi olmadığını göstermiştir (Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003). Bu çalışmalarda normal dağılıma sahip olmayan değişkenler için oldukça farklı sonuçlar elde edilmiştir. AEKK metodu için en küçük örneklem büyüklüğünün en azından 1000 olması gerektiği belirtilmekte (Hoogland and Boomsma, 1998), ve analiz edilen veri ile modelin bağımlılığına göre bazı durumlarda 4000 veya 5000 gözleme ihtiyaç duyulmaktadır (Hoogland, 1999; Boomsma and Hoogland, 2001; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003).

Etkin tahmin metodunun seçiminde örneklem büyüklüğü önemli bir kriterdir. Örneklem büyüklüğü sadece değişkenlerin dağılımına bağımlı değildir (normal olmayan veri söz konusu olduğunda daha büyük bir örnekleme ihtiyaç duyulur). Bundan başka modelin büyüklüğü, göstergelerin sayısı, kayıp verinin miktarı, değişkenlerin güvenilirliği ve değişkenlerin arasındaki ilişkinin gücüne de bağlıdır. Doğru bir biçimde belirlenmiş modeller ve çok değişkenli normal dağılmış veri için yapılan benzetim çalışmaları sonucunda, makul örneklem büyüklüğünün 150 (Muthén ve Muthén, 2002) veya 200 (Hoogland and Boomsma, 1998; Boomsma and Hoogland, 2001). olması gerektiği belirlenmiştir.

Normal dağılıma sahip olmayan değişkenler ve kayıp verili DFA modeli için daha geniş örneklemelere ihtiyaç duyulmaktadır. Muthén ve Muthén (2002) bu durumda örneklem büyüklüğünün 300 veya daha büyük olması gerektiğini önermişlerdir. Çok fazla basık dağılıma sahip veri için en küçük örneklem büyüklüğü serbest parametrelerin sayısının on katı olması gerektiği yapılan benzetim çalışmaları ile belirlenmiştir (Hoogland ve Boomsma, 1998).

En küçük örneklem büyüklüğü, giriş veri matrisindeki kovaryansların veya korelasyonların sayısından daha büyük olmalıdır. Gösterge konumundaki değişkenlerin sayısı yeterli bir örneklem büyüklüğünün seçimi için göz önünde bulundurulabilir. Her bir tahmin edilecek parametre için en az beş cevap olmalıdır. Bir faktörde iki gösterge ile en az $N \geq 400$ olan bir örneklem büyüklüğüne ihtiyaç duyulur (Hair, et al. ,1998; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003).

5.9. Dağılımsal Varsayımlar

F_{EO} uyum fonksiyonu gözlenen değişkenlerin çok değişkenli normal dağılımdan türetilmektedir (bakınız: EK I ve II). F_{EO} veya F_{GEKK} fonksiyonları, gözlenen değişkenlerin dağılımı aşırı basıklığa sahip olmadığında doğru olmaktadır. Çoklu normal değişkenler için EO ve GEKK tahmin edicileri asimptotik olarak etkindir. Genellikle asimptotik kovaryans matrisi ve ki-kare tahmin edicisi kullanılmaktadır. Çok değişkenli normalliğe göre daha küçük kısıtlamaların olduğu durumlarda $ACOV(s_{ij}, s_{gh}) = N^{-1}(\sigma_{ig}\sigma_{jh} + \sigma_{ih}\sigma_{jg})$ dir. Bu durum marjinal ve çok değişkenli dağılımların basıklığı çok değişkenli bir normal dağılımın basıklığı ile aynı olduğu zaman ortaya çıkmaktadır. Daha açık bir anlatımla gözlenen değişkenler aşırı basıklığa sahip değildirler. Gözlenen değişkenler aşırı basıklığa sahip olduklarında (normal dağılıma göre) sadece tahmin edicinin tutarlılığı sağlanmış olunur (Bollen, 1989; Kaplan, 2000; Kline, 2004).

Eliptik dağılımlar çarpıklığı olmayan dağılımlardır ve her bir gözlenen değişken için aynı basıklık derecesine sahiptirler. Eliptik dağılımlar için en küçüklenen F_{EO} asimptotik olarak etkindir. Ancak F_{EO} ' yu temel alan asimptotik kovaryans matrisi, standart hatalar ve ki-kare tahmin edicisi yanlıştır. Gözlenen değişkenler keyfi bir dağılıma sahip olduğunda F_{EO} veya F_{GEKK} den hareketle $\hat{\theta}$ asimptotik olarak etkin değildir. Çok değişkenli normal dağılıma sahip ve sahip olmayan gözlenen değişkenlerin olduğu durumda EO ve GEKK tahmin edicilerinin özellikleri Çizelge 5.3' te özet bir biçimde gösterilmiştir (Browne, 1984; Bollen, 1989) .

Çizelge 5.3. Gözlenen değişkenlerin dağılımına göre EO ve GEKK tahmin edicilerinin özellikleri

EO ve GEKK Tahmin Edicilerinin Özellikleri				
Dağılım	Tutarlılık	Asimptotik Etkinlik	$ACOV(\hat{\theta})$	Ki-kare
Çoklu Normal	Evet	Evet	Doğru	Doğru
Basık Olmayan	Evet	Evet	Doğru	Doğru
Eliptik	Evet	Evet	Yanlıştır	Yanlıştır
Keyfi	Evet	Hayır	Yanlıştır	Yanlıştır

Normallik testleri veya aşırı basıklık tahmin edicilerin uygunluğunun değerlendirilmesine yardımcı olmaktadır. Tek değişkenli dağılımların normalliğini değerlendirmek oldukça kolaydır. İstatistiksel hazır yazılımlar bu değerlendirmelerin yapılabilmesi için pek çok test istatistiğinin kullanılmasına imkân vermektedir.

Gözlenen değişkenler çok değişkenli normal dağılıma sahip olduğunda, her bir gözlenen değişkenin marjinal dağılımı normal bir değişkenin basıklık ve çarpıklığına sahip olmalıdır. Çok değişkenli dağılımlar çok değişkenli normal dağılıma sahip olmayabilirler. Mardia (1970, 1974, 1985) ve Mardia ve Foster (1983) tarafından yapılan çalışmalarda analiz edilecek verinin normalliğinin değerlendirilmesi için pek çok metot önerilmiştir. Bu metotlar çok değişkenli basıklık ve çarpıklık gibi marjinal

çarpıklık ve basıklığın istatistiksel testlerini içermektedir. Bu testler LISREL hazır yazılımında kullanılabilir (Bollen, 1989; Jöreskog, 1999; <http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/Session4.pdf>). Mardia'nın örneklem çarpıklık ölçüsü $b_{1,p}$ olarak gösterilmekte ve $b_{1,p}$;

$$b_{1,p} = \left(\frac{1}{N^2} \right) \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \left\{ (\mathbf{z}_i - \mathbf{z}_j)' \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{z}_j - \bar{\mathbf{z}}) \right\}^3 \quad (5.60)$$

niceliğidir. Burada \mathbf{z}_i i inci gözlem için tüm değişkenlere dair değerlerin sütun vektörü, \mathbf{z}_j j ' inci gözlem için tüm değişkenlere dair değerlerin sütun vektörü ve $\bar{\mathbf{z}}$ örneklem ortalamalarına karşılık gelen sütun vektörüdür. Çok değişkenli basıklığın örneklem ölçüsü;

$$b_{2,p} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left\{ (\mathbf{z}_i - \bar{\mathbf{z}})' \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{z}_i - \bar{\mathbf{z}}) \right\}^2 \quad (5.61)$$

dir. Mardia $b_{1,p}$ ve $b_{2,p}$ ' yi temel alan çeşitli test istatistikleri geliştirmiştir. Çizelge 5.4' te asimptotik olarak standart normal dağılıma sahip $W(b_{1,p})$ ve $W(b_{2,p})$ verilmiştir. Aşırı basık veya çok değişkenli çarpıklığın olmadığı ortak hipotez için “omnibus test” (yeterli birime sahip bir örneklemin herhangi bir biçimde normallikten sapmasını ortaya koyan testler “omnibus test” olarak adlandırılmaktadır (Genceli, 2007)) (Bollen, 1989; Jöreskog, 1999; Von Eye and Bogat, 2004),

$$K^2 = W(b_{1,p})^2 + W(b_{2,p})^2 \quad (5.62)$$

dir ve bu omnibus test istatistiği 2 serbestlik derecesi ile yaklaşık olarak bir ki-kare dağılımına sahiptir.

Çizelge 5.4. Çok değişkenlik basıklık ve çarpıklık için test istatistikleri

Çarpıklık	Basıklık
$H_0 : \beta_{1,p} = 0$	$H_0 : \beta_{2,p} = p(p+2)$
Hesaplama:	Hesaplama:
(1) $b_{1,p}$	(1) $b_{2,p}$
(2) $W(b_{1,p}) = [12p(p+1)(p+2)]^{-1/2}$ $\times \left\{ \left[27Np^2(p+1)^2(p+2)^2 b_{1,p} \right]^{1/3} \right.$ $\left. - 3p(p+1)(p+2)^2 + 4 \right\}$	(2) $E(b_{2,p}) = \frac{(N-1)p(p+2)}{N+1}$
	(3) $\text{var}(b_{2,p}) = 8p(p+2)N^{-1}$
	(4) $\text{std}(b_{2,p}) = \frac{b_{2,p} - E(b_{2,p})}{[\text{var}(b_{2,p})]^{1/2}}$
	(5) $f_1 = 6 + [8p(p+2)(p+8)^{-2}]^{1/2} N^{1/2} \left\{ \left[\left(\frac{1}{2} \right) p(p+2) \right]^{1/2} \right.$ $\left. \times (p+8)^{-1} N^{1/2} + \left[1 + \frac{1}{2} p(p+2)(p+8)^{-2} N \right]^{1/2} \right\}$
	(6) $W(b_{2,p}) = 3 \left(\frac{f_1}{2} \right)^{1/2} \left[1 - \left(\frac{2}{9f_1} \right) \right.$ $\left. - \left(\frac{1 - 2/f_1}{1 + \text{std}(b_{2,p}) [2/(f_1 - 4)]^{1/2}} \right)^{1/3} \right]$

Kaynak: Mardia, et. al., 1989; Bollen, 1989.

Normallik varsayımının sağlandığı durumlarda DFA ve YEM' e ilişkin yazında ağırlıklı olarak EO tahmin edicileri kullanılmaktadır. Bununla birlikte normallik varsayımı altında EO tahmin edicilerine bir alternatif olarak sıklıkla GEKK' de kullanılmaktadır. Normallik varsayımının geçerli olup olmadığının araştırılması DFA ve YEM uygulamalı araştırmalarında oldukça önemlidir. EO ve GEKK' nın kullanılmayacağı durumlar verinin sürekli olmadığı ve çok değişkenli normallik varsayımının geçerli olmadığı durumlarda ortaya çıkmaktadır. Daha öncede belirtildiği gibi bu durumda ilgili yazında normal dağılıma sahip olmayan sürekli veri için

kullanılacak tahmin ediciler, (1) Robust EO (Bentler, 1995; Sattora and Bentler, 1994) ve (2) AEKK' dır (Browne, 1984).

Robust EO tahmin edicileri normallik varsayımının sağlanmadığı durumlarda etkin olan bir ortalama – ayarlanmış χ^2 test istatistiği ve standart hatalar ile EO parametre tahminlerinin elde edilmesini sağlar. Ortalama – ayarlanmış χ^2 test istatistiği sıklıkla Sattora-Bentler ölçeklenmiş χ^2 ' si gibi ele alınmaktadır (Sattora and Bentler, 1994; Brown, 2006). LISREL' de asimptotik kovaryans matrisi bir ağırlık matrisini (W , normal olmayan durumlar için standart hatalar ve ayarlanmış uyum istatistikleri) hesaplamak için kullanılmaktadır. Normal dağılımlı olmayan veriye ilişkin Robust EO tahmin edicilerinin elde edilmesi EO metoduna benzer şekilde LISREL hazır yazılımında ele alınmaktadır (Jöregkog and Sörbom, 1996).

5.10. Ordinal Değişkenler İle Yapısal Eşitlik Modellemesi

YEM' e ilişkin yapılan tüm açıklamalarda ve gösterimlerde gizil ve gözlenen değişkenlerin sürekli olduğu varsayımı kabul edilmiştir. Ancak bu varsayım ölçme araçlarının sahip olduğu kısıtlarından dolayı, gözlenen değişkenler için her zaman geçerli olmamaktadır. Ölçümlerde kullanılan ölçek (nominal, ordinal, aralıklı ve oranlı ölçekler) hesaplanacak korelasyon katsayısının farklılaşmasına neden olmaktadır (Schumacker and Lomax, 2004). Ölçek türüne göre kullanılacak korelasyon katsayılarının türleri Çizelge 5.5' da gösterilmiştir.

Çizelge 5.5. Korelasyon katsayısı türleri

Korelasyon Katsayısı	Ölçme Düzeyi	
	Değişken I	Değişken II
Pearson (product-moment korelasyon)	Aralıklı	Aralıklı
Spearman'ın Sıra, Kendall'ın tau' su	Ordinal	Ordinal
Dörtlü korelasyon katsayısı (Phi)	Nominal	Nominal
Nokta çift serili (point biserial)	Aralıklı	İki düzeyli
Gamma, Sıra çift serili	Ordinal	Nominal
Olumsuzluk	Nominal	Nominal
İki serili	Aralıklı	Yapay değişken*
Polyserial	Aralıklı	Temel bir sürekli değişken ile ordinal
Tetrachoric (dört düzeyli)	İki düzeyli (nominal- yapay)	İki düzeyli (nominal- yapay)
Polychoric	Temel sürekli bir değişken ile ordinal	

* İki düzeyli bir değişken olarak değerleri kaydedilir.

Pek çok hazır yazılımda (SPSS, SAS vb.) bu korelasyon türlerinin tamamı hesaplanamamaktadır. YEM' de Pearson korelasyon katsayısı, tetrachoric (veya ordinal değişkenlerin çeşitli türleri için polychoric) korelasyon ve çift serili (veya sürekli ve ordinal değişken çiftleri için polyserial) korelasyon katsayıları genellikle kullanılmaktadır. YEM hazır yazılımları ölçme düzeyleri aralıklı-oranlı ve ordinal olan değişkenlerin kullanıldığı karma modellerin analiz edilmesini sağlamaktadır (Jöreskog and Sörbom, 1996; Schumacker and Lomax, 2004).

\mathbf{y}^* , η ' nin sürekli göstergelerinin $p \times 1$ boyutlu bir vektörü olarak ele alındığında, alışlagelmiş ölçüm modeli,

$$\mathbf{y}^* = \Lambda_y \eta + \varepsilon \quad (5.63)$$

olarak gösterilmektedir. Burada $E(\varepsilon) = 0$ ve ε , η ile ilişkisizdir. \mathbf{y}^* gözlem değişkeni olmamakla birlikte, her bir y ordinal değişkeninin μ_{y^*} ortalama ve $\sigma_{y^*}^2$

varyans ile normal dağılımlı y^* temel sürekli değişkeni olduğu varsayımı yapılmaktadır (Bollen, 1989; Jöreskog, 1994; Jöreskog and Moustaki, 2001; Jöreskog, 2005). Örneğin y_1^* normal dağılımlı iken y_1 dört kategoriye sahip bir ordinal değişken olabilir. Eğer $\mathbf{y} \neq \mathbf{y}^*$ ise,

$$\mathbf{y} \neq \Lambda_y \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (5.64)$$

olacaktır. Bu durumda \mathbf{y}^* için ölçüm modeli \mathbf{y} için geçerli olamayacaktır. \mathbf{y}^* gizil sürekli göstergeler olarak ele alındığında \mathbf{y} değişkeni \mathbf{y}^* değişkenine karşılık olarak gelen ordinal uyarlamalar olmaktadır (Bollen, 1989). Ordinal değişkenlerin dağılımı gizil sürekli göstergelerin dağılımından farklıdır. $ACOV(s_{ij}, s_{gh})$ niceliği $ACOV(s_{ij}^*, s_{gh}^*)$ niceliğine eşit değildir. Burada s_{ij} ile s_{gh} , \mathbf{y} ve \mathbf{x} ' in kovaryans matrisinin elemanları ve s_{ij}^* ile s_{gh}^* ise \mathbf{y}^* ve \mathbf{x}^* ' in kovaryans matrisi için karşılık gelen elemanlardır. \mathbf{y}^* ve \mathbf{x}^* çok değişkenli normal dağılıma sahip iken onların ordinal uyarlamaları olan \mathbf{y} ve \mathbf{x} normal dağılımlı değildirler. \mathbf{y} ve \mathbf{x} değişkenlerin asimptotik özelliklere sahip olması için Asimptotik Olarak Dağılımdan Bağımsız (ADB) teori (Bentler, 1983; Browne, 1984; Bollen, 1989) kullanılmaktadır. ADB teorisi, asimptotik özelliklere ulaşmak için oldukça geniş örneklem büyüklüklerine ihtiyaç duymaktadır (Browne, 1984; Bollen, 1989; Lee and Tu Zhu, 2000; Schermelleh-Engel and Moosbrugger, 2003; Flora and Curran, 2004; Lee, 2007).

\mathbf{y}^* ve \mathbf{x}^* ' in ana kütle kovaryans matrisi Σ^* olduğunda klasik YEM' e göre $\Sigma^* = \Sigma(\boldsymbol{\theta})$ olacaktır. Genellikle \mathbf{y} ve \mathbf{x} ' in ana kütle kovaryans matrisi Σ , Σ^* ' ya eşit değildir ve $\Sigma \neq \Sigma(\boldsymbol{\theta})$ olmaktadır. Kovaryans yapı hipotezi gizil sürekli göstergeleri içermektedir, ordinal gözlenen göstergelere ihtiyaç duymamaktadır. \mathbf{S} ' nin Σ ' nin tutarlı bir tahmin edicisi olduğu varsayımı benimsendiğinde, \mathbf{S}^* ' da Σ^* ' nin tutarlı bir tahmin edicisi olacaktır. Parametre kestiricileri \mathbf{S} ' yi temel almaktadır ve herhangi bir uyum fonksiyonu gerçek parametre vektörünün tutarlı olamayan bir kestiricisi

olabilmektedir. Örneğin, basit bir regresyon eşitliğinde tüm değişkenler standartlaştırılmaktadır. Regresyon katsayılarının tutarlı kestiricileri y^* ve x^* arasındaki örneklem korelasyonudur (r^*). Eğer y ve x , y^* ile x^* ' in standartlaştırılmış ordinal uyarlamaları ise regresyon katsayısı y ve x arasındaki örneklem korelasyonu olacaktır (r). YEM' de gizil sürekli göstergeler yerine ordinal göstergeler kullanıldığında;

$$y \neq \Lambda_y \eta + \varepsilon \quad (5.65)$$

$$x \neq \Lambda_x \xi + \delta$$

$$\Sigma \neq \Sigma(\theta) \quad (5.66)$$

$$ACOV(s_{ij}, s_{gh}) \neq ACOV(s_{ij}^*, s_{gh}^*) \quad (5.67)$$

olur. Öncelikle Eşitlik (5.65) ele alındığında $y(x)$ ile $\eta(\xi)$ arasındaki doğrusal ilişki ilgili çözümlerlerin yapılabilmesi için uygun değildir. Burada gizil sürekli göstergelere (y^* ve x^*) göre gözlenen ordinal göstergelerin ilişkili olduğu doğrusal olmayan bir fonksiyona ihtiyaç duyulmaktadır.

Ordinal değişkenlerin kullanıldığı gizil değişken modellerinin analiz edilmesinde iki ana yaklaşım bulunmaktadır. Bunlar “temel yanıt değişkeni” ve “yanıt fonksiyonu” yaklaşımlarıdır (Moustaki, 2000; Jöreskog and Moustaki, 2001; Moustaki, et al., 2004; Jöreskog, 2006). Bu tez kapsamında LISREL hazır yazılımı kullanıldığı için yanıt fonksiyonu yaklaşımı ele alınmamıştır. Temel yanıt değişkeni yaklaşımında her bir gözlenen ordinal değişkenin, normal dağılımlı olduğu varsayılan gözlenemeyen bir sürekli değişken tarafından üretildiği varsayılmaktadır (Jöreskog and Moustaki, 2001; Jöreskog, 1994). Muthén (1984), karma değişkenlerin kullanılabilmesi için üç aşamalı bir tahmin metodu önermiştir. İlk adımda birinci dereceden istatistikler (ortalama ve varyans) en çok olabilirlik yaklaşımı ile elde edilir. İkinci aşamada polychoric korelasyon (çok-düzeyle korelasyon) gibi ikinci dereceden istatistikler, birinci aşamada tahminleri veren koşullu EO ile tahmin edilir. Üçüncü adımda ise modelin yapısal

bölümüne ilişkin parametreler GEKK metodu kullanılarak tahmin edilmektedir (Jöreskog, 1994; Jöreskog and Moustaki, 2001; Moustaki, 2006).

Jöreskog (1990, 1994), temel yanıt değişkeni yaklaşımı için üç aşamalı bir metot geliştirmiştir. Bu metot Muthén' in önerdiği üç aşamalı sürece benzemekle birlikte, üçüncü adımında faktör modelinin parametreleri AEKK metodu ile tahmin edilmektedir. Bu yaklaşımda kullanılan ağırlık matrisi polychoric korelasyonların asimptotik kovaryans matrisinin tersinin tahminidir (Moustaki, 2000; Jöreskog and Moustaki, 2001). Jöreskog tarafından önerilen bu tahmin yaklaşımı PIRELIS-LISREL Yaklaşımı (PLY) olarak ta adlandırılmaktadır (Moustaki, et al., 2004).

Modelde yer alan tüm değişkenlerin sürekli olduğu durumda; $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_t)$ tüm bağımsız parametrelerin rassal bir vektörüdür. Elde edilen verinin rassal bir örneklemden gerçekten ölçüldüğü veya gözlemlendiği varsayılmaktadır. Örneklemden elde edilen verilerden hareketle hesaplanan örneklem kovaryans matrisi verinin modele uygunluğunun ve modelin test edilmesinin sağlanabilmesi için kullanılmaktadır. Modelin tahmin edilmesi için en küçüklenecek uyum fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Browne, 1984; Jöreskog, 1994);

$$F(\mathbf{S}, \Sigma(\boldsymbol{\theta}), \mathbf{W}) = (1/2)(s - \boldsymbol{\sigma})' \mathbf{W}^{-1}(s - \boldsymbol{\sigma}) \quad (5.68)$$

burada, $\mathbf{s}' = (s_{11}, s_{21}, s_{22}, s_{31}, \dots, s_{kk})'$ dir ve \mathbf{W} her hangi bir pozitif tanımlı simetrik matristir. Model parametrelerini tahmin etmek için uyum fonksiyonu $\boldsymbol{\theta}$ ' ya göre en küçüklenmektedir. $\Delta(s \times t) = \partial \boldsymbol{\sigma} / \partial \boldsymbol{\theta}'$ olmakla birlikte, burada $s = k(k+1)/2$ ' dir ($k = p + q$, modelde gözlenen değişken sayısı). F ' in gradyan vektörü,

$$\partial F / \partial \boldsymbol{\theta} = -\Delta \mathbf{W}^{-1}(s - \boldsymbol{\sigma})$$

ve bilgi matrisi,

$$E = E\left(\partial^2 F / \partial \boldsymbol{\theta} \partial \boldsymbol{\theta}'\right) = \Delta' \mathbf{W}^{-1} \Delta \quad (5.69)$$

olarak gösterilir. Bu nicelikler $\boldsymbol{\theta}$ parametre uzayının herhangi bir uygun noktasında değerlendirilmekte ve F 'yi en küçükleyecek bir iteratif süreçte kullanılmaktadır (Jöreskog, 1994). YEM' de kullanılan uyum fonksiyonlarının tümü eliptik dağılımlar temellidir. Tutarlı tahminlerin elde edilebilmesi için herhangi bir pozitif tanımlı \mathbf{W} matrisi kullanılmaktadır. Bu uyum fonksiyonunun (Eşitlik 5.68) ordinal değişkenlerle kullanılabilmesi için öncelikle diyagonaldeki elemanları bir olarak sabitlenmiş bir korelasyon matrisi kullanılmaktadır. \mathbf{W} 'nin satır ve sütunlarına karşılık gelen elemanları sıfır olmalıdır. \mathbf{W} tekil ve uyum fonksiyonu belirsiz duruma getirilmelidir (Jöreskog, 1994). Örneklem varyans ve kovaryanslarının asimptotik kovaryans matrisinin tahmin edilme sürecinde \mathbf{R} matrisindeki korelasyonlar kullanılamamaktadır. Bu problemin çözülmesi için Eşitlik (5.68)'te yer alan uyum fonksiyonu;

$$F(\boldsymbol{\theta}) = (\mathbf{r} - \boldsymbol{\rho})' \mathbf{W}_r^{-1} (\mathbf{r} - \boldsymbol{\rho}) \quad (5.70)$$

şeklinde düzenlenmelidir. Burada; $\mathbf{r} = (r_{21}, r_{31}, r_{32}, r_{41}, r_{42}, r_{43}, \dots, r_{k,k-1})$ ve $\boldsymbol{\rho} = (\rho_{21}(\theta), \rho_{31}(\theta), \rho_{32}(\theta), \rho_{41}(\theta), \dots, \rho_{k,k-1}(\theta))$ 'dir. $\rho_{ij}(\theta)$ model tarafından tahmin edilen ana kütle korelasyonlarını göstermektedir. Eşitlik (5.70)'te yer alan \mathbf{W}_r asimptotik kovaryans matrisi \mathbf{r} 'nin asimptotik kovaryans matrisinin tutarlı bir tahminidir. Eşitlik (5.70)'te verilen uyum fonksiyonu diyagonal elemanların bir fonksiyonu olmadığından, LISREL' de Θ_ε ve Θ_δ 'nin diyagonal elemanları olan parametrelerin doğrudan tahminleri elde edilemez (Bollen, 1989; Jöreskog, 1994; Jöreskog and Moustaki, 2001; Moustaki, et al., 2004; Jöreskog and Moustaki, 2006).

YEM' de her bir y ordinal değişkeninin μ_{y^*} ortalama ve $\sigma_{y^*}^2$ varyans ile normal dağılımlı y^* temel sürekli değişkeni olduğu varsayımı yapılmaktadır. $y = i$ olarak yazıldığında y 'nin sıralanmış i kategorisine ait olduğunu göstermektedir. Veriye ait

gerçek skor değerleri rastgele seçilmiş ve önemsiz olabilir. Ordinal y değişkeni ve temel y^* değişkeni arasındaki ilişki, ,

$$y = i \Leftrightarrow \tau_{i-1} < y^* \leq \tau_i, \quad i = 1, 2, \dots, m$$

şeklindedir, burada

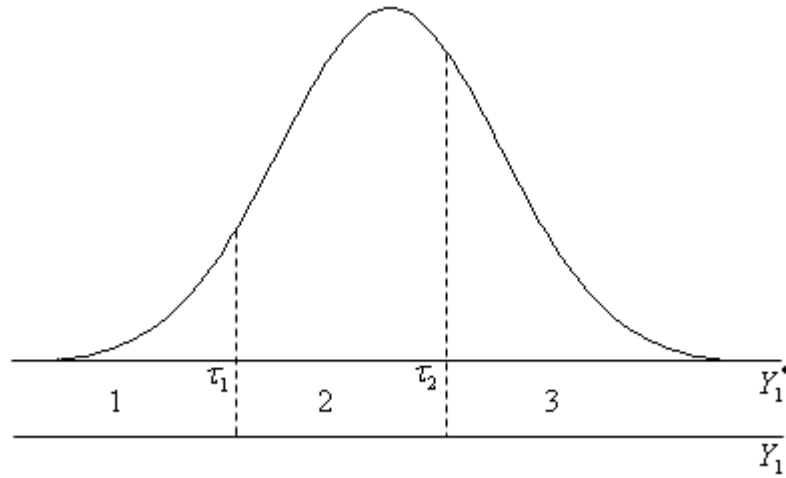
$$\tau_0 = -\infty, \quad \tau_1 < \tau_2 < \dots < \tau_{m-1}, \quad \tau_m = \infty$$

parametreleri eşik değerleri olarak adlandırılır.

Daha açık gösterimle bir ordinal y_1 göstergesi için,

$$y_1 = \begin{cases} 1, & y_1^* \leq \tau \\ 2, & \tau_1 \leq y_1^* \leq \tau_2 \\ \vdots & \vdots \\ m-1, & \tau_{m-2} \leq y_1^* \leq \tau_{m-1} \\ m, & \tau_{m-1} \leq y_1^* \end{cases} \quad (5.71)$$

eşitliği geçerli olmaktadır. Burada m , y_1 için kategorilerin sayısı, τ_i ($i = 1, 2, \dots, m-1$) kategori eşikleri (threshold) ve y_1^* sürekli gizil göstergedir. m kategoriye sahip y değişkeni için $m-1$ tane eşik parametresi bulunmaktadır (Muthén, 1984; Bollen, 1989, Jöreskog, 1994; Moustaki, et al., 2001; Jöreskog and Mavridis, 2004; Flora and Curran, 2004). Şekil 5.8 üç kategori ve y_1^* ile iki eşığe sahip y_1 ordinal değişkeni için eşik modelini göstermektedir.



Şekil 5.8. Üç kategori ve iki eşik sahibi Y_1 değişkeni

Eğer y_1^* , τ_1 ' den daha küçük ise y_1 birinci, $\tau_1 \leq y_1^* \leq \tau_2$ ise y_1 ikinci ve y_1^* , τ_2 ' den daha büyük ise y_1 üçüncü kategoridedir. Ordinal değişkenler için eşikler tanımlanmalıdır. Eğer y_i^* ile x_j^* ' in dağılımları ve y_i ile x_j ' nin her bir kategorisindeki durumların örneklem oranları biliniyorsa eşikler tahmin edilebilir. \mathbf{y}^* ve \mathbf{x}^* ' in pek çok durumda çok değişkenli normal dağıldığı varsayımı benimsenmektedir (Jöreskog and Moustaki, 2001; Flora and Curran, 2004; Jöreskog, 2005). Bu değişkenlerin marjinal dağılımları da normal dağılımlıdır. \mathbf{y}^* ve \mathbf{x}^* ' in ölçekleri ordinal değişkenlere uygun olarak belirlendiği durumda her bir değişken standartlaştırılabilir.

Sadece ordinal bilgiye sahip olduğundan dolayı, \mathbf{y}^* ' in dağılımı monotonik (birebir karşılığı bulunan iki değişken arasında, sürekli artan (veya azalan) bir regresyon çizgisiyle temsil edilen bir ilişki) bir dönüşüme bağlı olarak tanımlanır (Jöreskog, 2005). Temelde \mathbf{y}^* için herhangi bir sürekli değişken seçilebilmektedir. Bir dağılım fonksiyonuna sahip herhangi bir sürekli değişken monotonik dönüşüm ile normal dağılıma dönüştürülebilir. \mathbf{y}^* için $\Phi(u)$ birikimli ve $\phi(u)$ yoğunluk fonksiyonu ile standart normal dağılımın seçilmesi, ordinal \mathbf{y} değişkeni için uygun olmaktadır

(Jöreskog, 2005; Jöreskog and Moustaki, 2006). O zaman i kategorisindeki bir yanıtın olasılığı:

$$\pi_i = P[y = i] = P[\tau_{i-1} < y^* < \tau_i] = \int_{\tau_{i-1}}^{\tau_i} \phi(u) du = \Phi(\tau_i) - \Phi(\tau_{i-1}) \quad (5.72)$$

$$\tau_i = \Phi^{-1}(\pi_1 + \pi_1 + \dots + \pi_i), \quad i = 1, \dots, m-1 \quad (5.73)$$

olarak gösterilmektedir. Burada Φ^{-1} standart normal dağılım fonksiyonunun tersidir. $(\pi_1 + \pi_1 + \dots + \pi_i)$ niceliği i kategorisindeki bir yanıtın olasılığı ve π_i olasılıkları bilinmeyen ana kütle nicelikleridir. π_i , i kategorisindeki yanıtların p_i yüzdeleriyle tahmin edilebilmektedir (Flora and Curran, 2004). Eşik tahminleri,

$$\hat{\tau}_i = \Phi^{-1}(p_1 + p_1 + \dots + p_i), \quad i = 1, \dots, m-1 \quad (5.74)$$

eşitliği ile elde edilir.

y_1 ve y_2 ordinal değişkenleri sırasıyla m_1 ve m_2 kategoriye sahip olduğunda bu değişkenlerin marjinal dağılımları aşağıda verilen kontenjans tablosu ile gösterilmektedir;

$$\begin{pmatrix} n_{11} & n_{12} & \cdots & n_{1m_2} \\ n_{21} & n_{22} & \cdots & n_{2m_2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ n_{m_11} & n_{m_12} & \cdots & n_{m_1m_2} \end{pmatrix}$$

Burada n_{ij} , birinci değişkenin i kategorisindeki ve ikinci değişkenin j kategorisindeki olayların sayısıdır. y_1^* ve y_2^* temel değişkenleri sıfır ortalama ve birim varyans ile normal dağılımlı oldukları için doğal olarak y_1^* ve y_2^* , ρ korelasyonu ile iki değişkenli standart normal dağılıma sahip olacaktır. Polychoric korelasyon y_1^* ve y_2^* temel

değişkenlerinin iki değişkenli normal dağılımındaki ρ korelasyonudur. Polychoric korelasyon yalnızca ordinal değişkenlerin verildiği iki tane gözlenemeyen sürekli değişken arasındaki doğrusal ilişkinin tahminini vermektedir (Flora and Curran, 2004). Eğer $m_1 = m_2 = 2$ ise bu tetrachoric (dört-düzeyle) korelasyon olarak adlandırılmaktadır (Flora and Curran, 2004; Jöreskog, 2005; Lee,2007).

$\tau_1^{(1)}, \tau_2^{(1)}, \dots, \tau_{m_1-1}^{(1)}, y_1^*$ değişkeninin ve $\tau_1^{(2)}, \tau_2^{(2)}, \dots, \tau_{m_2-1}^{(2)}, y_2^*$ değişkeninin eşikleridir. Polychoric korelasyon multinomial dağılımın en büyüklenen log-olabilirliği ile tahmin edilebilir;

$$\ln L = \sum_{i=1}^{m_1} \sum_{j=1}^{m_2} n_{ij} \log \pi_{ij}(\boldsymbol{\theta})$$

burada,

$$\pi_{ij}(\boldsymbol{\theta}) = P[y_1 = i, y_2 = j] = \int_{\tau_{i-1}^{(1)}}^{\tau_i^{(1)}} \int_{\tau_{j-1}^{(2)}}^{\tau_j^{(2)}} \phi_2(u, v) du dv \quad (5.75)$$

ve

$$\phi_2(u, v) = \frac{1}{2\pi\sqrt{(1-\rho)^2}} e^{-\frac{1}{2(1-\rho)^2}(u^2 - 2\rho uv + v^2)}$$

ρ korelasyonu ile iki değişkenli standart normal dağılım olasılık yoğunluk fonksiyonudur. Eşitlik (5.75) ile tanımlanan model $\pi_{ij}(\boldsymbol{\theta})$ ' nin $m_1 m_2$ olasılıkları ile gösterilmektedir;

$$\boldsymbol{\theta} = \left(\tau_1^{(1)}, \tau_2^{(1)}, \dots, \tau_{m_1-1}^{(1)}, \tau_1^{(2)}, \tau_2^{(2)}, \dots, \tau_{m_2-1}^{(2)}, \rho \right) \quad (5.76)$$

Eşitlik (5.76)' da gösterilen parametre vektörü ρ polychoric korelasyon ve iki değişkene ait eşiklerden meydana gelmektedir. En büyüklenen LnL en küçüklenmiş uyum fonksiyonuna eşittir.

$$F(\boldsymbol{\theta}) = \sum_{i=1}^{m_1} \sum_{j=1}^{m_2} p_{ij} [\ln p_{ij} - \ln \pi_{ij}(\boldsymbol{\theta})] = \sum_{ij} p_{ij} \ln [p_{ij} / \pi_{ij}(\boldsymbol{\theta})] \quad (5.77)$$

burada, $p_{ij} = n_{ij} / N$ örneklem oranıdır (Jöreskog, 2005).

PLY' de öncelikle PIRELIS ile parametre tahminleri iki adımlı bir süreçle elde edilmektedir. İlk adımda, eşikler Eşitlik (5.74) kullanılarak tek değişkenli marjinal dağılımdan tahmin edilmektedir. İkinci adımda ise belirlenmiş eşikler için en küçüklenen Eşitlik (5.77) kullanılarak iki değişkenli normal dağılımdan polychoric korelasyonlar tahmin edilmektedir (Jöreskog, 2005). LISREL adımımda ise model Robust EO veya AEKK metotlarından biri kullanılarak tahmin edilmektedir (Moustaki, Jöreskog and Mavridis, 2004).

Modelin test edilmesi için olabilirlik oranı (OO) test istatistiği kullanılabilir. OO,

$$\chi_{OO}^2 = 2 \sum_{i=1}^{m_1} \sum_{j=1}^{m_2} n_{ij} \ln [p_{ij} / \hat{\pi}_{ij}] = 2N \sum_{i=1}^{m_1} \sum_{j=1}^{m_2} p_{ij} \ln [p_{ij} / \hat{\pi}_{ij}] = 2NF(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \quad (5.78)$$

olarak gösterilir. Burada, $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ tahmin edilen parametre vektörü ve $\hat{\pi}_{ij} = \pi_{ij}(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ dir. Bu χ^2 değeri Eşitlik (5.77)' de verilen uyum fonksiyonunun en küçük değerinin $2N$ katıdır. Eğer ilgili model biliniyorsa bu test istatistiği,

$$d = (m_1 m_2 - 1) - (m_1 - 1) - (m_2 - 1) - 1 = m_1 m_2 - m_1 - m_2 \quad (5.79)$$

serbestlik derecesi ile yaklaşık olarak χ^2 dağılır (Jöreskog, 2005).

Modelin test edilmesinde alternatif olarak uyum iyiliği (Uİ) test istatistiği kullanılabilir. Uİ test istatistiği,

$$\chi_{UI}^2 = \sum_{i=1}^{m_1} \sum_{j=1}^{m_2} \left[\frac{(n_{ij} - N\hat{\pi}_{ij})}{N\hat{\pi}_{ij}} \right]^2 = N \sum_{i=1}^{m_1} \sum_{j=1}^{m_2} \left(\frac{p_{ij}}{\hat{\pi}_{ij}} \right)^2 \quad (5.80)$$

olarak gösterilmektedir. Eğer ilgili model biliniyorsa Eşitlik (5.78) ve (5.80)' de verilen test istatistikleri aynı asimptotik dağılıma sahiptir. $m_1 = m_2 = 2$ ise $d = 0$ ' dır. Eğer değişkenlerin her ikisi de iki değer alan değişken ise serbestlik derecesi sıfırdır ve model doymuştur. Bu durumda temel iki değişkenli normalliğin kullanılması mümkün değildir (Jöreskog and Moustaki, 2001; Jöreskog, 2005).

Sırasıyla takip edilen bölümlerde YEM' in tüm kuramsal yapısı ayrıntısıyla aktarılmıştır. İzleyen bölümde e-ticaret olgusu ele alınarak, tüketicilerin e-ticarete ilişkin davranışlarını betimleyen faktörlerin nedensel ilişkileri bir model aracılığıyla gösterilmiştir.

BÖLÜM 6

E-TİCARETE İLİŞKİN TÜKETİCİ TUTUM VE DAVRANIŞLARININ MODELLENMESİ VE BİR UYGULAMA

Bu bölümde, elektronik ticaretin (e-ticaret) tanımı, Türkiye’ de internet ve e-ticaret kullanımı, literatürde yer alan e-ticarete ilişkin modelleme yaklaşımları ve uygulamaya yer verilmiştir.

6.1. E- Ticaret

Son birkaç yüzyıldır, insanlar endüstri ve elektronik devrimleri yaşamaktadır. 21. yüz yılla birlikte bu devrimlere ek olarak network devrimi de eklenmiştir. İnternet bu devrimin ve e- ticaretin motor gücü durumundadır. Elektronik çağa giriş ile birlikte ticari işlemler ve fonksiyonlar elektronik olarak sürdürülebilir hale gelmiştir. Bunun anlamı herhangi bir fiziksel bağlantı ve dokümantasyon istemeyen bir sürecin hızla gerçekleştiği yönündedir. E-ticaret, basit anlamda, hizmetlerin ve ürünlerin elektronik ortam ve telekomünikasyon şebekeleri aracılığıyla üretilmesi, reklamının, satışının ve dağıtımının yapılması olarak tanımlamaktadır (Turban and King, 2003).

Günümüzde e-ticaretin ayrılmaz ve hızlı bir şekilde gelişen temel aracı kuşkusuz internettir. İnternet aynı zamanda, çok yönlü iletişimi sağlayan ticaret aracı niteliğindedir. İşlemler bilgisayar ortamında ve oldukça hızlı bir şekilde yerine getirilmektedir. İnternet ticaret alanlarını genişletmektedir. Bugün internet sayesinde tıbbi, kültürel, sanatsal, eğitim ve çok sayıda hizmet tüm dünyada rahatça bir ticaret alanı yaratmış ve ulusal düzeyde hizmetten yararlanma, küresel düzeyde yararlanma şeklinde genişlemiştir. E-ticaret, ekonomik bir olgu olmasına karşın, sosyal ve politik yaşamıda etkilemektedir. Ekonominin bilgi ve bilgiyi yönetme temeline dayanması, eğitim, kültür, sağlık ve sosyal güvenlik gibi alanlarda internet kullanımını yaygınlaştırmıştır.

İnternetin hızla yaygınlaşması, e-ticareti ticari işlemlerin gerçekleştirilmesinde vazgeçilmez ve etkin bir araç haline getirmiştir. E-ticaretin ilk örnekleri elektronik olarak para transferine ilişkindir (Kalakota and Whinston, 1997). Daha sonra bunu etkili ve güvenli bir biçimde finansal kurumlar arasında transfer işlemleri takip etmiştir. Sonraları elektronik veri değişimi (EVD), işletmeler arası ticari işlemleri kolaylaştırmıştır. EVD, farklı kuruluşlardaki uygulamalar arasında yapısal veri değişimi şeklinde tanımlanmaktadır. Bu tanımda yer alan yapısal veri değişimi, EVD' in iş dünyasında kullanılan kağıt-belge değişiminin yerine geçtiği anlamına gelir ve e-ticaret konusu ile doğrudan ilgilidir. EVD uygulamalarında veri, yapısal bir formatta transfer edilmektedir (Chang, et al., 2001).

E- ticaret mal ve hizmetlerin üretim, tanıtım, satış, sigorta, dağıtım ve ödeme işlerinin bilgisayar ağları üzerinden yapılması olarak tanımlanmaktadır. Firmalar ve tüketiciler arasındaki ilişkiler açısından yeni düzenlemeleri sağlamada çok etkili bir yol olan bilgi teknolojisindeki gelişmeler yeni işlerin ve ticari gereçlerin ortaya çıkmasına neden olmuştur (Goldsmith and Bridges, 2000; Jones and Vijayasathy, 1998; Rowley and Slack, 2001; Crespo and del Bosque, 2008). E- ticaret telekomünikasyon ağlarıyla yürütülen ticari işlemleri ve ilişkilerini koruyarak ticari bilginin paylaşılması olarak tanımlanmaktadır. Kalakota ve Whinston (1997), bilgisayar ağları üzerinden ürün ve hizmetlerin dağıtılması olarak tanımlanacağını belirtmiştir. Treese ve Stewart (1998), e-ticareti, hizmet ile eşyaların alım ve satımı için evrensel olan internetin kullanılması olarak belirtmektedir. E- ticaret en basit anlamıyla internet üzerinden ürünlerin alım ve satımı olarak tanımlanmaktadır (Shih, 2004; Bidgoli, 2002).

E- ticaretin ana kategorileri işletmeden-tüketiciciye (B2C), işletmeden-işletmeye (B2B), tüketiciden-tüketiciciye (C2C), tüketiciden-üreticiye (C2B), organizasyonel ve devlet olarak sınıflanmaktadır. B2B, işletmelerin e-ortamda tedarikçiye sipariş vermesi, faturanın temin edilmesi ve bedellerin ödenmesi bu bölümde değerlendirilmektedir. B2C, internet teknolojisindeki hızlı gelişmeler ve bilgisayar kullanımının artmasıyla ortaya çıkan sanal mağaza uygulamaları ile işletmelerin elektronik ortamda geniş bir yelpazede mal satımını gerçekleştirmesidir (Chang, et al., 2001). E- ticaretin kapsamına giren faaliyetler oldukça geniş bir çerçevede değerlendirilmektedir; ürün tasarımı,

üretimi ve ticareti; sipariş verme; bilgi servisler ve danışmanlık; hukuk, sağlık, eğitim ve ulaştırma hizmetleri; banka işlemleri, fon transferi; borsa, açık artırma ve noter işlemleridir. E- ticaret konusunda dünyada yaygın olarak kabul gören tek bir standart tanımı yoktur. Tüm tanımlarda ortak nokta, ticaretin elektronik ortamlarda yapılması nedeniyle başlangıcından sonuna kadar tüm süreçlerin elektronik ortamdan geçmesi gerektiği vurgulanmaktadır.

6.2. Türkiye’ de E- Ticaret

İnternetin hızla yaygınlaşması, e-ticareti, ticari işlemlerin yürütülmesinde yeni ve çok etkin bir araç haline getirmiştir. E-ticaret, tüm dünyada ticaretin serbestleştirilmesi eğilimi ile birlikte, son on yılda yaşanan ve bilgi iletişimini kolaylaştıran teknolojik gelişmelerin bir ürünü olarak ortaya çıkmıştır.

Türkiye’ de e-ticaretin gelişimi 1998 yılında ivme kazanmaya başlamıştır. Türkiye’ de 2003 yılına kadar bilgisayar sahipliği ve internete erişim oranının gelişmiş ülkelere göre çok düşük olması, e-ticarete istenen ticari hacmin elde edilmesi yönünde engel oluşturmuştur. Bu oran arttıkça e-ticaret işlem hacmi de önemli bir artış ortaya çıkmıştır.

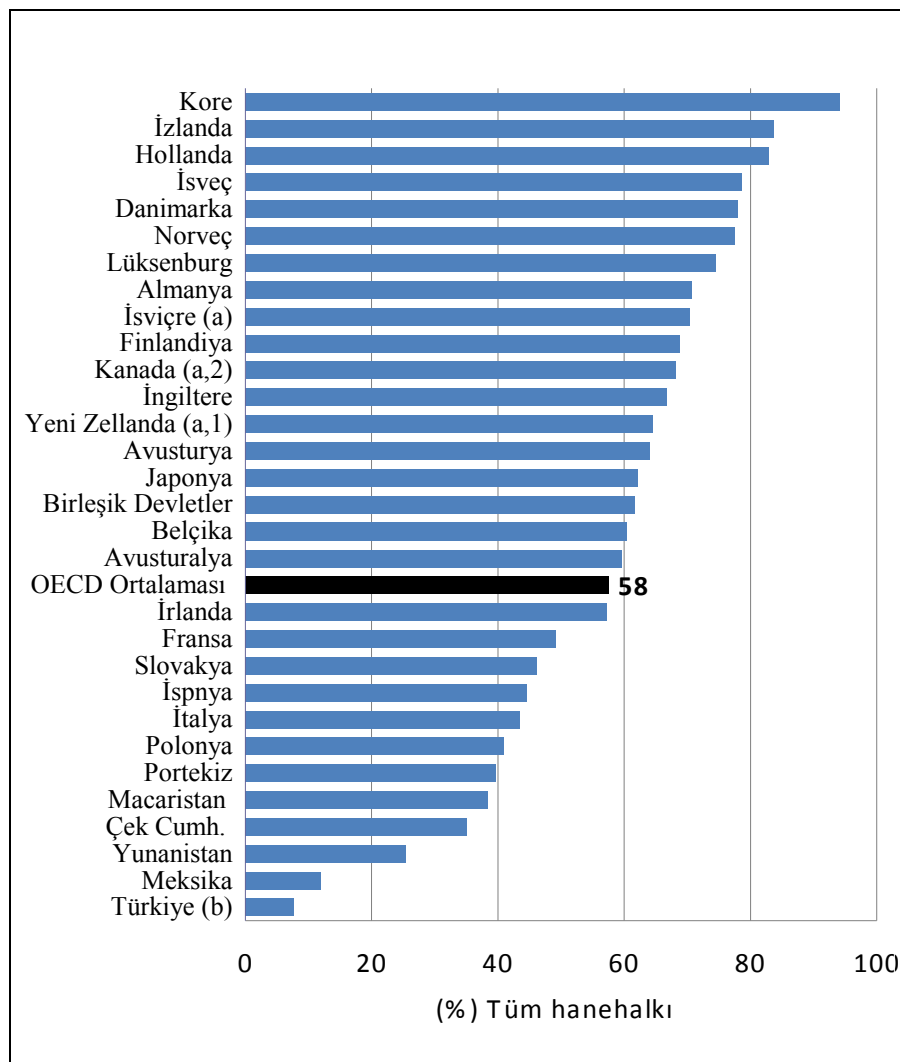
2008 yılı Nisan ayı içerisinde TÜİK tarafından gerçekleştirilen “Hane halkı Bilişim Teknolojileri Kullanım Araştırması” sonuçlarına göre hanelerin % 24,5’ i internete erişim imkânına sahiptir. İnternete bağlanmayan hanelerin % 29,6’ sı evden İnternete bağlanmama nedeni olarak internet kullanımına ihtiyaç duymadıklarını belirtmişlerdir. 2008 yılı Ocak-Mart döneminde internet kullanan hane halkı bireylerinin % 76’ sı gazete ya da dergi okuma, % 74’ u e-posta gönderme alma, % 69.7’ si anlık ileti gönderme, % 65.2’ si müzik indirme ya da dinleme için interneti kullanmıştır. 2008 yılı Ocak-Mart döneminde internet kullanan hane halkı bireylerinin % 7.2’ si internet üzerinden kişisel kullanım amacıyla mal veya hizmet siparişi vermiş ya da satın almıştır. Bu oran üç ay ile bir yıl öncesi internet kullanıcılarında % 2.7 bir yıldan uzun süre önce internet kullananlarda ise % 1.7’ dir. İnternet üzerinden hiç mal

veya hizmet siparişi vermeyen ya da satın almayan hane halkı bireylerinin oranı ise % 88,4' tur. Nisan 2007-Mart 2008 dönemini kapsayan son 12 ayda internet üzerinden mal veya hizmet siparişi veren ya da satın alan hane halkı bireylerinin % 30,4' u internet üzerinden elektronik araçlar almıştır. Bunu % 25,2 ile ev eşyası, % 23,4 ile kitap, dergi, gazete, % 18,2 ile giyim, spor malzemeleri izlemiştir (TÜİK, Haber Bülteni, 138). Çizelge 6.1' de hane halkı bireylerinin internet kullanma amaçları ayrıntısıyla verilmiştir.

Çizelge 6.1. Hane halkı bireylerinin İnternet kullanma amaçları (TÜİK, 2008)

Amaçlar	(%)
İletişim	78.23
Mesaj gönderme/alma	66.84
İnternet üzerinden telefonla görüşme/video konferansı	11.36
Chat/ sohbet yapmak, vb.	40.39
Bilgi arama ve çevirim içi hizmetler	90.16
Mal ve hizmetler hakkında bilgi aramak	43.31
Seyahat ve konaklama ile ilgili hizmetlerin kullanımı	14.25
Radyo dinlemek ya da televizyon izlemek	28.18
Oyun, resim ya da müzik indirmek ya da oyun oynamak	43.58
Yazılım indirmek	22.81
Gazete ya da dergi okumak, haber indirmek	55.77
İş aramak ya da iş başvurusu yapmak	10.57
Mal ve hizmet siparişi vermek ve satmak, bankacılık	15.95
	12.90
Diğer finansal hizmetler (hisse senedi alımı vb.)	2.95
Mal ve hizmet almak/ sipariş vermek (finansal hizmetler hariç)	5.59
Mal ve hizmet satmak (örn:müzayede ile satış gibi)	1.07
Kamu kurumlarıyla iletişim	39.97
Kamu kuruluşlarına ait web sitelerinden bilgi edinmek	37.64
Resmi formların/dokümanların indirilmesi	10.65
Doldurulmuş form göndermek	6.02
Eğitim	30,71
Eğitim faaliyetleri (okul,üniversite vb.)	26.83
Yetiştirme kursları (Yabancı dil, bilgisayar vb.)	7.22
Özellikle istihdam olanaklarına yönelik diğer eğitim faaliyetleri	4.37
Sağlık	22.97
Sağlıkla ilgili bilgi araştırma	22.38
Doktordan internet üzerinden randevu almak	0.50
Doktordan internet üzerinden reçete talep etmek	0.02
Bir doktordan internet üzerinden tavsiye almak	1.86

OECD' nin 2008 yılında yayınladığı "İnternet Ekonomisinin Geleceği" başlıklı rapora göre üye ülkelerin hane halkı itibariyle internete bağlanma yüzdeleri Şekil 6.1' de özet olarak gösterilmiştir. 2007 yılı verilerine dayanarak oluşturulan bu istatistikî bilgiye göre Türkiye % 7.7 (Türkiye için 2005 verileri baz alınmıştır) ile OECD ortalamasının altında yer almıştır. TÜİK' in son verilerine göre bu oran % 24.5 ulaşmıştır (OECD, 2008).

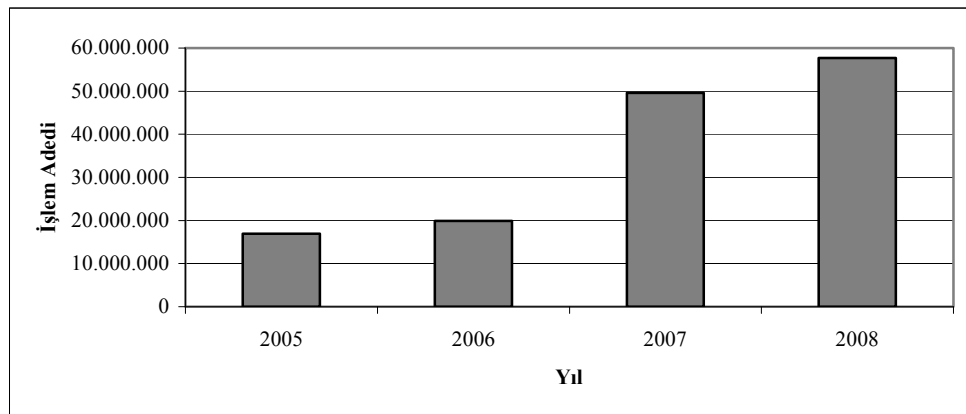


a. 2006; b. 2005; c. 2004; d. 2003.

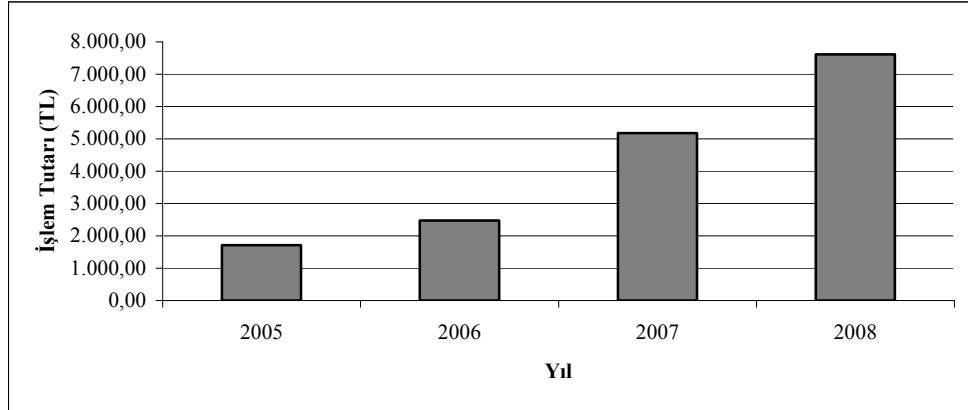
Şekil 6.1. OECD' ye üye ülkelerin hane halkının evden internete ulaşım oranları

OECD' ye üye ülkelerdeki insanların % 25' inden fazlası, 2007 yılında internet üzerinden mal ve hizmet alımı gerçekleştirmiştir. OECD ortalaması % 26' dır. İnternet üzerinden ticaret kapsamında yapılan araştırmaya göre Türkiye sonuncu sırada yer almaktadır. Japonya % 51.5' lik bir oran ile en üst sırada yer alırken, bunu Norveç % 47.7' lik bir oran ile takip etmiştir (OECD, 2008).

Bankalar Arası Kart Merkezi (BKM) raporuna göre, 2006 yılı ilk 3 aylık dönemde yurtdışı bankalara ait kredi kartlarıyla sanal poslar üzerinden gerçekleştirilen e-ticaret işlemlerinin adedi, bir önceki yılın aynı dönemine göre % 240' lik artışla 137 bin 480 TL' ye yükselmiştir. Bu dönem işlem hacmi de % 218' lik artışla 38 milyon 360 bin YTL olarak gerçekleşmiştir. Yurtiçi kredi kartlarıyla internetten yapılan işlemlerin adedi ise bir önceki yılın aynı dönemine göre % 35' lik artışla 2 milyon 591 bin 806, işlem tutarı ise % 64' lük artışla 218.87 milyon TL olmuştur. 2005 yılının ilk 3 aylık döneminde, yurtiçi ve yurtdışı kredi kartlarıyla sanal poslar üzerinden gerçekleştirilen e-ticaret işlemleri 2005 yılının aynı dönemine oranla % 18' lik artışla 4 milyon âdete yükselmiş, bu dönemde gerçekleştirilen işlemlerin tutarı ise % 73 oranında artarak 421 milyon 070 bin TL olarak gerçekleşmiştir (BKM, 2008). BKM verileri dikkate alınarak, yurt içi e-ticarette kullanılan yerli kartların işlem adedi ve işlet tutarı sırasıyla Şekil 6.2. ve Şekil 6.3. gösterilmiştir.



Şekil 6.2. Yıllar itibariyle e-ticaret işlemlerinde kullanılan yurt içi kartların işlem adedi



Şekil 6.3. Yıllar itibariyle e-ticaret işlemlerinde kullanılan yurt içi kartların işlem tutarı

E-ticarete talebin artması ile birlikte, 2008 yılının ilk altı ayında, bir önceki yıla göre kayıtlı iş yeri sayısında % 130 oranında artış kaydedilmiştir. Böylelikle iş yeri sayısı 36 bini aşarken, aktif iş yeri sayısı da % 166 artış oranı ile 23 bin 383'e ulaşmıştır (BKM, 2008).

2008 yılı ikinci çeyreği dahil olmak üzere, bu veriler baz alınarak SM Bilişim tarafından gerçekleştirilen çalışmada, Türkiye' de sanal pos üzerinden geçen e-ticaret hacminin 2008 yılı ilk altı ayı sonunda, 2007 yılı ilk altı ayına göre % 65 artış ile 3.9 milyar YTL seviyesine ulaştığı tespit edilmiştir (yerli kredi kartlarının yurtiçi ve yurtdışı kullanım hacmidir, yurtdışı hacim % 5' ten küçüktür). E-ticaret hacmindeki artışın aynı oranda devam etmesi halinde, 2009 yılında 8.9 milyar YTL seviyesine yükselmesi beklenmektedir. Kredi kartlarının internet haricinde kullanım hacmi de arttığı için, sanal pos üzerinden gerçekleşen e-ticaret hacminin, toplam kartlı alışveriş hacmi içindeki payına bakmak, e-ticaretteki gelişmeleri takip etmek konusunda daha sağlıklı sonuçlar sunacaktır. Bu şekilde incelendiğinde 2005 ve 2006 yıllarında toplam kartlı alışveriş içinde % 2.0 - % 2.5 seviyelerinde gerçekleşen e-ticaret oranının, 2006 yılının son aylarından itibaren yükselişe geçtiği görülmüştür. 2007 yılında bu gelişmeler devam etmiş ve 2008 yılı itibariyle, ilk kez kartlı alışveriş içinde e-ticaretin payı % 5 seviyesini aşmış durumdadır (SM Bilişim, 2008; BKM, 2008).

TÜİK 2005 yılı Hane Halkı Bilişim Teknolojileri Araştırması raporuna göre online alışverişte algılanan risk sıralamasında ilk üç sırayı güvenlik ve kredi kartı detaylarının verilmek istenmemesi (% 22.56), geleneksel mağazalardan satın alma yöntemlerinin hala tüketici davranışı üzerinde baskın olması (%20.01) ve kimlik bilgilerinin internet üzerinden verilmesinin istenmemesi (% 10.42) olduğu tespit edilmiştir.

E- ticaretin bu kadar önem kazandığı günümüzde tüketicilerin bu konuya ilişkin tutum ve niyetlerinin ölçülmesi ile davranışlarının belirlenmesi doğru stratejilerin tespit edilmesi için daha fazla önem kazanmıştır. İzleyen bölümde tüketicilerin e-ticarete ilişkin satın alma kararlarını etkileyen faktörler ve kuramsal modeller açıklanmıştır.

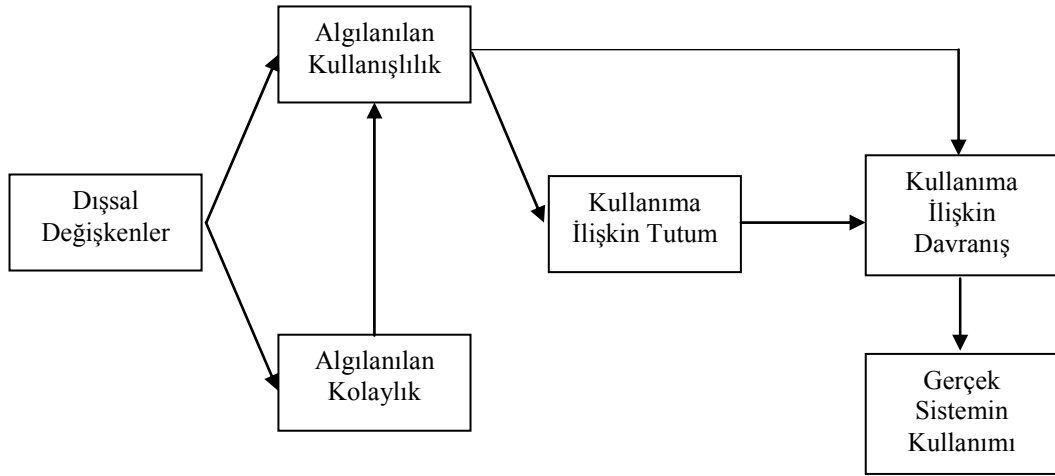
6.3. Teknoloji Kabul ve Online Alışveriş Kabul Modeli

B2C e-ticaret bireylerin günlük yaşamlarının pek çok yönünü değiştirmekle birlikte, online alışverişin kullanımı ve adaptasyonu ile ilgili değişik yüzeylerin belirlenmesi konusunda da pek çok akademik çalışmanın yapılmasına neden olmaktadır (Ngai and Wat; 2002). İnternet, birey ve kurumlara dünyanın her köşesine sınırsız erişim sağlama imkânı sunmaktadır. Tüketiciler, istek ve/veya ihtiyaç duydukları ürün ve hizmetleri internet üzerinden kolayca bulabilme, farklı ve benzer ürünleri karşılaştırabilme şansına kavuşmuşlardır. E-ticaret konusunda yapılan ilk araştırmalar işletme-tüketici odaklı bir perspektiften uyarlanmıştır. Bir e-ticaret web sitesinin verimliliğinin değerlendirilmesinde gerekli araştırmaları yapabilmek amacıyla tüketicilerin niyetlerini açıklayan “Teknoloji Kabul Modeli” (TKM) kullanılmaktadır (Davis, 1989; Klopping and McKinney, 2004; Lingyun and Dong, 2008). TKM kullanıcıların teknolojiyi nasıl kabul ettiklerini ve kullandıklarını modelleyen bir bilgi sistemleri teorisidir.

TKM, bilgi sistemlerinin kullanıcı kabulü üzerinde en fazla etkiye sahip faktörlerinin açıklanması için yaygın olarak kullanılan modellerden biridir (Suh and Han, 2002; Lingyun and Dong, 2008). TKM bilgisayar kullanımının açıklanması için

ilk olarak Davis (1986) tarafından kullanılmıştır. TKM, Davis (1989) tarafından kullanıcıların bilgi sistemlerini kabulü üzerinde etkili olduğu düşünülen sistem faktörlerinin kullanıcı algısına dair etkilerini açıklamak için geliştirilmiştir (Chen, et al., 2002; Suh and Han, 2002; Legris, et al., 2003; Lingyun and Dong, 2008; Yuanquan, et al., 2008). TKM, bilgi sistemleri modellerinde en geniş kullanıma sahip olan modelleme yaklaşımıdır. Bunun nedeni TKM' nin anlaşılabilir ve basit olmasıdır. TKM, Fishbein ve Ajzen' in Planlanmış Davranış Kuramı (PDK) modelini temel almaktadır. TKM, bir bireyin bilgi sistemlerine dair kabul davranışını açıklamak için PDK' nin nedensel ilişkiler modelinden elde edilmiştir (Davis, et al., 1989). Klasik TKM, Şekil 6.4.' te yer alan iki ana faktör içermektedir. Bunlar algılanılan kullanılabilirlik (PU) ve algılanan kullanım kolaylığıdır (PEU).

PU ve PEU, bilgi teknolojilerinin kullanımı ve kabulünün tanımlanmasında oldukça önemlidir (Moon and Kim, 2001). Davis (1989) bu iki faktörün bilgi sistemlerini kullanma konusunda bireylerin niyetlerini şekillendiren önemli faktörler olarak tanımlamaktadır. Bilgi ve teknoloji sistemlerinin kullanma konusundaki bireylerin tutumlarını belirlemede bu iki değişken ana rol oynamaktadır (Legris, et al., 2003). Davis (1989) algılanan kullanılabilirliği bir bireyin teknoloji kullanarak yaptığı iş sonrasında performansın artması konusunda sahip olduğu eğilim ve düşüncelerine ifade etme olarak tanımlarken, algılanan kolaylığı ise belli bir teknolojinin kullanımının kolay olması ve bu teknolojinin kullanımının çaba göstermeden kolayca öğrenilmesi olarak tanımlamaktadır (Davis, 1989; Suh and Han, 2002; Keller, 2005). Pek çok deneysel çalışma sonucunda, algılanan kullanılabilirliğin yeni bir teknolojiye alışmada kişisel niyetleri doğrudan etkilediği yönünde güçlü kanıtlar sunulmuştur. Bunun tersine PU' nun etkileri daha tartışmalıdır ve PEU' un etkileri gibi basitçe tanımlanamamaktadır (Lingyun and Dong, 2008).



Şekil 6.4. Teknoloji Kabul Modelinin yapısı

TKM, bireylerin genel olarak davranışlarını ve özel olarak teknoloji kullanma veya kullanmama konusundaki davranışlarını açıklamak ve daha önemlisi tahmin etmek sürecinde araştırmacılara ve uygulayıcılara önemli fikirler verebilmektedir (Liao and Cheung, 2001).

İlk yapılan TKM araştırmaları anonim şirketlere ait bilgi sistemlerini hedef almış ve profesyonel kullanıcılar ile şirket çalışanları ana odağı oluşturmuştur. Ancak online bir alışveriş sitesini benimsemek için kullanıcıların kararları birkaç ana farklılığa sahiptir. E-ticaret sistemlerini kullanan pek çok kullanıcı profesyonel bilgi teknolojisi çalışanı değildir. Bazıları bilgi teknolojileri ile tanışık bile değildirler. Bilgi teknolojileri sistemlerini (örneğin; alışveriş web siteleri) kullanan kullanıcılar genellikle bir işletmenin üyesi ya da çalışanı değildirler (Lingyun and Dong, 2008). Günümüzde e-ticaret web siteleri tüketicilerin birçok ihtiyacını karşılayacak şekilde düzenlenmektedir. Bunun içinde klasik TKM’ de var olan değişkenler dışında yeni yapılan araştırmalarda modelleme sürecinde başka faktörlerde modele dâhil edilmektedir. Bu modeller genişletilmiş TKM olarak adlandırılmaktadır. Yapılan farklı çalışmalarda TKM’ nin kapsamı genişletilerek online alışveriş kabul modelinin şekillendirilmesine çalışılmıştır. Öncelikle genişletilmiş TKM’ de klasik yaklaşımda var olan değişkenlere ilave olarak, güven, sosyal kişilik ve algılanılan haz eklenmiştir

(Gefen, et al., 2003; Pavlou, 2003; Wu and Chen, 2005; Lingyun and Dong, 2008). Ancak bu faktörler dışında, kişisel özellikler (yaş, cinsiyet, gelir, eğitim ve kültür), internet deneyimi, normatif inançlar, alışveriş yönelimi, online deneyim, güvenlik, sistem kalitesi, psikolojik algı (risk ve fayda algısı), online alışveriş deneyimi, uygunluk, servis kalitesi ve tutum gibi çok geniş bir yelpazede değerlendirilebilecek faktörler TKM' ye dahil edilerek modellenmeye çalışılmıştır. Kuramsal olarak bu faktörlerin bir bütün olarak online alışveriş modelini oluşturacağı belirtilse de, bu faktörlerin tümünün birlikte ele alındığı modellere ancak kuramsal olarak yer verilmiş, uygulamalı araştırmalarda bu faktörlerin bazıları modele dahil edilmemiştir (Moon and Kim, 2001; Sin and Tse, 2002; Deveraj, et al., 2002; Chen, et al., 2002; Alreck and Setle, 2002; Pavlou, 2003; Park, et al., 2004; Susskind, 2004; Pires, et al., 2004; Kloppling and McKinney, 2004; Chang, et al., 2005; Yu, et al., 2005; Lim, et al., 2005; Zhou, et al., 2007; Crespo and Bosque, 2008; Lingyun and Dong, 2008). Aşağıda TKM' nin kuramsal yapısını geliştirmek ve tüketicilerin e-alışverişe ilişkin davranış eğilimlerini açıklamak için ele alınacak faktörler verilmiştir.

Tüketicilerin kişisel özellikleri

Tüketici faktörlerinin (örneğin; demografik bilgi ve kişisel özellikler) hem alışveriş hem de online durumdan bağımsız olduğu öne sürülmektedir. Tüketici özelliklerinin sınıflandırılması kuramsal olarak geliştirilmeye çalışılan modellerin kapsamlı olarak tanımlanmasına yardımcı olmaktadır (Zhou, et al., 2007).

Tüketicilerin demografik bilgileri online alışveriş araştırmalarında sıklıkla kullanılmaktadır. Online alışveriş davranışında tüketicilerin yaş, cinsiyet, gelir, eğitim ve kültürün etkileri 1990' ların sonlarından beri araştırılmaktadır. Cinsiyet, yaş, eğitim ve gelir açısından online alışveriş ile ilişkin olarak bazı çalışmalarda pozitif bir ilişki saptamış olsa da pek çok çalışmada anlamlı bir ilişkinin varlığı belirlenememiştir (Chang, et al., 2005). Tüketici davranışlarında cinsiyet en önemli faktörlerden biridir. Kadınlarla erkeklerin tüketim davranışları bakımından farklılaştıklarını gösteren birçok araştırma yapılmıştır. Geleneksel olarak alışveriş kadınlar tarafından daha çok tercih edilen bir aktivitedir. Kadınlar genellikle ev halkının alışverişinden sorumludurlar ve

erkekler göre geleneksel mağaza ve alışveriş listesine ilişkin çok daha fazla pozitif tutuma sahiptirler (Alreck and Setle, 2002). Ancak internet aracılığıyla yeni alışveriş kanallarının sağlanması bu durumun farklılaşmasına neden olmuştur. Cinsiyet açısından online tüketiciler ve tüketiciler arasında anlamlı bir farklılık olmamasına rağmen, erkeklerin kadınlara göre online olarak daha çok para harcadıkları ve alışveriş yaptıkları belirlenmiştir (Li, et al., 1999; Susskind, 2004; Stafford, et al., 2004). Günümüzde kadın tüketiciler de erkek tüketiciler gibi online alışverişini pratik ve kullanışlı bulmaktadır. Bilgi sistemleri kapsamında yapılan çalışmalar; teknoloji kullanımının ve kabulünün cinsiyete göre farklılaşma göstermektedir. Kadınların yüksek düzeyde web endişesine sahip olduğu yapılan araştırmalarda belirlenmiştir (Zhou, et al., 2007).

Kadın ve erkeklerin alışverişe katılma biçimleri farklıdır. Toplumlar sosyal cinsiyet rollerine göre farklılaşmaktadır. Stafford ve arkadaşları (2004), Birleşik Devletler, Türkiye ve Finlandiya' yı referans alarak, bu ülkelerdeki cinsiyet farklılıklarının online alışveriş kapsamında etkilerini araştırmışlardır. Türkiye' deki tüketicilerin beklenmedik bir biçimde batıdaki tüketici kültürlerine benzer özelliklere sahip olduğu belirlenmiştir. Erkek egemen kültürün hakim olduğu Türkiye' de daha az erkek egemen toplum olan Finlandiya ile karşılaştırıldığında erkeklerin daha fazla aktif online tüketici olduğu belirlenmiştir. Araştırmacılar bu sonuçtan hareketle erkek egemenliğin yaygın olduğu toplumların, daha az olan toplumlara göre online alışverişte daha aktif olduğunu ileri sürmüşlerdir. E - tüketicilerin belirgin özellikleri iyi eğitilmiş, yüksek gelir grubuna sahip erkek tüketiciler olmasına rağmen internet üzerinde yapılan, alışverişlerde gençlerin ve kadınların sayılarının her geçen gün arttığı görülmektedir. E - alışverişin giderek daha çok günlük hayatın bir parçası haline gelmesi ve kadınlara yönelik ürünlerin sayısının artması sonucunda kadın tüketiciler de elektronik alışverişe yönelmektedirler (Rodgers and Haris, 2003; Zhou, et al., 2007).

1990' lı yılların sonlarında internetin yaygın olarak kullanılmaya başlaması ile temel olarak internet kullanıcıları orta yaşlılardan ve gençlerden oluşmuştur. Bilgi teknolojilerine ulaşım maliyetlerinin azalması ve kolaylaşması var olan yaş aralığının azalmasına neden olmaktadır. Online alışverişte tüketicilerin yaşının niyet üzerindeki

etkisi tam olarak belirlenmese de bazı çalışmalarda pozitif bir ilişkinin varlığı ortaya konmuştur (Stafford, et al., 2004).

Online alışveriş yapan tüketiciler, geleneksel mağaza müşterilerinden daha yüksek bir gelir düzeyine sahip olduğu yapılan pek çok çalışmada belirlenmiştir (Susskind, 2004). Diğer taraftan online müşterilerin geleneksel mağaza müşterilerinden daha eğitilmiş olduğu yönünde bir saptama yapılan çalışmalarda belirlenmemiştir (Zhou, et al., 2007). Ancak bazı çalışmalarda tüketicilerin eğitim düzeyi ile online zaman geçirme ve tüketim yapma arasında pozitif bir ilişkinin olduğu belirlenmiştir (Susskind, 2004).

Tüketicilerin normatif inançları

Normatif inançlar, gözle görülen bir sosyal baskıyı ifade etmekle birlikte, bu inançlar kişisel norm değişkeni ile ifade edilmektedir. Bazı çalışmalarda, aile, arkadaş çevresi, görsel ve yazılı medyanın online alışveriş üzerinde etkisi ortaya konmakla birlikte, pek çok çalışmada özellikle ailenin etkisinin medya ve arkadaş çevresine göre daha az etkili olduğu saptanmıştır (Limayem, et al., 2000; Zhou, et al., 2007). Kişisel özellikler yenilikleri kabullenmede ve bunlara adaptasyonda önemli bir rol oynamaktadır. Yapılan çalışmalarda kişisel olarak yeniliklere açık olma ile online alışveriş niyeti arasında pozitif bir ilişkinin olduğu belirlenmiştir (Zhou, et al., 2007).

Tüketicilerin internet deneyimi

Tüketicilerin genel olarak internet deneyimi, online alışveriş davranışını belirlemede etkili değildir. Buna rağmen internet kullanımı ile online alışveriş niyeti arasında pozitif bir ilişkinin olduğu pek çok çalışmada ortaya konmuştur (Xia, 2002; Zhou, et al., 2007). İnternet kullanımının, niyet üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunun açık bir şekilde belirlendiği çalışmaların yanında, gerçek anlamda online alışveriş yapma üzerinde negatif etkiye sahip olduğu sadece bir çalışmada belirlenmiştir (Chang, et al., 2005). Ancak internet kullanımındaki devasa artış internet deneyiminin globalleşmesine neden olduğundan, online alışveriş niyeti üzerinde doğrudan bir etkisinin olmayacağı önsel olarak söylenebilir.

Tüketicileri alışveriş yönelimi

Alışveriş yönelimi tüketicilerin alışveriş hareketine dair genel eğilimiyle ilgilidir. Araştırmacılar alışveriş davranışlarını iktisadi, ahlaki, ilgisiz, marka farkındalığı, kalite, fiyat merkezli, uygunluk yönlü, vb. olarak tanımlamaktadırlar. Farklı çalışmalarda online alışveriş adaptasyonun da tüketicilerin yönelimiyle bağlantılı olduğu belirlenmiştir (Chang, et al., 2005). Farklı alışveriş davranışları yönelimler sonucu olduğundan, farklı alışveriş yönelimleri online alışveriş kapsamında tüketicilerin eşleşmesine ve ardaki farklılığın azalmasına neden olmaktadır. Örneğin fiyat yönelimli tüketiciler en düşük fiyatlı ürünleri veya en iyi fiyatı seçmektedirler. Sadık tüketiciler özel bir mağazaya veya markaya sadıktırlar. İlgisiz tüketiciler pasif tüketici konumundadırlar. Gittikçe e-ticaret ortamları online tüketiciler için sosyal ve sanal deneyimlerinin bir sonucu olmaya başlamıştır. Bundan dolayı farklı yönelimler etkisizleşmektedir (Chang, et al., 2005; Zhou, et al., 2007; Brown, et al., 2003).

Tüketicilerin algıladığı risk

Algılanan risk kavramı, tüketici davranışları açısından önemli bir faktördür. Algılanan risk, tüketicilerin istenilen bir sonucu elde etmedeki bir zararın ortaya çıkmasına dair öznel inancıdır. Algılanan risk uygunluk kriterine göre online alışveriş konusunda niyetlilik açısından daha güçlü bir ilişki içindedir. Algılanan risk tüketicilerin online alışveriş niyetini olumsuz yönde etkilemektedir. Yapılan çalışmalarda algılanan risk merkezli olarak deneyimli ve deneyimsiz tüketiciler arasında negatif bir korelasyonun olduğu belirlenmiştir (Liao and Cheung, 2001; Pavlou, 2003; Kolsaker, et al., 2004; Zhou, et al., 2007). Aynı zamanda algılanılan riskin e-ticaret üzerinde anlamlı bir negatif etkiye sahip olduğu bildirilmiştir (Miyazaki, et al., 2000; Liao and Cheung, 2001; Kimery and McCord, 2002; McKnight, et al., 2002; Ranganathan and Ganapaty, 2002). Aslında algılanan riskin bileşenleri oldukça geniş bir yelpazede değerlendirilmektedir; finansal, performans, fiziksel, psikolojik, sosyal, elverişlilik, zaman riskleri, vb. Ancak bunların hepsinin birlikte değerlendirmesinin olanaksızlığından dolayı daha alt düzeyde risk kavramı ele alınarak incelenmektedir. Bu sayılan risk elemanlarından online alışverişte en etkili olduğu düşünülen; finansal risk, ürün riski ve bilgi riskidir (güvenlik ve gizlilik) (Bhatnagar, et al., 2000; Wang and

Head, 2007; Kim, et al., 2008;). Ürün riski ürünün kendisi ile ilişkilidir. Finansal risk zaman ve maliyet faydasını içermektedir. Bilgi riski ise alışveriş yapılan sanal mağazanın güvenlik ve gizlilik normları ile ilişkilidir (Kim, et al., 2008). Bunlar çevresel risk algıları olarak ta ele alınmaktadır. Çevresel risk algıları bireyler açısında farklılıklar göstermektedir. Daha az güvene sahip tüketiciler daha yüksek risk değerlendirmesi yapmaktadır. Güvenirlilik online alışverişte önemli bir bileşen olmakla birlikte, alışveriş yapmayanlar için güvenlik daha kritik bir unsurdur. Yüksek düzeydeki algılanan çevresel risk belirli bir perakendecide alışveriş yapan kişinin güveninden kaynaklanabilmektedir. Algılanan alışveriş riski perakende mağazalarına göre değişim gösterdiğinden dolayı, yapılan çalışmalar daha çok çevresel riskin değerlendirilmesi yönünde olmuştur (Yang and Jun, 2002; Antony, et al., 2006; Wang and Head, 2007). Birçok çalışmada satıcı riski davranış riski olarak ta tanımlanmaktadır. Araştırmalarda genel olarak bir tüketicinin algıladığı riskin, online satın alma niyetini negatif olarak etkilediği belirlenmiştir (Kim, et al., 2008).

Tüketicilerin algıladığı kalite

Bir web siteminden tüketicilerin algıladığı kalitenin üç unsuru bulunmaktadır; bilgi, servis ve sistem kalitesidir. Bilgi kalitesi web sitesine ilişkin bilginin bütünlüğü ve doğruluğunun tüketiciler açısından genel bir algısı olarak tanımlanmaktadır. Bilgi kalitesi bilgi sistemlerinin sonucudur (Shih, 2004). Yapılan çalışmalar kullanılan bilgi kalitesinin, bilgi sistemlerinin bir ölçüsü olduğunu belirtmektedir. Bilgi kalitesi web kullanımının etkilerinin değerlendirmesini içermektedir. E-ticaret işlemleri süresince, firmalar ve tüketiciler internet üzerinden bilgi paylaşımını ve değişimini yapmaktadırlar. Algılanan bilgi kalitesi web’ teki tüketicilerin algıladığı bilginin değerlendirilmesinde kullanılmaktadır. Algılanan servis kalitesinin, PU, PEU, e-alışverişe ilişkin tutumları ve kullanıcı kabulünü etkilediği varsayılmaktadır.

Sistem kalitesi bir bilgi sisteminin işlem yapabilme karakteristiğini göstermektedir. Pek çok çalışmada bilgi sistemlerinin performans ölçümleri için sistem kalitesi ölçümleri kullanılmıştır. Bir bilgi sisteminin destekleme fonksiyonları sistem kalitesinin ölçüsüdür. TKM kullanılarak genişletilen modellerde bir web sitesinin

algılanan sistem kalitesinin, PU, e-alışverişe ilişkin tutumlar ve kullanıcı kabulü üzerinde etkili olduğu belirlenmiştir (Liu and Arnett, 2000; Shih, 2004).

Tüketicilerin algıladığı güven

İnternet üzerinden alışverişin doğasından dolayı, tüketiciler bazı risk düzeylerini doğal olarak almaktadırlar. Pazarlama paradigmasında yer alan ilişkilerde, güvenmek genellikle başarılı ilişkinin sağlanması için zorunlu bir bileşen olarak ele alınmaktadır (Corbitt, et al., 2003). Geleneksel ticarete güven genellikle tüketiciler ve satış personeli arasındaki güven olarak görülmektedir (Lingyun and Dong, 2008). Güven kavramı, sözlük anlamı ile korku, çekinme ve kuşku duymadan inanma, bağlanma duygusu, itimat olarak tanımlanmaktadır (Develioğlu, 1985). Fukuyama, güveni firmalar da dâhil olmak üzere tüm sosyal kurumları ve dolayısıyla bir ülkenin ekonomik performansını etkileyen, başkalarının işbirlikçi davranışları ve güvenilirlik bekleyişi olarak tanımlamaktadır (Keser, 2003). Güvenin e-ticaret üzerinde pozitif anlamı bir etkiye sahip olduğu pek çok çalışmada belirlenmiştir (Gefen, 2000, 2002; McKnight, et al., 2002; Bhattacharjee, 2002; Gefen, et al., 2003). Kim (2003) genel olarak güven geliştirmenin bir parçası olan e-işletmelere yönelik tüketici güvenini etkileyen faktörleri incelemiştir. E-ticarete yer alan güven, algılanılan kullanım kolaylığını kesin bir biçimde artırmaktadır (Pavlou, 2003). Güven ve TKM yapıları arasındaki bağlantı yapılan bir dizi çalışmada geniş bir şekilde tartışılmıştır (Gefen, et al., 2003; Pavlou, 2003; Wang and Benbasat, 2005; Wu and Chen, 2005). Yapılan çalışmalar da tüketici güveni ile PU ve PEU arasında pozitif bir ilişkinin olduğu belirlenmiştir (Corbitt, et al., 2003; Kim, et al., 2008; Lingyun and Dong, 2008). Aynı zamanda tüketicilerin güveninin bir ticari işlemde tüketicilere ait algılanan riski negatif ve tüketicilerin satın alma niyetini ise pozitif olarak etkilediği saptanmıştır (Kim, et al., 2008). Corbitt ve arkadaşları (2003) güven ve e-ticaret başlıklı çalışmalarında; oluşturdukları “Online B2C Algılanan Güven Modeli” kapsamında, algılanan güvenin kullanıcıların web deneyimleri, piyasa yönelimleri ve algılanılan teknolojik güvenilirlikle pozitif olarak ilişkili olduğunu saptamışlardır. Çalışmalarında formüle ettikleri “güvenin e-ticaret katılımı ile pozitif olarak ilişkili” olduğu önsavı, yapılan analizler sonucunda anlamlı bulunmuş ve güven ile e-ticaret arasında pozitif bir ilişkinin varlığı saptanmıştır

(Corbitt, et al., 2003; Gefen, et al., 2003; Pavlou, 2003; Wang and Benbasat, 2005; Wu and Chen, 2005).

Tüketicilerin algıladığı haz

Algılanılan haz bilgisayar – insan etkileşiminde ve bilgi sistemleri literatüründe, kullanıcıların, asıl güdüleriyle ilgili ölçülen farklı yapıların bir alt boyutudur (Lingyun and Dong, 2008). Algılanan haz özel bir sistemin kullanması ile ortaya çıkan bir algısı olarak tanımlanmaktadır (Lu, et. al., 2008). Algılanılan haz bir içsel motivasyon olarak kullanıcıların teknoloji kabulü üzerinde anlamlı bir etkiye sahiptir. Son yıllardaki araştırmalarda algılanılan haz bilgi sistemleri araştırmalarında artan bir ilgiyi almaktadır. Bu çalışmalar bir bilgi sistemine ilişkin hazzın onun kullanılmasında ne kadar ve nasıl önemli olduğu yönündedir. Haz online alışverişte temel faktörlerden biri olarak ortaya çıkmıştır (Hassaneien and Head, 2007). Lee ve arkadaşları (2003), hazın müşteri memnuniyeti ve online alışveriş ile pozitif olarak ilişkili olduğunu belirlemişlerdir. Bireyler için eğlence ve hazza dair bir duygu sağlandığında, belirli bir davranışı sergilemektekilere. Davis ve arkadaşları (1992) algılanan hazzın, bir kelime işleme programını (word processing program) kullanmada niyetler üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğunu belirtmişlerdir.

TKM modelinde yer alan faktörler ve yukarıda değinilen diğer faktörler dikkate alınarak ilgili yazında birçok kuramsal ve uygulamalı model geliştirilmiştir. TKM merkezli olarak modele ilave edilen faktörlere ilişkin yapılan çalışmaların bazıları ve bu çalışmalarda yer alan faktörler aşağıda sırasıyla verilmiştir.

TKM kullanılarak yapılmış çalışmalar

Gefen (2000), e-ticarette alışkanlık ve güvenin rollerini tanımlayıcı bir çalışma gerçekleştirmiştir. Gefen 19 maddenin içerildiği çalışmasında, 4 faktör tanımlayarak bu faktörler arasındaki nedensel ilişkileri tanımlamak amacıyla YEM kullanmıştır. Çalışmada yer alan boyutlar; güven, alışkanlık, araştırma, güven eğilimi ve satın

almadır. Tüm faktörler arasında pozitif yönlü anlamlı bir ilişkinin olduğu ve kurulan modelin anlamlı olduğu belirlenmiştir.

Koufaris (2000) tarafından yapılan çalışma, bir e-ticaret web sitesinden ilk satın alma kararı için tüketicileri neyin motive ettiği ve daha sonra yeniden aynı sitede müşteri olma nedenlerini anlamak için gerçekleştirilmiştir. Koufaris, algılanan kullanılabilirliğin alışveriş yapma üzerinde çok fazla etkiye sahip olduğunu belirlemiştir. Web sitesini kullanmaya ilişkin deneyimler ve tüketicilerin istediği ürünlerin ilgili web sitesinde olmasının ilk alışveriş deneyimi üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu araştırmacı tarafından belirtilmiştir.

Liao ve Cheung (2001), tüketici tutumlarının etkilerinin belirlenmesi amacıyla Singapur’ da regresyon analizi kullanarak deneysel bir çalışma yapmışlardır. Bu çalışmada; ürünlerin ömür süresi, işlemlerin güvenliği, fiyat, sağlayıcı kalitesi, bilgi teknolojileri eğitimi ve internet kullanımının internet üzerinden alışveriş yapmada bireyleri etkilediğini belirlenmiştir.

Chen ve arkadaşları (2002), uyumluluk, PU, PEU, tutum, kullanıma ilişkin davranış niyeti ve kullanma olarak tanımladıkları bir ölçüm modeli kullanmışlardır. Çalışmada klasik TKM’ ye uyumluluk boyutu eklenerek 23 maddelik ölçme aracını altı faktör altında tanımlamışlardır. Yapılan çözümleme sonucunda belirlenen modelin istatistiksel olarak anlamlı olması ile birlikte PU ile kullanıma ilişkin davranış niyeti arasındaki ilişkinin anlamlı olmadığı belirlenmiştir.

Pavlou (2003), 258 katılımcıyla, güven ve risk faktörlerini TKM modeline dâhil ederek bir çalışma gerçekleştirmiştir. Corbitt ve arkadaşları (2003), tutum ve e-ticaret odaklı çalışmalarında oluşturdukları “Online B2C Algılanan Güven Modeli” nde yedi faktör tanımlamışlardır; algılanan pazar (market) yönelimi, algılanan site kalitesi, algılanılan teknik güvenilirlik, algılanan güven, algılanan risk, kullanıcıların web deneyimi ve e-ticaretteki katılımcılar. Tüketicilerin güven düzeylerinin, modelde belirlenen faktörlerden etkilendiği ve kullanıcıları web deneyimleri ile algılanan risk derecesi arasında negatif bir ilişkinin olmadığını belirlemiştirler. Web sitesinin

kalitesinin oldukça önemli olduğu ve bu faktörün algılanılan pazar yönelimi, güven ve teknik güvenirlilik ile pozitif ilişkili olduğu saptanmıştır.

Shih (2004), e-alışveriş davranışını tahmin etmek için TKM merkezli genişletilmiş bir model kullanmıştır. Shih yedi faktör altında tanımladığı 29 maddeli ölçme aracını 212 katılımcıya uygulamıştır. Çalışmada kullanılan faktörler, PU, PEU, tutum, kalite, kullanıcı memnuniyeti, güvenlik ve kullanıcı kabulüdür. Test edilen genişletilmiş model neticesinde, kullanıcı kabulünün kullanıcı memnuniyetinden e-alışveriş niyetleri açısından daha iyi bir gösterge olduğu belirlenmiştir. E-alışverişe ilişkin bireysel tutumların kullanıcı kabulünü pozitif ve anlamlı bir biçimde etkilediği, ayrıca TKM' nin kuramsal varsayımlarını doğruladığı saptanmıştır. PU ve PEU' nun e-alışverişe ilişkin tutumları tanımladığı belirtilmiştir. Shih çalışmasında PU' un kullanıcı kabulünü pozitif yönde etkileyeceğine dair biçimlendirdiği hipotez ise doğrulanmamıştır.

Chen ve Tan (2004), sanal mağazaların tüketici kabulü için bir kuramsal model önermişlerdir. Çalışma kapsamında 253 kişiye uygulanan ölçme aracı sonucunda elde edilen verilerden hareketle, DFA ve YEM kullanılmıştır. Bir tüketicinin algıladığı sanal mağazanın PEU' sunun, PU' yu pozitif olarak etkileyeceği yönündeki hipotez istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Tüketicinin algıladığı güvenin ve algıladığı servis kalitesinin sanal mağazayı kullanmaya ilişkin kişisel tutumu pozitif yönde etkilediği ancak bir sanal mağazanın bilgi zenginliği ile algılanılan kullanışlılık arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olmadığı belirtilmiştir.

Lim ve arkadaşları (2005), PU, PEU, algılanılan kullanım keyfi, algılanılan güvenlik ve e-satın alma faktörlerinden oluşan modeli, doğrudan etki modeli, PU' nun aracı olduğu etki modeli, çift yönlü aracı ile etki modeli olmak üzere üç aşamada test etmişlerdir. İlk model istatistiksel olarak anlamlı bulunmamış, ikinci model kısmi olarak ve üçüncü model ise uyum iyiliği ölçütlerine göre anlamlı bulunmuştur. Araştırmada PU' nun e-satın alma üzerinde doğrudan bir etkiye sahip olmadığı belirlenmiştir. İnternet ve sistem kullanımı üzerinde ise algılanılan kullanım keyfinin

doğrudan etkisinin anlamlı olduğu saptanmıştır. Ayrıca araştırmacılar e-satın almada algılanılan güvenliğin doğrudan bir etki göstermediğini belirtmişlerdir.

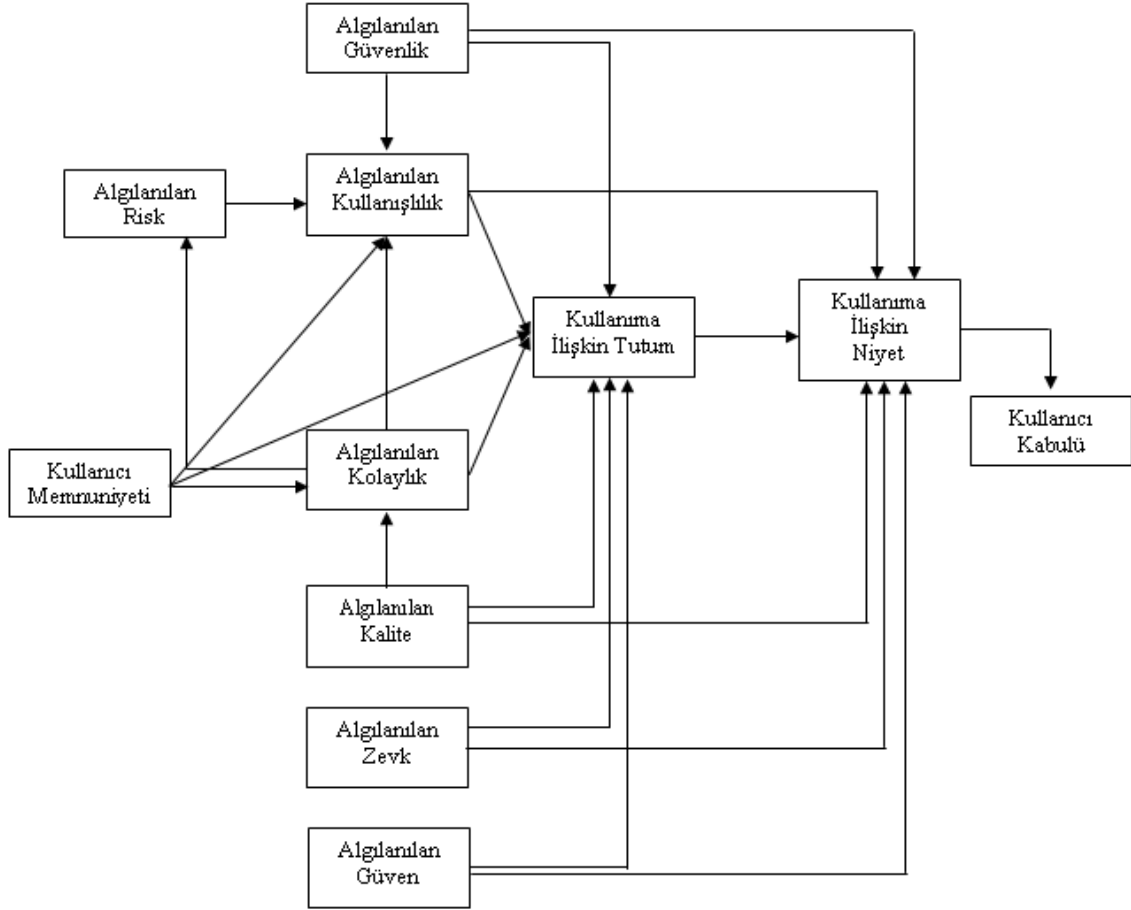
Kim ve arkadaşları (2008), güven temelli tüketici karar verme-yapma olarak tanımladıkları ve 7 faktörden oluşan kuramsal modelin geçerliliğini araştırmışlardır. Çalışmada kullanılan faktörler, bilgi kalitesi, algılanılan kişisel gizliliğin korunması, algılanılan güvenlik koruması, pozitif ün, aşinalık ve güvendir. Yapılan çözümler sonucunda güvenin alışveriş niyetini dolaylı ve doğrudan olarak etkilediği belirlenmiştir. Bir tüketicinin güven algısının alışveriş niyeti üzerinde güçlü bir pozitif etkiye sahip olduğu ve aynı zamanda bir tüketicinin algıladığı risk ile arasında güçlü bir negatif ilişkinin olduğu belirlenmiştir. Tüketicilerin algıladığı risk satın alma niyetini azaltırken, tüketicilerin algıladığı faydanın satın alma niyetini artırdığı ifade edilmiştir. Çalışmanın sonucunda e-ticarete güvenin yüksek derecede önemli olduğu ve algılanılan riskin azaltılmasında önemli bir unsur olduğu belirtilmiştir.

Lingyun ve Dong (2008), kuramsal olarak yaptıkları çalışmalarında, B2C e-ticaret araştırmalarında kullanılmak üzere genişletilmiş bir model önermiştir. Klasik TKM modellemesine, güven, sosyal bulunma ve algılanılan kullanım keyfi faktörlerini de eklemiştir.

Crespo ve del Bosque (2008), planlanmış davranış kuramının temel alındığı bir model çerçevesinde B2C e-ticarete yenilikçiliğin etkilerini araştırmışlardır. B2C e-ticaret benimseme modeli olarak adlandırdıkları modelleri, tutum, sübjektif norm, algılanılan davranış kontrolü, yeni teknolojilere açık olma, genel yenilikçilik ve niyet gizil değişkenlerinden oluşmuştur. Çalışmada, kişisel yenilikçiliğin e-ticareti kabulde orta derece bir etkiye sahip olduğu belirlenmiştir.

Yukarıda tartışılan faktörlerin online alışveriş davranışı üzerindeki etkileri ele alındığında, TKM modelinin referans alınarak genişletilmiş kuramsal bir model önerilmiştir. Bu model “Kuramsal Genişletilmiş Online Alışveriş Kabul Modeli - KGOAKM” olarak adlandırılmıştır. Önsel olarak belirlenen Kuramsal KGOAKM

modelinde yer alan faktörler (gizil boyutlar) ve bunlar arasında var olduğu düşünülen nedensel ilişkiler Şekil 6.5' te gösterilmiştir.



Şekil 6.5. Kuramsal Genişletilmiş Online Alışveriş Kabul Modeli -KGOAKM

Bu kapsamda bir modelin ve buna ilişkin kullanılacak ölçme aracının uygulanması oldukça zor olduğundan e-ticarete ilişkin belirleyici unsurların modele dâhil edilmesinde kapsamı azaltılmış alt modeller ilgili yazında kullanılmaktadır.

6.4. Uygulama

Bu bölümde araştırmanın gerçekleştirilmesinde kullanılan tüm basamaklar ayrıntılı olarak ele alınmıştır. Araştırmanın amacı, araştırma yaklaşımı, araştırma stratejisi, örneklemin seçimi, verilerin toplanması ve analiz yaklaşımları verilmiştir.

6.4.1. Araştırmanın Amacı, Yaklaşımı ve Kapsamı

Bir dizi farklı araştırma yaklaşımı bulunmaktadır. Araştırmacılar amaçlarına göre yaklaşımlarını sınıflamaktadırlar. Saunders ve arkadaşları (2003), keşfedici ve betimleyici (açıklayıcı) olarak sınıflarken, Cooper ve Schindler (2003) betimleyici ve nedensel olarak araştırma amaçlarını sınıflamışlardır. Eğer bir araştırmacı kim, nasıl, nerede, ne veya ne kadar gibi soruların cevaplarını araştırıyorsa o zaman çalışma betimleyici bir çalışmadır. Nedensel bir çalışmada değişkenler arasındaki ilişkiler açıklanmaya çalışılmaktadır. Araştırma var olan problemin basit bir ifadesini sağlamalıdır. Nedensel araştırma daha iyi bir kavrama gücünü geliştirmek için kullanılmaktadır (Hair, et al., 1998).

Değişkenler arasındaki nedensel ilişkilerin kurulabilmesi amacıyla yürütülen araştırmalar keşfedici bir araştırma olarak adlandırılabilir. Bu tanımlama, değişkenler arasındaki ilişkileri açıklamak amacıyla bir problemin veya bir durumun vurgulanmasına ilişkindir. Keşfedici çalışmalar nedensel bir olayın diğeri ile bağlantılı olup olmadığını test etmek için tasarlanmaktadır (Hair, et al., 1998; Saunders, et al., 2003).

Bu çalışmada kullanılan yaklaşım betimleyici ve nedensellik temellidir. Bir ölçme aracıyla toplanan veriden hareketle, e-ticarete ilişkin önemli faktörleri anlamak ve bu faktörler arasındaki nedensel ilişkilerin açıklanması amaçlanmıştır.

Bir araştırmada kullanılan tüm stratejiler ve metotlar araştırma yaklaşımını ifade etmektedir (Creswell, 2003). Araştırmanın amacı, yöntemde nitel ya da nicel veri kullanılacağına da belirleyicisidir. Bir araştırma yaklaşımı nicel (kantitatif), nitel

(kalitatif) veya karma olabilir. Nicel arařtırmalarda sre, en ince ayrıntılarıyla aık bir Őekilde belirlenmektedir. Ancak nitel arařtırma sreci aık ve belirgin deęildir. Nitel arařtırma srecinde genel olarak problem belirleme, veri toplama aracını oluřturma, veri toplama, bu verileri aıklama ve yorumlama ařamaları yer almaktadır (Creswell, 2003).

Nicel yaklařımda, arařtırmacı temel olarak, geliřtirilen bilgi iin pozitivist iddiaları kullanmaktadır (nedensellik, deęiřkenler iin indirgeme, hipotezler ve sorular, gzlemlerin ve araların kullanımı, teorinin test edilmesi, vb.). Niceliksel yaklařıma, ampirik yaklařım ya da sayısal yaklařım da denmektedir. Niceliksel arařtırma yrten arařtırmacılar, veri toplama ve analizi srelerine kendi deęer yargılarını ve kiřisel yorumlarını katmamak iin yoęun aba gstermektedirler. Niceliksel arařtırma sıklıkla hipotez-testlerine iliřkin bir yaklařım olarak adlandırılmaktadır (Saunders, et al., 2003; Creswell, 2003).

Nitel arařtırma, belli olgu veya olayları kendi doęal ortamları ierisinde ok ynl ve uzun sreli olarak derinlemesine incelemektir. Nitel arařtırma; konunun ‘nasıl’ kısmını deęil; grřme kopyaları ve kayıtları, e-postalar, notlar, geribildirim formları, resimler ve videolar gibi yapılanmamıř veri analizleriyle konunun ‘neden’ kısmını arařtırmaktadır (Creswell, 2003).

E-ticarete iliřkin olarak tketiciler ve kuramsal model aısından nemli olan faktrlerin belirlenmesi ve bu faktrlerin nedensel iliřkilerinin istatistik olarak tanımlanmasının saęlanması amacı ile bu alıřmada nicel arařtırma yaklařımının kullanılması gereklilięi belirlenmiřtir.

6.4.2. rnekleme Planı ve Verilerin Toplanması

Olası herhangi bir rnekleme iin rnekleme erevesi, rneklemin ekildięi ana ktlede yer alan tm durumların tam bir listesidir (Saunders, et al., 2000). Bu alıřmada yer alan arařtırma maddeleri online alıřveriř yapmıř veya yapmamıř tketicilerin tutum, davranıř ve niyetleri ile ilgili olduęundan, rnekleme erevesi Trkiye’deki tm 16–74 yař grubundaki internet kullanıcılarının tam bir listesinden meydana gelmektedir.

Uygun örneklem büyüklüğünün belirlenmesi oldukça önemli bir konudur. Saunders ve arkadaşları (2000), araştırmacıların normal olarak % 95 güvenirlilik ile çalışmaları gerektiğini ifade etmektedirler. Bunun anlamı, bir örneklem 100 kez seçildiğinde, bu örneklemin en az 95' inin ana kütleinin karakteristik özelliklerini kesin bir biçimde göstermesi yönündedir. Bu çalışmada verilerin toplanmasında elektronik anket (e-anket) kullanılmıştır. E-anketin kullanıldığı birçok çalışmada örneklem hacminin belirlenmesinde internet kullanan bireylerin sayısı göz önünde bulundurulmaktadır (Couper, 2000). TÜİK, 2008 yılı hane halkı bilişim teknolojileri kullanım araştırmasına göre 16-74 yaş gurubu bireylerin kent itibariyle internet kullanma oranı % 44.6' dır. Örneklem hacminin belirlenmesi için; $p = 0.446$, duyarlılık 0.05 ve anlamlılık düzeyi 0.05 alındığında, uygun örneklem büyüklüğü 380 birim olarak hesaplanmıştır. Ancak ölçme aracında bulunan maddeler göz önüne alındığında örneklem hacminin geniş tutulmasına karar verilmiş ve en az 500 birim olarak belirlenmiştir.

E-anket geleneksel olarak kağıt ve kalemle olan yaklaşıma göre; (1) maliyetleri azaltmakta, (2) daha hızlı bir yanıtlanma zamanı sunmakta, (3) yanıtlanma oranını artırmaktadır (Andrews, et al., 2003; Jansen, et al., 2006). E-anket, potansiyel katılımcılara anketin dağıtılması ve gerçek kişilerden gelen anket verisinin toplanmasında bir bilgisayarın kullanılmasıdır. Anketin dağıtılması ve verilerin toplanmasında kullanılan teknolojiyi temel alan üç ana kategori bulunmaktadır; (i) bağlantı noktası, (ii) e-posta temelli ve (iii) web tabanlı anketlerdir. E-posta ile anketin dağıtılması ve verilerin toplanması en yaygın olarak kullanılan tekniktir (Witt and Bernstein, 1992; Andrews, et al., 2003; Jansen, et al., 2006). Bağlantı noktası temelli e-anket uygulamalarında, araştırmacı tarafından katılımcılara bir bilgisayar sağlanır ve bilgisayarda anketin ya da ölçme aracının cevaplanması istenir. Elektronik veri toplamada ikinci teknik e-posta ile anketlerin dağıtılmasıdır, bu teknikte araştırmacı Excel, Word ya da Web Questionnaire gibi hazır yazılımları kullanarak hazırladığı anketleri tanımladığı e-posta kullanıcılarına göndermektedir. Araştırmacılar genellikle online kullanıcı gruplarına ilişkin araştırmalarında e-posta tekniğini kullanmaktadırlar (Tach, 1995; Jansen, et al., 2006). Son olarak kullanılan teknik web tabanlı olandır. Bu

teknikte anket/ölçme aracı bir sunucu ağına fiziksel bir araç olarak tanımlanmaktadır (Zhang, 2000). Web tabanlı e-anket uygulamalarında doğrudan bir veri tabanı ile bağlantı kurularak, bu veri tabanında toplanan veriler daha sonra yapılacak analizler için sıralanır ve sınıflanır. Web tabanlı anket tekniğinde kullanılan örnekleme tekniği bazı örnekleme metotlarına göre belirlenir (Andrews, et al., 2003; Jansen, et al., 2006).

Web tabanlı kullanıcıların listesinden hareketle birimlerin seçilme süreci web tabanlı araştırmanın nasıl yürütüldüğüne bağlıdır. Couper (2000), örnekleme tekniklerini temel alan web tabanlı araştırmalar için bir yaklaşımlar kümesi oluşturmuştur. Bu yaklaşımlar kümesi, (1) örnekleme seçimindeki olasılıklı olmayan metotlar, kendi kendine seçim ve internet kullanıcılarının gönüllü panelleri ve (2) kesişimin olasılık temelli örneklem seçim metotları, liste temelli, bitiş metodunun seçimi ile karma tarzdaki tasarımlar, internet kullanıcılarının önceden toplandığı paneller ve ana kütlenin tamamının olasılıklı örnekleme.

Her bir yaklaşımın avantajları ve dezavantajları bulunmaktadır. Kendi-kendine seçim ile gerçekleştirilen web tabanlı araştırmalarda çoklu çevrimiçi yerlerdeki katılımcılar davet edilir. İnternet kullanıcılarının gönüllü panelleri son zamanlarda bu alandaki endüstrinin büyümesi ile hızlı bir şekilde ortaya çıkmıştır. Temel demografik bilgiler kayıt sırasında bu gönüllülerden toplanmaktadır, toplanan bilgiler daha sonraki araştırmalarda kullanılmak üzere potansiyel katılımcıların büyük bir veri tabanını oluşturmaktadır. Konular, bir portaldaki sunulan demografik bilgilere göre topluluk içinden seçilen bireylere gönderilmektedir. Her bir anket için topluluğu oluşturan katılımcılar, katılımları için davet edilir (Couper, 2000).

Olasılık temelli metotlar için örneklem çerçevesinin varlığı bir zorunluluktur. Kesişim araştırmaları belirli bir web sitesindeki ziyaretçileri hedef almaktadır ve ankete katılım için her n tane kullanıcıya ankete katılıp katılmayacağı sorulmaktadır. Bu klasik olarak sistematik örnekleme yaklaşımına benzemektedir. Bu yaklaşım müşteri memnuniyeti, web sitesini değerlendirme ve benzeri araştırmalarda yaygın bir biçimde kullanılmaktadır. Bu yaklaşım ile ilişkili iki anahtar sorun, zamanlama ve yanıtız durumlardır. Zamanlama konusu anketi tamamlamak için davet edilen ziyaretçiye en

uygun sürenin tanımlanmasına ilişkindir. Zamanlama yanıtız soruların sayısını potansiyel olarak artırmaktadır. Büyük hacimli ana kütlelerin liste temelli örneklemeleeri bir çerçeve veya web erişimine sahip olanların bir listesi temel alınarak elde edilir. E-posta davetleri listedeki bir grup için veya herkes için tek tek gönderilir. Bitiş metodunun seçildiği karma tarzdaki tasarımlar web tabanlı araştırmalarda yanıtlar için bir alternatif sağlamaktadır. Bu yaklaşım panel anket uygulamalarında sıklıkla kullanılmaktadır. Panel anket, tanımlanan bir zaman periyodunda seçilen örnek birimleri üzerinde ölçülen değişkenlerin bir sonraki zaman periyodunda aynı örnek birimler üzerinde yeniden ölçülmesi olarak tanımlanmaktadır. Önceden belirlenmiş internet kullanıcılarının kullandığı panellerden, panel üyeleri kendi-kendine seçim esasına göre değil olasılıklı bir örnekleme metoduna göre belirlenirler (örneğin; rassal dijital arama). Web temelli araştırmaya ilişkin son tür örnekleme metodu, ana kütlelerin tam olasılıklı örneklemesidir. Ana kütlede internet kullanıcılarının kesin durumu bilindiğinde bu yaklaşım kullanılabilir (Couper, 2000; Andrews, et. al., 2003; Jansen, et al., 2006).

Web tabanlı anketlerden hareketle sonuç çıkarmada en büyük sorun kapsam hatası olmaktadır. Kapsam hatası, örneklemin seçildiği çerçeve araştırma kapsamındaki ana kütleli oluşturulan birimleri içermediği zaman ortaya çıkmaktadır. Hakkında bilgi toplanması istenilen topluluk hedef kütle, örneklemin seçildiği çerçevenin de anket kütleli olarak tanımlandığı durumda, bu iki kütle arasındaki fark kapsam hatası olarak tanımlanmaktadır. Pek çok web tabanlı araştırmada örnekleme problemi aşılması güç sorunlar ortaya çıkarmaktadır (Couper, 2000; Andrews, et al., 2003).

Örnekleme hatası ana kütlede yer alan tüm birimler, uygulanan ankete dâhil edilmediği sürece ortaya çıkabilecek bir hata türüdür. Bu hata türünü örnekleme hacmini artırarak kontrol etmek ve azaltmak mümkündür (Couper, 2000).

Bu çalışmada forumakademi.org, ruax.net, dilForum.com ve gittigidiyor.com web sayfalarına üye kullanıcılara, web sayfası üzerinden yayınlanan e-anket/ölçme aracı web bağlantıları yollanarak ankete katılımları istenmiştir. Kendi kendine seçim ve keşimin olasılık temelli örnekleme yaklaşımları kullanılarak örnekleme

oluşturulmuştur. “ruax.net”, “dilForum.com” ve “forumakademi.org” web sayfaları üyeleri arasından 15 gün boyunca rassal dijital arama ile belirlenen 800 kişiye ankete katılmaları için davetiye yollanmıştır. Türkiye'nin en büyük elektronik ticaret platformu olan “GittiGidiyor” web sitesindeki dükkânlar kategorisinde bulunan 20 alt grubun tamamında yer alan satıcılara e-posta ile anketin yayınlandığı web sayfasının bağlantısı yollanarak ankete katılmaları istenmiştir.

Uygulanacak ölçme aracına ilişkin verilerin toplanmasında yukarıda da değinildiği gibi web tabanlı anket kullanılmıştır. E-anketin fiziksel olarak sunucu üzerinden yayınlanması için daha “AnketAnalizi” (www.anketanalizi.com) alan adı (domain) satın alınarak, burada PHP ile yazılmış anket yayınlanmıştır. PHP, platformdan bağımsız (Windows, Linux, vb.) olarak çalışabilen sunucu taraflı, çoğunlukla dinamik ve interaktif web sayfaları oluşturmak için kullanılan bir betik programlama dilidir. Bu programlama dili hazırlanan web sayfasında açık kodlu hazır bir yazılım olan UCCASS (The Unit Command Climate Assessment and Survey System) Türkçeleştirilerek diğer bilimsel ve akademik çalışmalarda kullanılmak üzere herkese açık bir biçimde tasarlanmıştır. AnketAnalizi web sayfasında IP sınırlaması getirilmiştir. IP, bir bilgisayara kullanıcı tarafından atanmış olan 32 bitlik bilgidir. Bu bilgi genelde rakamlardan oluşur. IP sınırlaması ile aynı bilgisayardan birden fazla anket girişi engellenmiştir.

Ölçme aracının internetten yayınlanmasından sonra düzenli olarak katılımcıların cevapları takip edilmiştir. Uygulamanın bitim tarihinde toplam 702 kişi internet üzerinden ankete katılmıştır. Bu 702 kişinin 606' sının evde internet bağlantısı olduğu 96' sının ise evde internet bağlantısının olmadığı belirlenmiştir. Evde internet bağlantısı olmayan 96 bireye ait veriler veri setinden çıkartılarak, 606 kişiden elde edilecek veriler analiz için uygun bir biçimde öncelikle Excel' de tasnif edilmiştir. Ölçme aracını cevaplayan ve evde internet bağlantısı olan 606 katılımcıya ilişkin sosyo-demografik özellikler Çizelge 6. 2' de verilmiştir.

Katılımcıların % 50' si 16-26 yaş, % 35' i 27-37 yaş, % 12' si 38-48 yaş, % 2.5' i 49-59 yaş ve % 0.5' i 60 yaş ve üstü grubunda yer almaktadır. Kadın bireylerin ölçme aracını cevaplamaya dönük elektronik çağrılara karşı daha duyarlı olduğu katılımcıların cinsiyet oranları itibariyle belirlenmiştir. Toplam içinde kadın bireyler katılımcıların % 56.9' unu oluşturmuşlardır. Eğitim düzeyi itibariyle en çok üniversite mezunlarının (% 82.5), en az ise ilköğretim mezunlarının (% 0.8) ölçme aracını cevapladıkları belirlenmiştir. Gelir düzeyleri itibariyle TÜİK verileri baz alındığında katılımcıların Türkiye ortalamasını yansıttıkları ve 751 YTL – 1500 YTL gelir grubunun en yüksek katılım oranı gösterdiği (% 34.5) katılımcıların kişisel beyanları doğrultusunda elde edilmiştir.

Ölçme aracını cevaplayan katılımcıların % 38' i 20 saat ve daha fazla, % 24.4' ü 10-20 saat arası, % 26.1' i 3-10 saat arası, % 10' u 1-3 saat arası ve % 1.5' u haftalık 1 saatten daha az internet kullandıklarını bildirmişlerdir. Katılımcılardan 115' i (%19) son bir yıl içinde 7 veya daha çok ürünü internet üzerinden aldığını beyan ederken, % 32.8' i internet üzerinden herhangi bir fiziksel ürün almadığını belirtmiştir. Katılımcıların % 24.1' i ise son bir yıl içinde en çok 2 ürün satın almıştır.

Çizelge 6.2. Katılımcıların sosyo-demografik özellikleri

Değişken	Değişken Düzeyleri	n	%
Yaş	16–26	303	50.00
	27–37	212	35.00
	38–48	73	12.00
	49–59	15	2.50
	60 ve üstü	3	0.50
Cinsiyet	Erkek	261	43.1
	Kadın	345	56.9
Eğitim Düzeyi	İlköğretim	5	0.80
	Lise ve Dengi Okullar	46	7.60
	Yüksek Okul	55	9.10
	Üniversite	357	58.90
	Yüksek Lisans	99	16.30
	Doktora	44	7.30
Gelir Düzeyi	750 YTL ve daha az	181	29.90
	751 YTL –1500 YTL Arası	209	34.50
	1501 YTL –2250 YTL Arası	129	21.30
	2251 YTL –3000 YTL Arası	47	7.80
	3000 YTL ve üzeri	40	6.60
Meslek	İşçi	5	0.83
	Mühendis	45	7.43
	Doktor	35	5.78
	Öğretmen	51	8.42
	Akademisyen	52	8.58
	Öğrenci	127	20.96
	Serbest Meslek	24	3.96
	Ev Hanımı	13	2.15
	Emekli	7	1.16
	İşsiz	26	4.29
	Kamu Sektöründe Memur	32	5.28
	Özel Sektörde Memur	45	7.43
	Orta-Üst Düzey Yönetici	38	6.27
	Diğer	106	17.49

6.4.3. Önerilen Araştırma Modeli ve Ölçme Aracının Tasarlanması

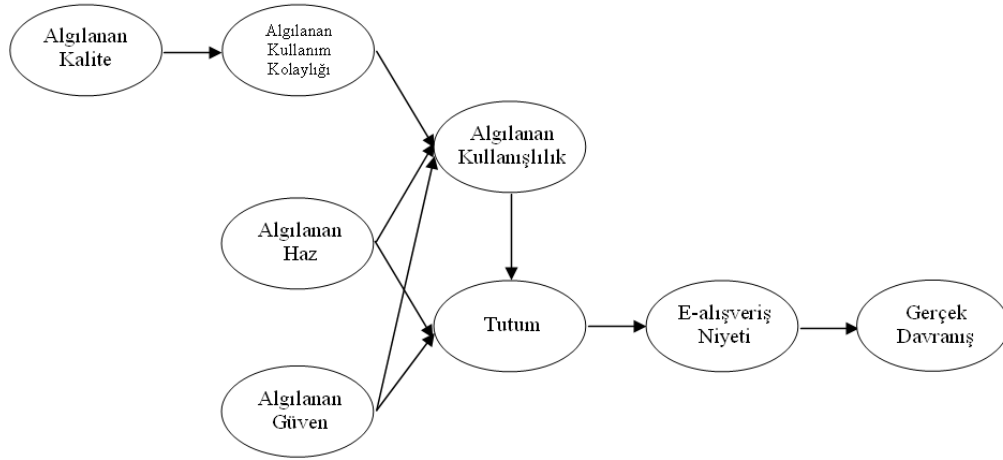
İstatistiksel araştırmalarda ölçmenin önemi, objektif kararlar verebilmenin temel dayanaklarını oluşturmasından kaynaklanmaktadır. Günümüzde ölçme yöntemine dayanmayan bir bilim dalı yoktur. Hemen hemen bütün bilim dallarının bir deneysel bir de kuramsal yönü vardır ve bu iki yönlü ilişki ölçme ile kurulmaktadır. Kuramsal bir yapının inşasında ölçme gerekmez, ancak inşa edilen kuramsal yapıdan çıkarılan

sonuçların, ilişkilerin pratikte doğruluğunun test edilmesi için ölçme gereklidir. O halde bilimlerde ölçme zorunluluğu, hem deneysel hem de kuramsal çalışmalarda gerçek durumlardaki gözlemlere dayanmak gereksiniminden doğmaktadır (Çömlekçi, 2000).

Bir durum, kişi, olay veya problem hakkında bilginin toplanmasında iki ana yaklaşım bulunmaktadır. Bu yaklaşımlar verinin elde edildiği kaynak temelli olarak birincil veri ya da ikincil veridir. İkincil veri ikincil kaynaklardan elde edilmektedir (örneğin; TÜİK). Birincil veri ise gözlemler, görüşmeciler veya anketler aracılığıyla doğrudan araştırmacı tarafından derlenen verilerdir (Hair, et al., 1998). Bu nicel araştırma çalışmasında birincil veri toplama metodu kullanılmıştır.

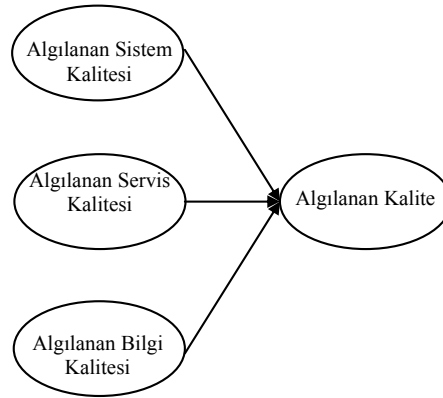
Ölçme araçları yardımıyla bir tek değişken değil, “tutum” gibi onlarca değişkenin bileşkesi olan, yani hemen kavranamayan, çözümü güç olan bir gizil değişkenin veya değişkenlerin ölçülmesi istenmektedir. E-ticarete ilişkin tüketicilerin tutumları, davranışları, niyetleri, vb. faktörler hakkında bilgi toplanması amacıyla bir ölçme aracı hazırlanmıştır.

Ölçme aracında yer alacak maddelerin belirlenmesinden önce, e-alışveriş konusunda niyet, tutum ve davranışı belirlediği düşünülen faktörler başlangıç olarak ele alınmıştır. Tüketicilerin e-ticarete ilişkin durumlarının belirlenmesi amacıyla birçok araştırmacı tarafından kullanılan ve uluslararası kabul görmüş TKM’ nin temel alındığı Şekil 6.5’ te verilen kuramsal modelin kapsamı azaltılarak Şekil 6.6’ da verilen “Genişletilmiş Online Alışveriş Kabul Modeli – GOAKM” araştırma modeli olarak benimsenmiştir. Modelde yer alan faktörlerin (gizil değişkenlerin) Algılanılan Kalite (Algılanılan Bilgi Kalitesi (ABK), Algılanılan Servis Kalitesi (ASV), Algılanılan Sistem Kalitesi (ASK)), Algılanılan Güven (AG), Algılanılan Kullanım Kolaylığı (PEU), Algılanılan Kullanışlılık (PU), Algılanılan Haz (AH), Tutum (AT), E-alışveriş Niyeti (EN)) ile Gerçek Davranış (GD) ve bu faktörler arasındaki nedensel ilişkilerin bireysel unsurları açıklayabileceği varsayılmıştır.



Şekil 6.6. Araştırma modeli: Genişletilmiş Online Alışveriş Kabul Modeli – GOAKM

Araştırma modelinde yer alan gizil değişkenlerden “Algılanan Kalite” dışındaki tüm gizil tek boyutlu olarak ele alınmıştır. Ancak “Algılanan Kalite” nin; ASK, ASV ve ABK alt gizil değişkenleri tarafından açıklandığı varsayılmıştır.



Şekil 6.7. Algılanılan kalite boyutu ve alt boyutları

GOAKM araştırma modeli kapsamında yer alan ölçme aracı e-ticaret konusunda yapılan pek çok çalışma sonucunda geliştirilmiştir. Ölçme aracının amacı, e-ticarete ilişkin Türkiye’ de tüketicilerin gerçek davranışını etkilediği düşünülen faktörlerin ve bu faktörler arasındaki ilişkilerin çok boyutlu olarak tespit edilmesidir. Ölçme aracında yer alan maddeler İngilizce Dili ve Edebiyatı konusunda eğitim görmüş iki kişi

tarafından Türkçe'ye çevrilmiştir. GOAKM maddelerin yazımında dilin basit ve doğrudan anlaşılır olmasına dikkat edilmiştir. Maddelerin en fazla 20 kelime olmasına dikkat edilerek, çevirisi 20 kelimedenden fazla tutan maddelerin anlam bütünlüğü bozulmadan kısaltılmıştır. Cümlelerin hepsi, daima, hiçbir, asla gibi sıkça kullanılan ve cevaplayıcıyı belirsizliğe götüren kelimeler kullanılmamıştır. Her madde tek bir düşünceyi içerecek şekilde yazılmıştır. Maddelerin hiçbirinde iki olumsuz ifade bir arada kullanılmamıştır. Algılanılan Bilgi Kalitesi (ABK) 3, Algılanılan Servis Kalitesi (ASK) 4, Algılanılan Sistem Kalitesi (ASK) 3, Algılanılan Güven (AG) 6, Algılanılan Kullanım Kolaylığı (PEU) 5, Algılanılan Haz (AH) 4, Algılanılan Kullanışlılık (PU) 4, Tutum (AT) 8, E- alışveriş Niyeti (EN) 4 ve Gerçek Davranış (GD) 2 madde ile ölçülmüştür. Ölçme aracında 5 düzeyli likert ölçeği benimsenmiştir. Ölçme aracının cevaplandırılmasında, maddelerin açıkladığı durumların, gösterilme derecesine göre "Tamamen Katılıyorum", "Katılıyorum", "Ne Katılıyorum Ne Katılmıyorum", "Katılmıyorum", "Kesinlikle Katılmıyorum" şeklinde düzenlenmiştir. Web üzerinden yayınlanan ölçme aracı faktörler itibarıyla düzenlenmiş bir biçimde ve uyarlandıkları kaynaklar belirtilerek Çizelge 6.3'te verilmiştir.

Çizelge 6.3. GOAKM’ de yer alan faktörler, maddeler ve uyarlandıkları kaynaklar

<i>Faktörler ve Maddeler</i>	<i>Uyarlandığı Kaynak</i>
<i>Faktör PU. Algılanan Kullanışlılık</i>	
<i>PU1.</i> E – alışveriş sitelerini kullanmak alışveriş performansımı artırır.	Davis, 1989; Moon and Kim, 2001; Chen and Gillenson, 2002; Shih, 2004; Klopping and McKinney, 2004; Hassanein and Head, 2006; Cry, et al., 2007; Smith, 2008.
<i>PU2.</i> E – alışveriş siteleri alışveriş yapmak için kullanışlıdır.	
<i>PU3.</i> E – alışveriş sitelerini kullanmak alışveriş etkinliğimi (seçim, karar vb.) artırır.	
<i>PU4.</i> E- alışveriş sitelerini kullanmak daha iyi satın alma kararı için bilgi sağlar.	
<i>Faktör PEU. Algılanan Kullanım Kolaylığı</i>	
<i>PEU1.</i> E – alışveriş sitelerinden alışveriş yapmayı öğrenmek kolaydır.	Davis, 1989; Moon and Kim, 2001; Chen and Gillenson, 2002; Shih, 2004; Klopping and McKinney, 2004; Yu, et al., 2005; Lim, et al., 2005; ; Hassanein and Head, 2006; Cry, et al., 2007; Smith, 2008.
<i>PEU2.</i> E – alışveriş siteleriyle karşılıklı etkileşimim açık ve anlaşılabilir.	
<i>PEU3.</i> E – alışveriş sitelerini kullanmak kolaydır.	
<i>PEU4.</i> E- alışveriş sitelerini kullanmada kendimi becerikli buluyorum.	
<i>PEU5.</i> E – alışveriş sitelerinde istediğimi bulmak benim için kolaydır.	
<i>Faktör AH. Algılanan Haz</i>	
<i>AH1.</i> E- alışveriş sitelerini kullanmak sinir bozucudur.	Lim, et al., 2005; Yu, et al., 2005; Hassanein and Head, 2006; Cry, et al., 2007; Lu, et al., 2008.
<i>AH2.</i> E- alışveriş sitelerini kullanarak alışveriş yapmak hoşuma gitmez.	
<i>AH3.</i> E- alışveriş sitelerini kullanmak eğlenceli değildir.	
<i>AH4.</i> E- alışveriş sitelerini kullanmak sıkıcıdır.	
<i>Faktör AT: Algılanılan Tutum</i>	
<i>AT1.</i> E – alışveriş sitelerini kullanmak bana zaman tasarrufu sağlar.	Taylor and Todd, 1995; Moon and Kim, 2001; Suh and Han, 2002; Shih, 2004; Yu, et al., 2005; Hsu, et al., 2006; Crespo and Rodriguez, 2008; Lian and Lin, 2008; Smith, 2008.
<i>AT2.</i> E – alışveriş sitelerinin kullanımı güvenli değildir.	
<i>AT3.</i> E – alışveriş siteleri benim kişisel gizliliğimi riske atar.	
<i>AT4.</i> E – alışveriş sitelerini kullanmak bana para tasarrufu sağlar.	
<i>AT5.</i> E – alışveriş sitelerini kullanmak sosyal iletişimimi kaybetmeme neden olur.	
<i>AT6.</i> E – alışveriş siteleri geleneksel mağazalardan daha çok ürüne sahiptir.	
<i>AT7.</i> E – alışveriş sitelerinin benim için yararlı (zaman, fiyat, karar vb.) olduğunu düşünüyorum.	
<i>AT8.</i> E- alışveriş hakkında pozitif (olumlu) düşünceye sahibim.	
<i>Faktör ABK: Algılanan Bilgi Kalitesi</i>	
<i>ABK 1.</i> Sunulan bilginin bütünlüğü e-alışveriş sitesini kullanma kararımı etkiler.	Liu and Arnett, 2000; Corbitt, et al., 2003; Shih, 2004; Kim, et al., 2008.
<i>ABK 2.</i> Sunulan bilginin anlaşılabilirliği e-alışveriş sitesini kullanma kararımı etkiler.	
<i>ABK 3.</i> Sunulan bilginin yeterliliği e-alışveriş sitesini kullanma kararımı etkiler.	
<i>Faktör ASV: Algılanan Servis Kalitesi</i>	
<i>ASV 1.</i> Ürünü teslim etme hızı e-alışveriş sitesini kullanma kararımı etkiler.	Liu and Arnett, 2000; Corbitt, et al., 2003; Shih, 2004.
<i>ASV 2.</i> Satın alınan ürünün iade etme kolaylığı e-alışveriş sitesini kullanma kararımı etkiler.	
<i>ASV 3.</i> Ödeme kolaylığı e-alışveriş sitesini kullanma kararımı etkiler.	
<i>ASV 4.</i> Kişisel bilgilerimin korunması e-alışveriş sitesini kullanma kararımı etkiler.	
<i>Faktör ASK: Algılanan Sistem Kalitesi</i>	
<i>ASK 1.</i> Web sitelerinin soru destekleme işlevi e-alışveriş yapma kararımı etkiler.	Liu and Arnett, 2000; Corbitt, et al., 2003; Shih, 2004.
<i>ASK 2.</i> Arama motorlarının işlevi e-alışveriş yapma kararımı etkiler.	
<i>ASK 3.</i> Ağ hızı e-alışveriş yapma kararımı etkiler.	

Çizelge 6.3. GOAKM' de yer alan faktörler, maddeler ve uyarlandıkları kaynaklar (devam)

<i>Faktör ve Maddeler</i>	<i>Uyarlandığı Kaynak</i>
Faktör AG: Algılanan Güven	
AG1. E – alışveriş sitelerini kullanılarak alışveriş yapmak güvenlidir. AG2. E – alışveriş sitelerini kullanmada kişisel bilgilerin saklanması önemlidir. AG3. Kredi kartı kullanarak e-alışveriş yapmada güvenlik önemlidir. AG4. E- alışveriş sitelerinin verilerine hiç kimse izinsiz olarak erişim sağlayamaz. AG5. E-alışveriş siteleri yeterli miktarda veri saklamada etkilidir. AG6. E-alışveriş sitelerini kullanmada servis sağlayıcı önemlidir.	Gefen, 2000; Corbitt, et al., 2003; Gefen and Straub, 2003; Pavlou, 2003; Yu, et al., 2005; Lim, et al., 2005; Kim, et al., 2008.
Faktör EN: E-Alışveriş Niyeti	
EN1. Mümkün olan en kısa zamanda e-alışveriş yapacağım. EN2. Gelecekte e-alışveriş yapma eğilimindeyim EN3. Gelecekte e-alışveriş yapmayı sürdüreceğim. EN4. Gelecekte düzenli olarak e-alışveriş yapacağım.	Moon and Kim, 2000; Chen, et al., 2002; Suh and Han; 2002; Wang and Head, 2007; Crespo and del Bosque, 2008; Kim, et al., 2008.
Faktör GD: Davranış	
URUN. Son bir yıl içinde internet üzerinden kaç kez ürün satın aldınız. YTLL. Son bir yıl içinde internet üzerinden yaptığımız alışverişlerde ne kadar para harcadınız.	Shih, 2004; Lim, et al., 2005.

6.4.4. Araştırmanın Hipotezleri

Pozitif bir bilimin amacı, gözlemler yardımıyla konusu olan olguları betimlemek, olgular arasındaki ilişkileri yine gözlemler yardımıyla sınamak ve çıkarsamada bulunmaktır (Çömlekçi, 2001). Çıkarsama amacının gerçekleştirilebilmesi için tasarlanmış her bilimsel araştırmanın ilk adımı bilimsel önermeler olmalıdır. Araştırma hipotezi olarak isimlendirilen söz konusu önermeler araştırmacının neyi aramakta olduğunu açıklamaktadır. Geliştirilmiş teorinin denetlenmesini sağlayan araştırma hipotezleri, aynı zamanda bilimsel araştırmaların temel gereksinimidir. Bu araştırma kapsamında formüle edilen araştırma hipotezleri yazın taraması temel alınarak oluşturulmuştur.

Tüketiciler genellikle web üzerinden alışveriş yaparken web sitelerinin kendilerini desteklemesini beklerler. Örneğin, hedeflenen ürünler ve servisler hakkında doğru ve ulaşılabilir bilgileri elde etmek tüketiciler için oldukça önemlidir. Bir web sayfasının kalite düzeyini değerlendirmede üç unsur bulunmaktadır, algılanan bilgi, servis ve sistem kalitesi. Bu üç yapı bir web sitesinin başarısını tanımlamaktadır.

Algılanan bilgi, servis ve sistem kalitesi e-alışveriş davranışını pozitif veya negatif olarak etkileyebilir. Yüksek kaliteli bilgi tüketiciler açısından algılanan riskin düzeyini azaltmaktadır. ABK, bilgi sistemlerinin çıktı kalitesi olarak göz önünde bulundurulmaktadır. Bilgi karakteristiklerini göstermek için kullanılmaktadır. Literatürde yapılan çalışmalarda sıklıkla bilgi sistemlerinin performansını ölçmek için bilgi kalitesi kullanılmıştır (Shih, 2004). E-alışveriş süresince firmalar ve tüketiciler internet üzerinden bilgi paylaşımı ve değişimi ile koordinasyon ve iletişim sağlamaktadır. ABK web üzerinden sunulan bilginin kalitesini tüketici merkezli olarak değerlendirmektedir. ABK' nın PU, PEU ve tutumu etkileyeceği varsayılmaktadır. ASV, Parasurman ve arkadaşları (1988) SERVQUAL olarak adlandırdıkları 45 maddelik bir ölçme aracı geliştirmişlerdir. Literatürde yapılan pek çok çalışmada bilgi sistemlerinin bilgi kalitesini ölçmek için SERVQUAL kullanılmıştır (Shih, 2004; Chang, et al., 2005). Deneysel sonuçlar servis kalitesinin bilgi sistemlerinin başarısının bir tanımı olduğunu göstermiştir (Liao and Cheung, 2002; Shih, 2004). Bir web sitesinin ASV' sinin PU, PEU, tutum ve niyetleri etkilediği varsayılmaktadır. ASK; sistem kalitesi bir bilgi sisteminin işlem karakteristiği olarak tanımlanmaktadır. Bir bilgi sisteminin destekleme fonksiyonları sistem kalitesi olarak ölçülmektedir. ASK' nın PU, PEU, tutum ve niyetleri etkilediği varsayılmaktadır (Shih, 2004; Chang, et al., 2005; Wang and Head, 2007).

H (1a): *E-ticarete ilişkin algılanan bilgi kalitesi, algılanan kullanım kolaylığı üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir.*

H (1b): *E-ticarete ilişkin algılanan servis kalitesi, algılanan kullanım kolaylığı üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir.*

H (1c): *E-ticarete ilişkin algılanan sistem kalitesi, algılanan kullanım kolaylığı üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir.*

Davis' in bulgularına göre PEU bir sistemin kullanımıyla pozitif olarak ilişkilidir. PEU ile kullanım niyeti arasında bir pozitif ilişki olduğu yapılan birçok çalışmada belirlenmiştir. Farklı çalışmalarda elde edilen sonuçlar PEU' nun etkisinin bilgi veya teknoloji sistemlerinin kullanımını artırdığı saptanmıştır (Shih, 2004).

H (2): *Algılanan kullanım kolaylığı, algılanan kullanılışlılık üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir.*

AH, bilgi sistemleri arařtırmalarına artan ilgi ile önemli bir rol oynamaktadır. E-ticarete ilişkin gerçek davranış niyeti üzerinde algılanan hazzın etkisi PU ve PEU ile tamamıyla aracılık etmektedir. AH, web sitelerini daha çekici yapmakta ve doğrudan kullanıcıların tutumlarını etkilemektedir. Bir web sitesine ilişkin tutum üzerinde hazzın pozitif etkisi birçok çalışmada ortaya konmuştur (Örneğin; Childers, et. al., 2001; Lee, et. al., 2005; Monsuwe, et. al., 2004, Hassanein and Head, 2007). Van der heijden (2003) hazzın, algılanılan kullanılışlılık gibi tutum üzerinde çok büyük bir etkiye sahip olduğunu bildirmiştir.

H (3a): *Algılanan alışveriş hazı, algılanan kullanılışlılık üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir.*

H (3b): *Algılanan alışveriş hazı, tutum üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir.*

Güven karmaşık ve çok boyutlu bir yapıdır. Geleneksel alışveriş yöntemlerinde risk oldukça düşük bir düzeye sahiptir ancak online alışverişte tüketiciler daha düşük bir güven düzeyine sahiptirler. Online alışverişte güven önemli bir rol oynamaktadır. Güven düzeyindeki artış doğrudan ve pozitif olarak e-alışveriş niyetini etkilemektedir. Klasik TKM ve güven arasındaki ilişkiler yazında yapılan çalışmalarda geniş bir biçimde tartışılmıştır. Başarılı e-alışveriş web siteleri teknolojik gelişmeler ve pazarlama faaliyetleri ile düşük düzeyde tüketici risk algısını ve yüksek düzeyde tüketici güvenini sağlamış kanallardır. Web üzerinden bir satıcıya olan güven kısa ve uzun dönemde PU etkilemektedir (Gefen, 2000; Corbitt, et al., 2003; Chang, et al., 2005; Wang and Head, 2007; Kim, et al., 2008).

H (4a): *Algılanan güven, algılanan kullanılışlılık üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir.*

H (4b): *Algılanan güven, tutum üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir.*

TKM' ye ilişkin deneysel ve uygulamalı arařtırmaların sonuçlarına göre, PU bir bilgi sisteminin kullanımı ve ona ilişkin kullanıcı tutumları ile pozitif olarak ilişkilidir (Shih, 2004; Lingyun and Dong, 2008). Bir web sitesi bir bilgi sistemi gibi ele alınabilir, web siteleri kullanıcılara bilgi sağlamaktadır. Bir web sitesi işlemlerin tamamlanmasında tüketicilere etkili bir biçimde yardım sağladığında, tüketiciler e-alışveriş gerçekleştirebilir. PU' nun algılanılan değeri (veya algılanılan faydası) e-alışverişin tüketiciler açısından etkinliliğini tanımlamaktadır.

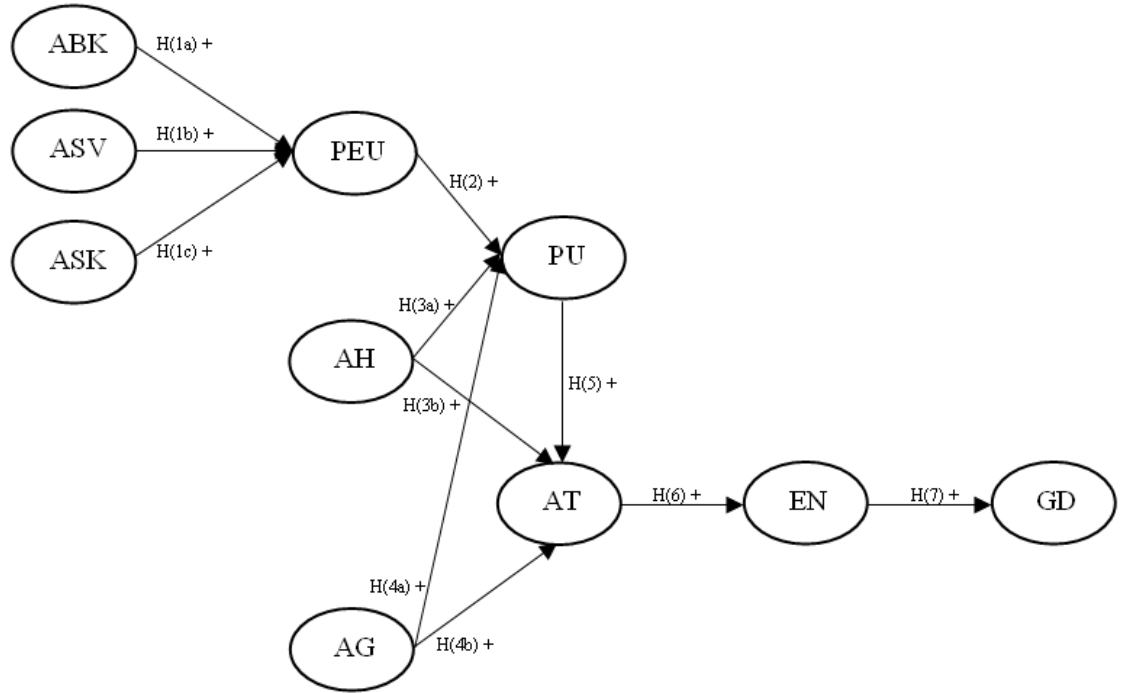
H (5): *Algılanan kullanılışlılık, tutum üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir.*

PDK' ya göre bir davranışa ilişkin bireysel tutumlar davranışın sonuçları hakkındaki bireysel duygu inançları tarafından tanımlanmaktadır. Klasik TKM ve PDK' da tutumların bilgi sistemleri kullanımındaki davranış niyetlerini etkileyeceği beklenmektedir. Bilgi teknolojilerini kullanmaya ilişkin tutum, teknoloji kullanımının bir potansiyel kullanıcı açısından arzu edilebilir sonuçların değerlendirilmesinde kullanılmakta ve teknolojinin bireysel kullanımının kestiricisi olarak ele alınmaktadır (Davis, et al., 1989). E-alışverişe ilişkin bireysel niyetler kullanıcı kabulünü etkilemektedir.

H (6): *Bireysel tutumlar, e-alışveriş niyeti üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir.*

H (7): *E-alışveriş niyeti, e-alışveriş davranışını pozitif olarak etkiler.*

Araştırma hipotezlerinin tümü ve nedensel ilişkiler Şekil 6.8' de yer alan "GOAKM" da gösterilmiştir.



Şekil 6.8. GOAKM ilişkin hipotezler

6.4.5. Ölçüm Modelinin Oluşturulması, Ölçüm Modelinin Ayırıcı Geçerliliği ve Güvenirliliği

Verilerin analiz edilmesinde LISREL 8.7 hazır yazılımı kullanılmıştır. LISREL 8.7' de söz diziminde kullanılan komutlar ayrıntısıyla Ek III' te verilmiştir. Araştırmanın amaçlarına ulaşmak üzere öncelikle ölçüm modeli analiz edilmiştir. İstatistiksel olarak uygun ölçüm modelinin geliştirilmesinden sonra, önerilen kuramsal modeldeki nedensel ilişkilerin belirlenmesi için LISREL hazır yazılımı ile analizler yapılmış ve kuramsal model test edilmiştir. Kuramsal modele ilişkin formüle edilen hipotezler için istatistiksel kararlar verilerek, sonuçlar yazın taraması kapsamında elde edilen bilgiler doğrultusunda tartışılmıştır.

YEM' in gerçek değeri ölçüm ve yapısal modellerin eş zamanlı kullanılmasıyla ortaya çıkmaktadır. Bunlar tüm analizlerde farklı roller üstlenmektedir. Her iki modelin doğru olarak belirlenmesi ve sonuçlarının geçerli olması gerekmektedir. YEM

analizinde bütünsel olarak yedi aşamalı bir süreç kullanılmaktadır. YEM' deki bu yedi aşama; (1) kuramsal modelin geliştirilmesi, (2) nedensel ilişkilerin gösterilmesi için bir path diyagramının kurulması, (3) path diyagramının ölçüm ve yapısal modellere çevrilmesi, (4) önerilen modelin giriş matrisi türü ve tahmin sürecinin seçilmesi, (5) yapısal modelin tanımlanmasının belirlenmesi, (6) uyum iyiliği ölçütlerinin değerlendirilmesi, (7) modelin yorumlanması ve değiştirilmesidir.

YEM' de kullanılan çeşitli istatistiksel metotlar (EO, GEKK ve Tam bilgili EO, vb.) çok değişkenli normallik varsayımı altında kullanılmaktadır. Analiz aşamasında kullanılacak verinin kuramsal dağılım biçiminin belirlenmesi kullanılacak tahmin metodunun seçimi için oldukça önemli bir konudur (Jöreskog, 2006). YEM' de verinin çok değişkenli normal dağılıma sahip olmadığı durumda, AEKK, Robust EO veya Diyagonal AEKK metotlarından birinin kullanılması gerekmektedir. Rassal olarak oluşturulan araştırma örnekleminin büyük örneklem niteliğine sahip ($n \geq 30$) olması ile birlikte, tutum ölçme araçlarının ana kütle bazında normalliğini istatistiksel olarak belirlemek için bireylere ilişkin toplam puanlardan hareketle Kolmogorov-Smirnov ve Anderson-Darling uyum iyiliği sınamaları yapılarak belirlenmektedir. Ancak bu uyum iyiliği sınamaları çok değişkenli normalliğin değerlendirilmesine imkân vermemektedir. Bu nedenle tutum maddelerinin normalliğinin ve çok değişkenli normalliğin saptanmasında Mardia' nın çarpıklık ve basıklık katsayıları kullanılarak tek değişkenli ve çok değişkenli normallik testleri yapılmıştır. Elde edilen istatistiksel sonuçlar sırasıyla Çizelge 6.4 ve Çizelge 6.5' te verilmiştir. Yapılan analizler sonucunda veri setinin çok değişkenli normallik varsayımını gerçekleştirmediği belirlenmiştir ($p < 0.05$). Her bir değişken standartlaştırıldıktan sonra (normal skorlar) Mardia çok değişkenli normallik testi tekrarlanmış bu durumda da veri setinin çok değişkenli normallik varsayımını sağlayamadığı bulunmuştur ($p < 0.05$). Mardia' nın görelî çok değişkenli basıklık ölçüsü 1.24 olarak hesaplanmıştır. Bu bilginin ışığında DFA ve YEM' de AEKK için elde edilen matris diyagonal olmadığından tahmin metodu olarak Robust EO tahmin metodu kullanılmıştır.

Çizelge 6.4. Sürekli değişkenler için tek değişkenli normallik testi

Değişken	Çarpıklık		Basıklık		Çarpıklık ve Basıklık	
	Z-Değeri	p	Z-Değeri	p	Ki-Kare	p
PU1	-2.397	0.017	-3.607	<0.001	18.755	<0.001
PU2	-3.829	<0.001	-1.131	0.258	15.940	<0.001
PU3	-3.538	<0.001	-5.338	0.000	41.017	<0.001
PU4	-5.076	<0.001	-4.352	0.000	44.708	<0.001
PEU1	-6.095	<0.001	0.915	0.360	37.992	<0.001
PEU2	-1.389	0.165	-2.288	0.022	7.165	0.028
PEU3	-5.781	<0.001	1.910	0.056	37.070	<0.001
PEU4	-5.886	<0.001	-0.736	0.462	35.184	<0.001
PEU5	-5.179	<0.001	0.604	0.546	27.184	<0.001
AH1	-7.580	<0.001	3.084	0.002	66.974	<0.001
AH2	-4.515	<0.001	-5.290	<0.001	48.376	<0.001
AH3	-5.524	<0.001	-1.463	0.143	32.655	<0.001
AH4	-7.293	<0.001	1.233	0.218	54.710	<0.001
ABK1	-8.269	<0.001	2.813	0.005	76.292	<0.001
ABK2	-9.036	<0.001	4.082	<0.001	98.306	<0.001
ABK3	-9.272	<0.001	4.376	<0.001	105.125	<0.001
ASV1	-9.681	<0.001	4.388	<0.001	112.977	<0.001
ASV2	-11.321	<0.001	5.717	<0.001	160.837	<0.001
ASV3	-10.357	<0.001	4.724	<0.001	129.580	<0.001
ASV4	-12.458	<0.001	6.578	<0.001	198.475	<0.001
ASK1	-5.910	<0.001	0.740	0.460	35.475	<0.001
ASK2	-4.797	<0.001	-1.714	0.086	25.955	<0.001
ASK3	-4.686	<0.001	-3.270	0.001	32.653	<0.001
AG1	-0.347	0.728	-1.634	0.102	2.791	0.248
AG2	-12.820	<0.001	6.989	<0.001	213.202	<0.001
AG3	-14.110	0.000	7.975	<0.001	262.694	<0.001
AG4	0.339	0.734	-6.003	<0.001	36.155	<0.001
AG5	-1.419	0.156	-0.346	0.729	2.133	0.344
AG6	-5.594	<0.001	0.351	0.725	31.421	<0.001
EN1	0.995	0.320	-4.892	<0.001	24.926	<0.001
EN2	-3.391	0.001	-4.753	<0.001	34.087	<0.001
EN3	-3.348	0.001	-5.222	<0.001	38.479	<0.001
EN4	1.083	0.279	-5.271	<0.001	28.956	<0.001
AT1	-6.058	<0.001	-0.461	0.645	36.916	<0.001
AT2	-0.201	0.841	-1.249	0.212	1.601	0.449
AT3	-0.302	0.763	-1.913	0.056	3.752	0.153
AT4	-1.630	0.103	-2.151	0.031	7.284	0.026
AT5	-2.971	0.003	-5.480	<0.001	38.856	<0.001
AT6	-1.744	0.081	-4.590	<0.001	24.110	<0.001
AT7	-2.569	0.010	-2.578	0.010	13.243	0.001
AT8	-3.078	0.002	-3.944	<0.001	25.026	<0.001
URUN	4.954	<0.001	-17.008	<0.001	313.826	<0.001
YTL	-2.448	<0.001	-62.513	<0.001	3913.808	<0.001

Çizelge 6.5. Sürekli değişkenler için çok değişkenli Mardia' nın çarpıklık ve basıklık katsayıları ve normallik testi

Çarpıklık			Basıklık			Çarpıklık ve Basıklık	
Değer	Z-Değeri	p	Değer	Z-Değeri	p	Ki-Kare	p
309.517	71.269	< 0.001	2390.229	33.598	0.000	6208.087	< 0.001

Gizil Değişkenli Ölçüm Modelinin Kurulması

Araştırma kapsamında kullanılan GOAKM' nin istatistiksel olarak modellenmesinde iki aşamalı bir süreç izlenmiştir. YEM' de bir modelin iki kısımdan oluştuğu ve bu kısımlara ilişkin tanımlamalar daha önce Bölüm 2' de aktarılmıştır. Bunlar ölçüm ve yapısal modellerdir. YEM' de analiz aşamasında farklı iki yol izlenerek bütünlük modelin uyumu ve ilgili testleri yapılmaktadır. İki aşamalı ve tek aşamalı analiz yaklaşımı olarak tanımlanan bu yaklaşımlar, modelin bütünsel olarak nasıl analiz edileceğini açıklamaktadır. Tek aşamalı yaklaşımda önsel olarak oluşturulan kuramsal araştırma modelinin tüm unsurları (yapısal ve ölçüm kısımları) aynı anda analiz safhasına ilave edilerek YEM ilişkin sonuçların tamamının elde edilmesi sağlanır. İki aşamalı yaklaşımda ise ölçüm ve yapısal model ayrı ayrı test edilmektedir. Bu yaklaşımda öncelikle ölçme modelinin kabul edilebilir uyum değerlerini üretecek şekilde düzeltme ölçütleri kullanılarak geliştirilmesine çalışılmaktadır. Ölçüm modelinin uygunluğu istatistiksel olarak değerlendirildikten sonra yapısal modele ilişkin analizlerin yapılması için ikinci aşamaya geçilmektedir (Loehlin, 2004). İki aşamalı yaklaşım DFA olarak ele alınabilir. Öncelikle ölçme modelinin istatistiksel uygunluğunun değerlendirilebilmesi için tam modelden başlayarak uygun modelin elde edilmesine kadar analizler yinelenmiştir. Ölçüm Modeli I olarak tanımlanan modele; ABK, ASV, ASK, AH, AG, PEU, PU, AT, EN ve GD gizil değişkenleri (faktörler) ve bunları açıkladığı düşünülen maddelerin tamamı dâhil edilerek DFA gerçekleştirilmiştir. Analiz sonucunda elde edilen sonuçlar Çizelge 6.6 ve 6.7' de verilmiştir.

Ölçüm Modeli I' in güvenilirliğini belirlemek amacıyla öncelikle *Cronbach's α* katsayısı hesaplanmıştır. Modeli açıkladığı varsayılan 10 faktördeki 43 tutum maddesi için güvenilirlik katsayısı $\alpha = 0.96$ olarak hesaplanmış ve bu değer ölçme aracının oldukça yüksek düzeyde güvenilir olduğunu istatistiksel olarak açıklamıştır. Madde ortalamalarının eşitliğini test eden Hotelling T^2 testine göre, $p < 0.001$ olarak hesaplanmıştır. Bu sonuç madde ortalamaları arasındaki farklılığın anlamlı olduğunu ifade etmekte ve böylelikle istatistiksel olarak en az iki ortalama arasında farklılık olduğu belirlenmiştir.

Çizelge 6.6. Ölçüm Modeli I için DFA sonuçları, güvenilirlik, ortalama ve standart sapma değerleri

Faktörler / Maddeler	Standartlaştırılmış Yükler	t-değeri	Cronbach's α	R^2	Ortalama	SS
Faktör ABK.			0.95			
ABK 1.	0.88	22.43		0.77	3.84	0.99
ABK 2.	0.96	23.60		0.92	3.94	0.95
ABK 3.	0.95	23.59		0.89	3.95	0.96
Faktör ASV.			0.93			
ASV 1.	0.89	20.73		0.79	4.10	0.96
ASV 2.	0.90	19.74		0.81	4.24	0.96
ASV 3.	0.87	20.12		0.76	4.14	0.98
ASV 4.	0.84	16.81		0.70	4.34	0.98
Faktör ASK.			0.78			
ASK 1.	0.78	18.69		0.61	3.55	0.97
ASK 2.	0.78	21.10		0.60	3.50	1.03
ASK 3.	0.66	15.79		0.43	3.62	1.07
Faktör AH.			0.91			
AH 1.	0.73	16.02		0.53	3.75	0.92
AH 2.	0.85	30.88		0.73	3.39	1.20
AH 3.	0.89	27.35		0.80	3.50	1.05
AH 4.	0.90	25.20		0.80	3.67	1.04
Faktör AG.			0.86			
AG 1.	0.56	11.71		0.32	2.82	0.97
AG 2.	0.54	8.56		0.29	4.36	0.97
AG 3.	0.53	8.51		0.28	4.49	0.94
AG 4.	0.51	12.30		0.26	3.12	1.17
AG 5.	0.57	12.23		0.32	3.12	0.97
AG 6.	0.47	8.96		0.22	3.75	0.98
Faktör PEU.			0.83			
PEU 1.	0.74	18.67		0.55	3.56	0.97
PEU 2.	0.69	18.30		0.48	3.13	0.99
PEU 3.	0.72	16.72		0.51	3.60	0.89
PEU 4.	0.75	20.63		0.56	3.63	1.07
PEU 5.	0.66	15.37		0.43	3.61	0.97
Faktör PU.			0.85			
PU 1.	0.77	23.02		0.59	3.11	1.05
PU 2.	0.79	21.87		0.63	3.31	0.98
PU 3.	0.79	24.82		0.63	3.37	1.11
PU 4.	0.72	20.57		0.52	3.57	1.14
Faktör AT.			0.86			
AT 1.	0.73	19.47		0.53	3.66	1.05
AT 2.	0.58	12.80		0.34	2.94	0.98
AT 3.	0.52	11.69		0.27	2.87	0.99
AT 4.	0.66	17.69		0.44	3.09	0.98
AT 5.	0.37	8.36		0.14	3.23	1.14
AT 6.	0.58	14.49		0.34	3.33	1.01
AT 7.	0.86	28.00		0.74	3.36	1.02
AT 8.	0.92	35.51		0.85	3.39	1.11
Faktör EN.			0.94			
EN 1.	0.79	24.09		0.62	2.85	1.10
EN 2.	0.92	33.95		0.85	3.27	1.14
EN 3.	0.96	37.60		0.91	3.28	1.16
EN 4.	0.87	29.66		0.75	2.93	1.10
Faktör GD.			0.90			
URUN.	0.92	37.31		0.84	2.57	1.49
YTL.	0.89	40.69		0.79	2.8234	1.64

Çizelge 6.7. Ölçüm Modeli I için uyum ölçütleri

Uyum Ölçüsü	Değeri	Uyum
χ^2	3477.79	Red
$\chi^2 / (sd=815)$	4.28	Red
RMSEA	0.064	Kabul Edilebilir
Yakın uyum testi için p değeri ($RMSEA < 0.05$)	< 0.001	Red
SRMR	0.067	Kabul Edilebilir
NFI	0.97	İyi Uyum
NNFI	0.97	İyi Uyum
CFI	0.98	İyi Uyum
GFI	0.79	Red
AGFI	0.76	Red
AIC – Model	3739.79 > 1892.00*	Red
CAIC -Model	83190.40 > 7006.91*	Red
ECVI	6.18 > 3.13*	Red

* Doymuş modellerin ilgili değerleri ile karşılaştırılmıştır.

LISREL 8.72 ile hesaplanan uyum iyiliği istatistikleri Çizelge 6.7’ de gösterilmiştir. Çizelgede yer almayan uyum ölçütlerinden biri araştırma örnekleminin yeterliliğinin değerlendirildiği “kritik N” (Critical N-CN) değeridir. YEM’ de 200 ve daha üstü bir değer kritik N istatistiği açısından yeterli model uygunluğu göstergesi olarak kabul edilmektedir (Bollen, 1989). CN, model uygunluğunun ötesinde örneklem sayısının yeterliliğini değerlendirilmekte kullanılmaktadır (Jöreskog and Sörbom, 1996). Ölçüm Modeli I için kritik N değeri 239.24 olarak hesaplanmıştır. Bu değer araştırmada kullanılan 606 birimlik örneklemin yeterli olduğunu göstermektedir. Ölçüm Modeli I için elde edilen bulgular doğrultusunda, gözlenen varyans-kovaryans matrisinin ana kütle boyutunda varyans-kovaryans matrisine eşit olmadığı belirlenmiştir. Ölçüm modelinin örneklem verisine uygunluk göstermediğine karar verilerek LISREL 8.72 tarafından önerilen düzeltme indeksleri kullanılarak Ölçüm Modeli II’ ye geçilmiştir. Düzeltme indeksleri iki kısım olarak ele alınmıştır. Birinci kısımda bulunan düzeltme indeksleri gözlenen değişkenler ile gizil değişkenler arasındaki ilişkileri göstermektedir. Bir gizil değişken ile ilişkili olmayan bir veya daha fazla başka gizil değişken(ler) altında tanımlanmış gözlenen değişkenin(lerin) bu gizil değişkenle ilişkilendirildiğinde model uyumunun değerlendirilmesi için hesaplanacak Ki-kare değerindeki düşüşü göstermektedir. İkinci kısımda yer alan düzeltme indeksleri gözlenen değişkenlere ait hata terimleri arasındaki önerilen ilişkileri içermektedir

(Jöreskog and Sörbom, 2005). YEM' in temel varsayımlarından biri değişkenlere ilişkin hataların birbirinden bağımsız olmasıdır (Bollen, 1989). Bu konu Bölüm 2, 3, 4 ve 5' te aktarılmıştır. Değişkenlerin hataları birbiriyle ilişkili olduğunda, her bir gizil değişkenin kuramsal yapısının bozulduğu ve ölçüm modelini oluşturan gizil değişkenlerin birbirinden bağımsız olmadığı sonucu ortaya çıkmaktadır (Jöreskog and Sörbom, 2005). Ölçüm Modeli II' nin geliştirilmesinde öncelikle gözlenen değişkenlerin birbiriyle ilişkili olduğunu gösteren düzeltme indeksleri kullanılmıştır.

Tek boyutluluk yapısının ve hataların birbirinden bağımsız olduğu varsayımının bozulmasına neden olduğundan, hataları ilişkili olan indekslerden Ki-kare değerinin azalmasına en büyük katkıyı yapan gözlenen değişkenler sırasıyla modelden çıkartılmıştır. ASV4' ün hata teriminin AG2, AG5, AT3, ASV1 ve ASV3' ile, AG1' in hata teriminin ASV3, ASV4, AH2 ve AH3 ile, AG2' nin hata teriminin ABK3, ASV4, AG1 ve ASV3 ile, PEU3' un hata teriminin ASV4, ASK3, AH1, AH2, AG1, AG2, PEU5, PU3 ve AT8 ile, PU3' un hata teriminin PEU1, AH1, AH2, ASK3 ve AT8 ile ve son olarak AT3' un hata teriminin ABK1, ABK3, ASV1, ASV3, ASV4, AG1, AG2, AG4, AG5, PU2, PU4, AT1, AT2, AT4 VE AT7' nin hata terimleriyle ilişkili olmasından dolayı modelden çıkartılmıştır. Özetle Ölçüm Modeli I' de yer alan ASV4, AG1, AG2, PEU3, PU3 ve AT2 gözlenen değişkenlerine ait hatalar modelde yer alan diğer pek çok değişkenin hatasıyla yüksek düzeyde ilişkili olduğu ve klasik YEM varsayımlarının bozulmasına neden olduğu için modelden tamamen çıkartılarak, Ölçüm Modeli II' nin istatistiksel uygunluğu araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlar sırasıyla Çizelge 6.9 ve 6.10' da gösterilmiştir.

Ölçüm Modeli I için gerçekleştirilen tüm analiz aşamaları yinelenerek Ölçüm Modeli II elde edilmiştir

Çizelge 6.8. Ölçüm Modeli II için DFA sonuçları

Faktörler / Maddeler	Standartlaştırılmış Yükler	t-değeri	Cronbach's α	R^2
Faktör ABK.			0.95	
ABK 1.	0.88	22.41		0.77
ABK 2.	0.96	23.64		0.92
ABK 3.	0.95	23.64		0.89
Faktör ASV.			0.92	
ASV 1.	0.90	21.00		0.80
ASV 2.	0.90	20.04		0.81
ASV 3.	0.86	19.76		0.74
Faktör ASK.			0.78	
ASK 1.	0.78	18.65		0.61
ASK 2.	0.78	21.23		0.61
ASK 3.	0.65	15.61		0.43
Faktör AH.			0.91	
AH 1.	0.73	15.99		0.53
AH 2.	0.85	30.87		0.73
AH 3.	0.89	27.36		0.80
AH 4.	0.90	25.15		0.80
Faktör AG.			0.80	
AG 3.	0.30	5.16		0.09
AG 4.	0.70	16.84		0.50
AG 5.	0.80	17.67		0.64
AG 6.	0.40	7.43		0.16
Faktör PEU.			0.80	
PEU 1.	0.68	15.56		0.46
PEU 2.	0.68	17.96		0.46
PEU 4.	0.76	20.14		0.58
PEU 5.	0.67	15.47		0.45
Faktör PU.			0.85	
PU 1.	0.75	21.26		0.56
PU 2.	0.81	22.45		0.66
PU 4.	0.68	18.09		0.46
Faktör AT.			0.85	
AT 1.	0.73	19.65		0.53
AT 2.	0.56	11.99		0.31
AT 4.	0.67	17.92		0.45
AT 5.	0.36	8.06		0.13
AT 6.	0.59	14.74		0.35
AT 7.	0.87	28.36		0.75
AT 8.	0.92	35.44		0.85
Faktör EN.			0.94	
EN 1.	0.79	24.03		0.62
EN 2.	0.92	34.04		0.85
EN 3.	0.96	37.58		0.91
EN4.	0.87	29.63		0.75
Faktör GD.			0.90	
URUN.	0.92	37.17		0.84
YTL.	0.89	40.79		0.79

Çizelge 6.9. Ölçüm Modeli II için uyum ölçütleri

Uyum Ölçüsü	Değeri	Uyum
χ^2	1675.81	Kabul Edilebilir
$\chi^2 / (sd=815)$	2.90	Kabul Edilebilir
RMSEA	0.05	Kabul Edilebilir
Yakın uyum testi için p değeri ($RMSEA < 0.05$)	0.00016	Red
SRMR	0.056	Kabul Edilebilir
NFI	0.97	İyi Uyum
NNFI	0.97	İyi Uyum
CFI	0.98	İyi Uyum
GFI	0.87	Red
AGFI	0.84	Red
AIC – Model	1913.81 > 1406.00*	Red
CAIC -Model	2557.23 < 5207.04*	Kabul
ECVI	3.16 > 2.32*	Red

* Doymuş modellerin ilgili değerleri ile karşılaştırılmıştır.

Ölçüm Modeli II' in güvenilirliğini belirlemek amacıyla hesaplanan güvenilirlik katsayısı $\alpha = 0.96$ olarak hesaplanmıştır. Ölçüm Modeli II için hesaplanan uyum ölçütleri göz önüne alındığında modelin kuramsal yapısı itibariyle istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Ancak modele ilişkin önerilen düzeltme indisleri ve path katsayıların anlamlılıkları dikkate alındığında; AG3, AG6 ve AT5 ait path katsayılarının anlamlı olmadığı ($p > 0.05$) ve PU5, PEU4, AH1, AT5, AT8 ve EN3 gözlenen değişkenlerinin hata terimlerinin yüksek derecede ilişkili olmasından dolayı modelden çıkartılmıştır. Bu gözlenen değişkenler (maddeler) modelden çıkartılarak Ölçüm Modeli III elde edilmiştir. Ölçüm Modeli III' e ilişkin sonuçlar Şekil 6.9, Çizelge 6.10 ve 6.11' de verilmiştir.

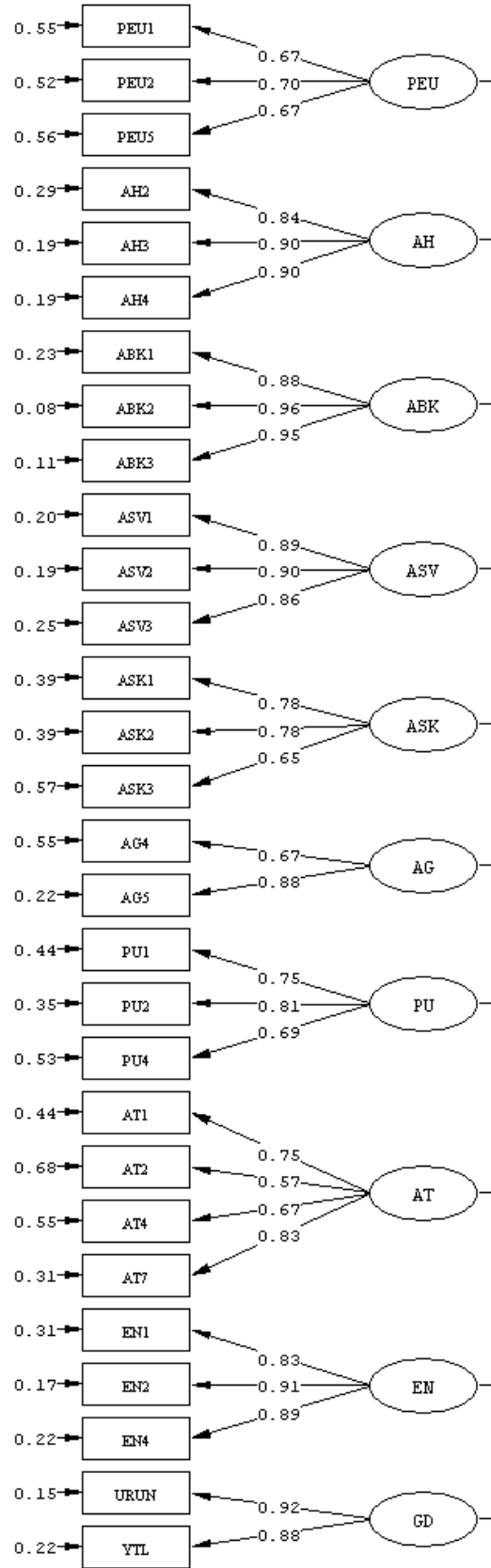
Çizelge 6.10. Ölçüm Modeli III için DFA sonuçları

Faktörler / Maddeler	Standartlaştırılmış Yükler	t-değeri	Cronbach's α	R^2
Faktör ABK.			0.95	
ABK 1.	0.88	22.41		0.77
ABK 2.	0.96	23.64		0.92
ABK 3.	0.95	23.64		0.89
Faktör ASV.			0.92	
ASV 1.	0.90	20.93		0.80
ASV 2.	0.90	20.06		0.81
ASV 3.	0.86	19.82		0.75
Faktör ASK.			0.78	
ASK 1.	0.78	18.64		0.61
ASK 2.	0.78	21.24		0.61
ASK 3.	0.65	15.54		0.43
Faktör AH.			0.91	
AH 2.	0.84	29.50		0.71
AH 3.	0.90	27.51		0.81
AH 4.	0.90	25.05		0.81
Faktör AG.			0.70	
AG 4.	0.67	14.10		0.45
AG 5.	0.88	15.79		0.78
Faktör PEU.			0.72	
PEU 1.	0.67	14.87		0.45
PEU 2.	0.70	17.80		0.48
PEU 5.	0.67	14.83		0.44
Faktör PU.			0.79	
PU 1.	0.75	21.21		0.56
PU 2.	0.81	22.37		0.65
PU 4.	0.69	18.38		0.47
Faktör AT.			0.79	
AT 1.	0.75	20.02		0.56
AT 2.	0.57	11.82		0.32
AT 4.	0.67	17.69		0.45
AT 7.	0.83	25.04		0.69
Faktör EN.			0.91	
EN 1.	0.83	26.28		0.69
EN 2.	0.91	33.39		0.83
EN4.	0.89	31.45		0.78
Faktör GD.			0.90	
URUN.	0.92	37.05		0.85
YTL.	0.88	39.68		0.78

Çizelge 6.11. Ölçüm Modeli III için uyum ölçütleri

Uyum Ölçüsü	Değeri	Uyum
χ^2	694.29	İyi Uyum
$\chi^2 / (sd=332)$	2.09	Kabul Edilebilir
RMSEA	0.03	İyi Uyum
Yakın uyum testi için p değeri ($RMSEA < 0.05$)	1.00	İyi Uyum
SRMR	0.035	İyi Uyum
NFI	0.99	İyi Uyum
NNFI	0.99	İyi Uyum
CFI	0.99	İyi Uyum
GFI	0.93	Kabul Edilebilir
AGFI	0.90	İyi Uyum
AIC – Model	870.00 < 897.02*	Kabul
CAIC -Model	1453.93 < 3221.99*	Kabul
ECVI	1.48 > 1.44*	Red

* Doymuş modellerin ilgili değerleri ile karşılaştırılmıştır.



Şekil 6.9. Ölçüm Modeli III' ün path diyagramı ile gösterimi

Ölçüm Modeli III sonuç ölçüm modeli olarak tanımlanmıştır. Çizelge 6.10 ve 6.11 elde edilen bulgular bütünsel olarak ölçme modelinin istatistiksel olarak anlamlı ve uygun bir model olduğunu göstermektedir. Ölçme modelinde yer alan her bir gözlenen değişkenin sahip olduğu tahmin edilen path katsayıları kuram doğrultusunda doğru işarete sahip olmakla birlikte istatistiksel olarak ta anlamlı bulunmuştur. Çizelge 6.11’ de verilen uyum ölçütleri incelendiğinde betimleyici uygunluk ölçüleri RMSEA, SRMR; model karşılaştırmasını temel alan NFI, NNFI, CFI, GFI ve AGFI; model tutarlılığını temel alan betimleyici ölçüler AIC ve CAIC Ölçüm Modeli III’ ün uygun model olduğunu istatistiksel olarak belirtmektedir. Yalnızca EVCI önerilen modelin doymuş modelden daha kötü bir model olduğunu, doymuş modelin kullanılması gerektiği yönünde kanıt sunmuştur.

Elde edilen bilgilerin ışığında Ölçüm Modeli III’ un ayırdedici geçerliliği ve güvenilirliği araştırılmıştır.

Ölçüm Modeli III’ un ayırdedici geçerliliği ve güvenilirliği

Ölçme modelinin güvenilirliğinin değerlendirilmesinde klasik güvenilirlik ölçütü olan Cronbach’s alfa katsayısı ile modele ilişkin bütünleşik güvenilirlik katsayısı kullanılmıştır. Sonuç ölçme aracında yer alan 10 gizil faktör ve bunları açıkladığı kabul edilen 29 madde kullanılarak yapılan güvenilirlik analizi sonucunda ölçme modelinin güvenilirliği 0.94 olarak belirlenmiştir. Bu değer ölçme modelinin yüksek derecede oldukça güvenilir olduğunu göstermektedir. Madde ortalamalarının eşitliğini test eden Hotelling T^2 testine göre, $p < 0.001$ olarak hesaplanmıştır. Bu sonuç madde ortalamaları arasındaki farklılığın yüksek düzeyde anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Çizelge 6.13 incelendiğinde gizil değişkenlerin oldukça güvenilir olduğu belirlenmiştir. Bu güvenilirlik katsayısı örneklem regresyon doğrusunun verilere ne kadar iyi uyduğunu gösteren özet bir ölçüdür. Bu klasik regresyon modellerinde doğrusal modelin uyum iyiliğinin değerlendirilmesinde en yaygın olarak kullanılan ölçüdür. Elde edilen sonuçlar ölçümlerin yüksek derecede anlamlı ve ölçme aracında yer alan her bir gizil

değişkene ait maddelerin güvenilirlik değerlerinin yeterli olduğunu göstermektedir (Steenkamp and Trijp, 1991; SSICENTRAL, 2007).

Çizelge 6.12. Ölçüm Modeli III' te yer alan gizil değişkenlerin güvenilirlikleri

Gizil Değişkenler	Güvenirlik
ABK	0.95
ASV	0.92
ASK	0.78
AH	0.91
AG	0.76
PEU	0.72
PU	0.79
AT	0.70
EN	0.91
GD	0.90

Modelin ayırdedici geçerliliğinin değerlendirilmesinde ölçme modelinde yer alan tüm gizil değişkenlerin aynı yapıları ölçüp ölçmediğinin belirlenmesi için gizil değişkenler ikişerli kümeler halinde analizlenerek ilgili sonuçlar elde edilmiştir (Jöreskog, 1993; Zabkar, 2000; Browne, 2006). Ayırdedici geçerlik farklı yapılardaki ölçümlerin diğer yapılardan yeterince ayırt edilme derecelerini göstermektedir. (Li, et al, 2006). Gizil yapıların ayırdedici geçerliliği test edilirken iki model tanımlanmaktadır. Birinci model (Model A) gizil değişkenler arasındaki tahmin edilen path katsayıları sınırlandırılmış olarak modele dâhil edilmektedir. İkinci modelde ise (Model B) her hangi bir kısıtlama olmaksızın analiz edilir. Bu iki modele ilişkin elde edilen ki-kare değerleri arasındaki fark kullanılarak, gizil değişkenlerin ayırdedici geçerlilikleri tartışılır. Bölüm 5.8.1' de ki-kare fark testi tanımlanmış ve spesifik bir modelin (örneğin, path katsayılarının 1' e eşit olduğu, vb.) ki-kare değeri ile her hangi bir kısıtlamanın olmadığı modelin ki-karesi arasındaki farkında ki-kare dağılacağı aktarılmıştır (Bollen, 1989; Jöreskog, 1993). LISREL ile ayırdedici geçerlilik testlerini gerçekleştirilmesinde Model A' ların önerilen ölçme aracının tek boyutlu olduğu ifade edilmektedir (SSICENTRAL, 2007). Bu durumda;

H_0 : Ölçüm modeli tek boyutlu bir yapıya sahiptir.

H_1 : Ölçüm modeli tek boyutlu bir yapıya sahip değildir

şeklinde yokluk ve alternatif hipotezleri formüle edilir. İstatistiksel karar için test istatistiği, her bir modelin ki-kare hesap değerleri ve serbestlik dereceleri arasındaki fark sonucu elde edilen yeni ki-kare değeri ve serbestlik derecesine göre hesaplanan p değeridir. Her bir χ^2_{sd} için p değerinin hesaplanmasında MS Excel’ de CHIDIST (Ki-kare dağılımı) komutu kullanılmıştır. Bu fark sonucunda elde edilecek küçük değerler (örneğin $p = 0.00$) yokluk hipotezinin reddedilmesi için yeterli bir kanıt sunmaktadır. Başka bir ifade ile ölçüm modelinde yer alan gizil değişkenlerin birine göre diğer gizil değişkenin ayırdedici geçerliği için yeterli bir istatistiksel kanıt elde edilmiş olunur.

Tüm olası gizil değişkenlerin ikili karşılaştırması toplam 45 karşılaştırmadan meydana gelmiş ve karşılaştırmalarda Model B’ lere ait χ^2 hesap değerleri ve serbestlik dereceleri, Model A’ lara ait χ^2 hesap değerleri ve serbestlik derecelerinden daha küçük olarak belirlenmiştir. Ki-kare fark testleri sonucunda tüm karşılaştırmalarda $p < 0.001$ olarak elde edilmiş ve ayırdedici geçerliliğin sağlandığını karar verilmiştir. Ayırdedici geçerlik için χ^2 fark testleri Çizelge 6.13’ te gösterilmiştir.

Çizelge 6.13. Ölçüm Modeli III' te yer alan gizil değişkenlerin ayırıcı geçerliği

	Model A		Model B		Fark		
	χ^2_{ModelA}	Sd_A	χ^2_{ModelB}	Sd_B	χ^2_{Fark}	Sd_F	p
ABK-ASV	633.04	9	26.08	8	606.96	1	< 0.001
ABK-ASK	257.37	9	16.00	8	241.37	1	< 0.001
ABK-AH	257.37	9	16.00	8	241.37	1	< 0.001
ABK-AG	1378.65	9	13.90	8	1364.75	1	< 0.001
ABK-PEU	256.26	9	29.26	8	227.00	1	< 0.001
ABK-PU	372.72	9	16.41	8	356.31	1	< 0.001
ABK-AT	631.96	14	46.05	13	585.91	1	< 0.001
ABK-EN	994.13	9	28.90	8	965.23	1	< 0.001
ABK-GD	393.93	5	12.28	4	381.65	1	< 0.001
ASV-ASK	227.78	9	25.81	8	201.97	1	< 0.001
ASV-AH	1091.75	9	22.79	8	1068.96	1	< 0.001
ASV-AG	2316.25	5	9.81	4	2306.44	1	< 0.001
ASV-PEU	250.64	9	51.11	8	199.53	1	< 0.001
ASV-PU	413.46	9	28.26	8	385.2	1	< 0.001
ASV-AT	635.40	14	60.38	13	575.02	1	< 0.001
ASV-EN	1052.57	9	40.01	8	1012.56	1	< 0.001
ASV-GD	398.45	5	9.95	4	388.5	1	< 0.001
ASK-AH	202.31	5	6.32	4	195.99	1	< 0.001
ASK-AG	216.25	5	9.91	4	206.34	1	< 0.001
ASK-PEU	290.50	9	48.05	8	242.45	1	< 0.001
ASK-PU	386.37	9	15.83	8	370.54	1	< 0.001
ASK-AT	394.47	14	34.31	13	360.16	1	< 0.001
ASK-EN	443.48	9	14.09	8	429.39	1	< 0.001
ASK-GD	429.72	5	18.98	4	410.74	1	< 0.001
AH-AG	208.33	5	11.70	4	196.63	1	< 0.001
AH-PEU	262.29	9	26.60	8	235.69	1	< 0.001
AH-PU	343.85	9	36.43	8	307.42	1	< 0.001
AH-AT	406.93	14	69.19	13	337.74	1	< 0.001
AH-EN	981.30	9	38.55	8	942.75	1	< 0.001
AH-GD	406.27	5	33.76	4	372.51	1	< 0.001
AG-PEU	187.82	5	2.99	4	184.83	1	< 0.001
AG-PU	196.76	5	12.46	4	184.30	1	< 0.001
AG-AT	187.52	9	21.06	8	166.46	1	< 0.001
AG-EN	186.27	5	4.53	4	181.74	1	< 0.001
AG-GD	341.37	2	0.02	1	341.37	1	< 0.001

Çizelge 6.13. Ölçüm Modeli III' te yer alan gizil değişkenlerin ayırdedici geçerliği (devam)

	Model A		Model B		Fark		
	χ^2_{ModelA}	Sd_A	χ^2_{ModelB}	Sd_B	χ^2_{Fark}	Sd_F	p
PEU-PU	79.77	9	33.16	8	46.61	1	< 0.001
PEU-AT	166.36	14	41.33	13	125.03	1	< 0.001
PEU-EN	230.77	9	13.17	8	217.60	1	< 0.001
PEU-GD	278.81	5	4.97	4	273.84	1	< 0.001
PU-AT	156.22	14	83.97	13	72.25	1	< 0.001
PU-EN	205.26	9	12.72	8	192.54	1	< 0.001
PU-GD	350.54	5	8.68	4	341.86	1	< 0.001
AT-EN	169.90	14	59.52	13	110.38	1	< 0.001
AT-GD	472.62	9	32.27	8	440.35	1	< 0.001
EN-GD	344.39	5	14.56	4	329.83	1	< 0.001

Ölçüm Modeli III ile elde edilen bulgulara dayanarak gizil yapıları açıklayan maddeler YEM' de kullanılmıştır. Ölçüm Modeli III, araştırma modelinde önsel olarak yer alan tüm gizil değişkenlerin kullanılabilceği yönünde istatistiksel kanıtlar sunmuştur. Daha önce araştırmada kuramsal olarak önerilen yapısal model Şekil 6.6' da verilmiştir. Kuramsal modelde yer alan gizil değişkenleri açıklayan maddeler sırasıyla tanımlanmıştır. ABK bağımsız gizil değişkenini ABK1, ABK2 VE ABK3 maddelerinin ya da göstergelerinin açıkladığı kabul edilmiştir. ASV1, AV2 ve ASV3 maddelerinin ASV, ASK1, ASK2 VE ASK3 maddelerinin ise ASK bağımsız gizil değişkenini açıkladığı ölçüm modeli sonuçlarına göre belirlenmiştir. AH bağımsız gizil değişkenini açıklamada AH2, AH3 ve AH4 maddelerinin, AG' yi ise AG4 ve AG5 maddelerinin açılmada yeterli olduğu istatistiksel olarak saptanmıştır. Araştırma modelinde aracı değişken olarak kullanılan PEU aracı bağımlı gizil değişkeni PEU1, PEU2 ve PEU5 maddeleri ile birlikte ele alınmıştır. Araştırma modelinde yer alan 3 bağımlı gizil değişkenden bir olan PU, PU1, PU2, PU4, AT gizil değişkeni AT1, AT2, AT4 ve AT7, EN bağımlı gizil değişkeninin ise EN1, EN2 ve EN4 maddeleri ile YEM' de kullanılacağı belirlenmiştir. Son olarak gizil değişkeninin URUN ve YTL maddeleri ile ölçülebileceği önerilmiştir.

Sonuç olarak yapılan güvenilirlik ve geçerlilik analizleri çerçevesinde, araştırma modeline ilişkin verileri elde etmek için kullanılan ölçümlerin güçlü bir şekilde güvenilir olduğu ve ayırt edici geçerliliğin sağlandığına karar verilmiştir. Nunnally (1978) ve Hair ile arkadaşları (1998), ölçme aracının güvenilirliğinin sağlanması için Cronbach' s α değerlerinin ve gizil değişken güvenilirliklerinin (bakınız: Çizelge 6.12) % 70' in üstünde olması gerektiğini belirtmektedirler.

6.4.6. Yapısal Eşitlik Modelinin Oluşturulması ve Analiz Sonuçları

Final ölçüm modeli elde edildikten sonra kuramsal olarak önerilen araştırma modelinin analiz edilmesi sürecine geçilmiştir. YEM' in analiz edilmesinde daha önce de belirtildiği gibi çok değişkenli normallik varsayımı sağlanamadığı için Robust ML tahmin metodu kullanılmıştır. Şekil 6.9' da ölçüm modeli ve Şekil 6.10' da yapısal model verilmiştir. Ölçüm modeli ve yapısal modelin birleştirildiği araştırma modeli için analiz sonuçları Çizelge 6.14 ve 6.15' te gösterilmiştir. Araştırma modelinin YEM' e ilişkin gösterimi ise Şekil 6.11' de verilmiştir.

Öncelikle önerilen YEM' in istatistiksel uygunluğu değerlendirilmiştir. YEM için hesaplanan χ^2 değerinin değerlendirilmesi için kullanılan karar ölçütü kapsamında ($2sd \leq \chi^2 \leq 3sd$) modele ilişkin elde edilen varyans-kovaryans matrisinin ana kütle varyans-kovaryans matrisi ile uyumlu olduğuna karar verilmiştir. Jöreskog ve Sörbom (1993) χ^2 değerinin modelin uyumunun değerlendirilmesinde biçimsel bir test olarak kullanılmayacağı yönündeki katkıları doğrultusunda $\chi^2 / (sd=332)$ oranı kullanılmıştır. Bu oran değeri 2.38 olarak elde edilmiş ve verinin model ile uyumunun kabul edilebilir olduğuna istatistiksel olarak karar verilmiştir. Daha önce Bölüm 5.8' de χ^2 istatistiğinin örneklem büyüklüğüne ilişkin var olan duyarlılığından dolayı modelin uyumunun değerlendirilmesinde YEM' de kullanılan alternatif uygunluk ölçüleri ile modelin uyumunun değerlendirilmesine devam edilmiştir.

Modele ilişkin tahmini kovaryans matrisi ile örneklem kovaryans matrisi arasındaki farkı temel alan betimleyici uygunluk ölçüleri olan RMSEA (0.04) ve SRMR (0.05) değerlendirildiğinde modelin iyi bir uyum gösterdiği belirlenmiştir. Model karşılaştırmalarını temel alan NFI (0.98), NNFI (0.99), CFI (0.99), GFI (0.91) ve AGFI (0.89) ölçüleri, önerilen araştırma modeli ile bağımsız model temel alınarak elde edilmiştir. Uygunluğu araştırılan modelin karşılaştırıldığı bağımsız modele ait tüm gözlenen değişkenlerin hatasız ölçüldüğü varsayılmaktadır. Elde edilen sonuçlar hedef modelin (araştırma modeli) doymuş modele göre daha uygun bir model ve GOAKM' nin yeterli bir uyuma sahip olduğu istatistiksel olarak açıklanmıştır.

Modelin tutarlılığının belirlenmesinde kullanılan AIC (1005.79), CAIC (1432.93) ve EVCI (1.31) sonuçları elde edilen veriler için gerçeğe en yakın modelin seçimin sağlandığını göstermektedir. Bu uyum ölçüleri bağımsız ve doymuş modele ilişkin olarak elde edilen karşılaştırma değerlerinin hedef modelin değerlerinden daha büyük olduğunu göstermektedir. Alternatif modeller arasında yapılan istatistiksel değerlendirme sonucunda uygun modelin araştırma modeli (GOAKM) olduğuna karar verilmiştir.

YEM' inin uyumunun değerlendirilmesinde kullanılan anlamlılık testleri, betimleyici uygunluk ölçüleri, model karşılaştırmasını temel alan betimleyici ölçüler ve model tutarlılığını değerlendirmek için kullanılan ölçüler özet bir biçimde Çizelge 6.14' te verilmiştir.

Çizelge 6.14. Araştırma Modeli GOAKM için uyum ölçütleri

Uyum Ölçüsü	Değeri	Uyum
χ^2	847.17	Kabul Edilebilir
$\chi^2 / (sd=332)$	2.38	Kabul Edilebilir
RMSEA	0.04	İyi Uyum
Yakın uyum testi için p değeri ($RMSEA < 0.05$)	0.81	İyi Uyum
SRMR	0.05	İyi Uyum
NFI	0.98	İyi Uyum
NNFI	0.99	İyi Uyum
CFI	0.99	İyi Uyum
GFI	0.91	Kabul Edilebilir
AGFI	0.89	Kabul Edilebilir
AIC – Model	1005.79 < 1205.00*	Kabul
CAIC -Model	1432.93 < 3221.99*	Kabul
ECVI	1.31 < 1.44*	Kabul

* Doymuş modellerin ilgili değerleri ile karşılaştırılmıştır.

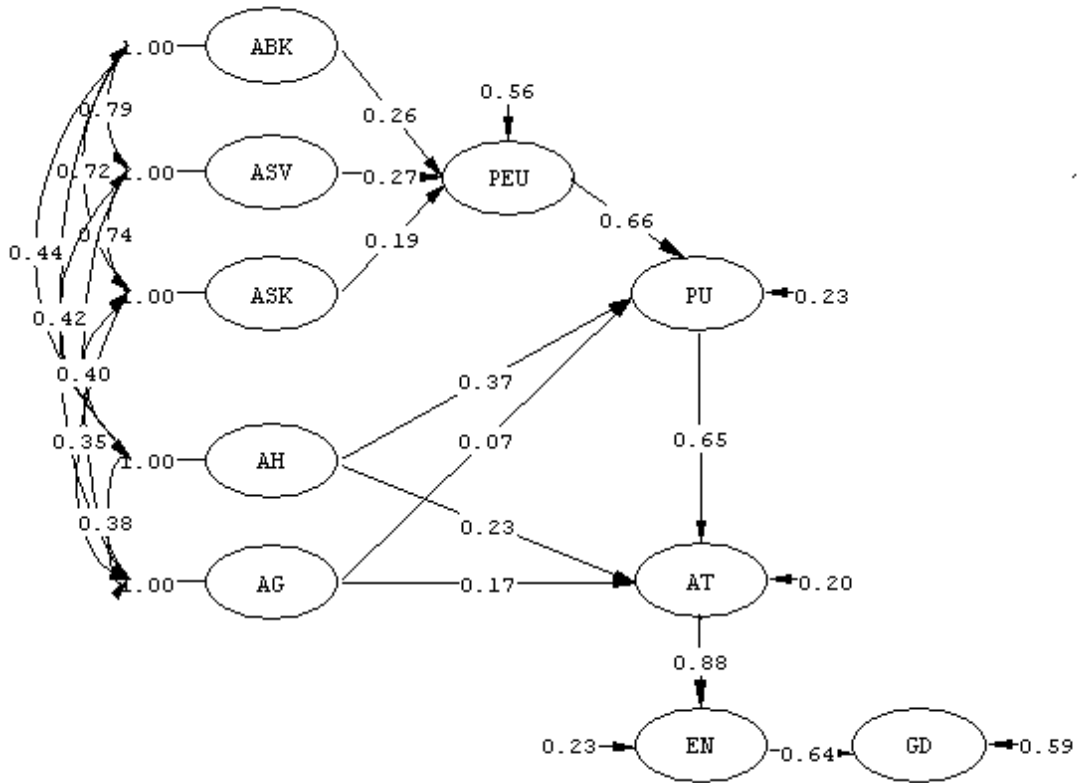
Çizelge 6.15. Araştırma modeli GOAKM için YEM sonuçları

Faktörler / Maddeler	Standartlaştırılmış Yükler	t-değeri	R²
Faktör ABK.			
ABK 1.	0.88	22.43	0.77
ABK 2.	0.96	23.61	0.92
ABK 3.	0.95	23.59	0.89
Faktör ASV.			
ASV 1.	0.89	20.96	0.80
ASV 2.	0.90	20.01	0.81
ASV 3.	0.86	19.79	0.74
Faktör ASK.			
ASK 1.	0.78	18.55	0.61
ASK 2.	0.77	20.86	0.60
ASK 3.	0.66	15.64	0.43
Faktör AH.			
AH 2.	0.84	29.18	0.71
AH 3. "o	0.90	27.72	0.82
AH 4.	0.90	24.97	0.81
Faktör AG.			
AG 4.	0.67	13.88	0.45
AG 5.	0.89	15.11	0.79
Faktör PEU.			
PEU 1.	0.67		0.44
PEU 2.	0.68	14.75*	0.47
PEU 5.	0.66	13.05*	0.44
Faktör PU.			
PU 1.	0.74		0.54
PU 2.	0.79	20.18	0.63
PU 4.	0.67	16.26	0.45
Faktör AT.			
AT 1.	0.73		0.53
AT 2.	0.55	9.68	0.31
AT 4.	0.66	15.81	0.44
AT 7.	0.82	18.73	0.68
Faktör EN.			
EN 1.	0.82		0.67
EN 2.	0.90	29.13	0.81
EN4.	0.88	28.06	0.77
Faktör GD.			
URUN.	0.93		0.86
YTL.	0.87	26.05	0.76

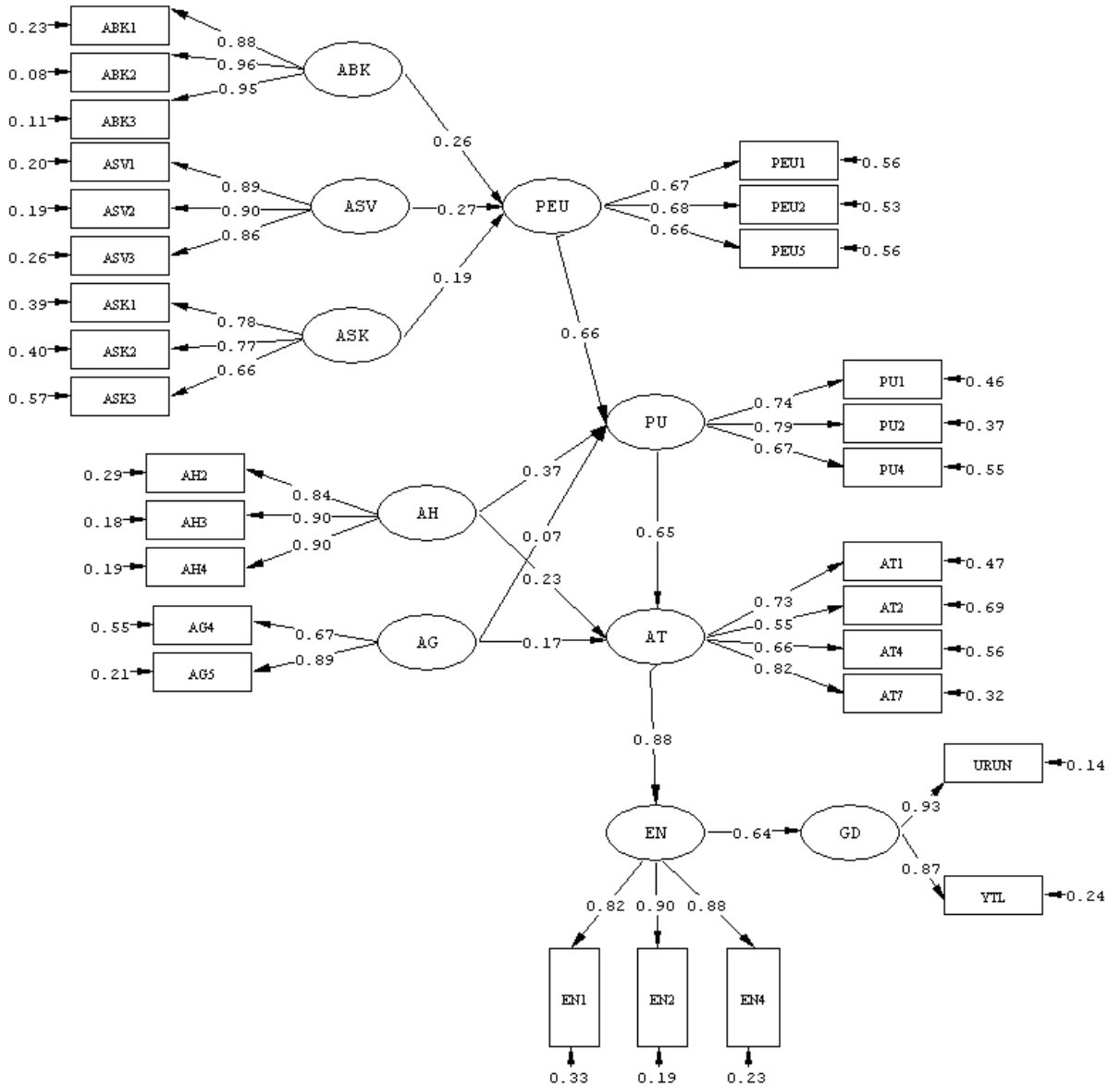
Çizelge 6.15. Araştırma modeli GOAKM için YEM sonuçları (devam)

Yapısal İlişkiler	Standartlaştırılmış Yükler	t-değeri
ABK→PEU	0.26	2.98
ASV→PEU	0.27	2.96
ASK→PEU	0.19	2.00
AH→PU	0.37	8.40
AH→AT	0.23	4.14
AG→PU	0.07	1.62
AG→AT	0.17	3.73
PEU →PU	0.66	11.35
PU→AT	0.65	9.41
AT→EN	0.88	15.78
EN→GD	0.64	16.11
Yapısal Eşitlikler		R²
$PEU = 0.26 \times ABK + 0.27 \times ASV + 0.19 \times ASK$		0.44
$PU = 0.37 \times AH + 0.07 \times AG + 0.66 \times PEU$		0.77
$AT = 0.23 \times AH + 0.17 \times AG + 0.65 \times PU$		0.80
$EN = 0.88 \times AT$		0.77
$GD = 0.64 \times EN$		0.41

Elde edilen yapısal eşitlikler ve çoklu belirlilik katsayısı olan R^2 değerleri Çizelge 6.15' te gösterilmiştir.



Şekil 6.10. Araştırma modeli GOAKM için yapısal model



Şekil 6.11. GOAKM: Yapısal eşitlik modeli

ABK bağımsız gizil değişkeni ile PEU aracı bağımlı gizil değişkeni arasında pozitif yönde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur (0.26). Bu değer ABK' daki bir puanlık artışın PEU' da 0.26 puanlık artışa veya bunun tam tersi ABK' daki azalışın PEU' da da azalışa neden olacağını ifade etmektedir. ASV bağımsız gizil değişkeni ve PEU aracı bağımlı gizil değişken arasındaki path katsayısının değeri 0.27 'dir. Bu iki gizil değişken arasında pozitif yönde istatistiksel olarak anlamlı zayıf bir

ilişki olduğu belirlenmiştir. ASK ile PEU arasında diğer bağımsız gizil değişkenler ABK ve ASV' de olduğu gibi belirlenen ilişkinin anlamlı olduğu saptanmıştır (0.19). PEU' yu açıkladığı varsayılan ASK, ASV ve ABK bağımsız gizil değişkenlerinin ilgili katsayıları kullanılarak elde edilen yapısal eşitlik sonucunda çoklu belirlilik katsayısı (R^2) 0.44 olarak hesaplanmıştır. Bağımsız gizil değişkenlerin bağımlı aracı gizil değişkenin % 44' ünü açıkladığı 0.05 anlam düzeyinde belirlenmiştir.

AH bağımsız gizil değişkeninin PU ve AT bağımlı gizil değişkenleri arasındaki ilişki istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. AH ve PU arasındaki katsayı değeri 0.37 iken AH ve AT arasındaki katsayı ise 0.23' tür. Aynı şekilde AG bağımsız gizil değişkeninin PU ve AT gizil değişkenleri üzerindeki etkisi pozitif iken, AG ile PU arasında ifade edilen ilişki istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır (0.07). AG ile AT arasında ise pozitif yönlü zayıf bir ilişkinin var olduğu belirlenmiştir (0.17).

PU aracı bağımlı gizil değişkenini yapısal modelde açıkladığı varsayılan PEU aracı bağımlı gizil değişkeni, AH ve AG bağımlı gizil değişkenlerinin direkt etkileri değerlendirildiğinde, bu gizil değişkenlerin PU' nun % 77' sini açıkladığı belirlenmiştir. PU ile PEU gizil değişkenleri arasında pozitif yönlü orta şiddete sahip anlamlı bir ilişki saptanmıştır (0.66). PU üzerinde bu üç gizil değişkenin doğrudan etkileri dışında ABK, ASV ve ASK bağımsız gizil değişkenlerinin dolaylı etkileri ele alındığında sırasıyla; 0.17, 0.18 ve 0.12 olarak elde edilmiştir. PU üzerinde ifade edilen bu dolaylı etkilerin tamamı istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Sadece ABK, ASV, ASK, AH ve AG gizil değişkenlerinin indirgenmiş formda PU üzerindeki etkileri ele alındığında elde edilen yapısal eşitlik sonucunda bu gizil değişkenlerin PU gizil değişkeninin % 52' sini açıkladığı saptanmıştır.

AT bağımlı gizil değişkeni ile PU aracı bağımlı gizil değişkeni arasındaki katsayı değeri 0.65' tir. Bu katsayı AT' da meydana gelecek bir puanlık artışın 0.65 puanlık artışa neden olacağını göstermektedir. AT ile PU, AH ve AG arasında belirtilen nedensel ilişkiler sonucunda bu gizil değişkenlerin AT' in % 0.80' ini açıkladığı belirlenmiştir. AT üzerinde doğrudan etkiye sahip bu gizil değişkenler dışında ABK,

ASV ve ASK bağımsız gizil değişkenlerinin dolaylı etkileri ele alındığında sırasıyla ilgili katsayılar; 0.11, 0.12 ve 0.08' dir. AT üzerinde, AG ve AH gizil değişkenlerin dolaylı etkileri alındığında sırasıyla, 0.05 ve 0.24 bulunmuştur. PU üzerinde dolaylı etkiye sahip olan diğer bir bağımlı aracı gizil değişken PEU' dur. PEU ve AT arasındaki dolaylı etki 0.43' tür.

EN bağımlı gizil değişkeni üzerinde sadece AT gizil değişkeninin doğrudan bir etkisi mevcuttur. Bu iki gizil değişken arasındaki ilişki için ilgili katsayı 0.88' dir. AT gizil değişkeni EN gizil değişkeninin % 77' sini açıkladığı belirlenmiştir. Bu iki gizil değişken arasındaki istatistiksel olarak anlamlı bulunan ilişki dışında, AT bağımlı gizil değişkeni üzerinde ABK, ASV, ASK, AG ve AH bağımsız gizil değişkenlerinin dolaylı etkileri mevcuttur. Bu dolaylı etkiler sırasıyla; 0.10, 0.10, 0.07, 0.19 ve 0.42' dir. Ayrıca EN bağımlı gizil değişkeni ile PEU bağımlı gizil değişkeni arasındaki dolaylı etkiyi ifade eden katsayı değeri 0.37 iken, EN ile PU arasında bu katsayı değeri 0.57 olarak bulunmuştur.

Son olarak EN ile GD gizil bağımlı değişkenleri arasında pozitif yönlü orta şiddete sahip bir ilişkinin varlığı belirlenmiştir (0.64). Bu iki gizil değişken için hesaplanan belirlilik katsayısı 0.41' dir. GD bağımlı gizil değişkeni üzerindeki bağımsız gizil değişkenlerin dolaylı etkiler değerlendirildiğinde; AH gizil değişkeninin en yüksek dolaylı etkiye sahip olduğu belirlenirken (0.27), ABK ve ASV gizil değişkenlerinin eşit (0.06), ASK gizil değişkeninin 0.05 ve AG gizil değişkeninin 0.12' lik bir dolaylı etkiye sahip olduğu görülmüştür. Bağımlı aracı gizil değişkenler olan PEU, PU ve AT' ın GD bağımlı gizil değişkeni üzerindeki dolaylı etkileri ise sırasıyla, 0.24, 0.37 ve 0.56' dır.

Bağımsız gizil değişkenler olan ABK, ASK, AG ve AH' ın bağımlı gizil değişkenler olan PEU, PU, AT, EN ve GD üzerindeki standartlaştırılmış toplam etkileri, dolaylı etkileri sırasıyla Çizelge 6.16 ve 6.17' de verilmiştir.

Çizelge 6.16. Bağımsız gizil değişkenlerin bağımlı gizil değişkenler üzerindeki toplam etkileri

	ABK	ASV	ASK	AG	AH
PEU	0.26	0.27	0.19	--	--
PU	0.17	0.18	0.12	0.07	0.37
AT	0.11	0.12	0.08	0.22	0.48
EN	0.10	0.10	0.07	0.19	0.42
GD	0.06	0.06	0.05	0.12	0.27

Çizelge 6.17. Bağımsız gizil değişkenlerin bağımlı gizil değişkenler üzerindeki dolaylı etkileri

	ABK	ASV	ASK	AG	AH
PEU	--	--	--	--	--
PU	0.17	0.18	0.12	--	--
AT	0.11	0.12	0.08	0.05	0.24
EN	0.10	0.10	0.07	0.19	0.42
GD	0.06	0.06	0.05	0.12	0.27

Bağımlı gizil değişkenlerin birbirleri üzerindeki standartlaştırılmış toplam etkileri, dolaylı etkileri sırasıyla Çizelge 6.18 ve 6.19’ da verilmiştir.

Çizelge 6.18. Bağımlı gizil değişkenlerin bağımlı gizil değişkenler üzerindeki toplam etkileri

	PEU	PU	AT	EN
PEU	--	--	--	--
PU	0.66	--	--	--
AT	0.43	0.65	--	--
EN	0.37	0.57	0.88	--
GD	0.24	0.37	0.56	0.64

Çizelge 6.19. Bağımlı gizil değişkenlerin bağımlı gizil değişkenler üzerindeki dolaylı etkileri

	PEU	PU	AT	EN
PEU	--	--	--	--
PU	--	--	--	--
AT	0.43	--	--	--
EN	0.37	0.57	--	--
GD	0.24	0.37	0.56	--

Önerilen araştırma modeli GOAKM' nin YEM sonuçları dikkate alınarak Bölüm 6.4.5' te belirtilen hipotezlerin model kapsamında istatistiksel değerlendirilmesi elde edilmiştir. Yapısal ve ölçüm modellerinin LISREL 8.70 hazır yazılımı ile analiz edilmesi sonucunda geçerli olarak belirlenen modelden hareketle hipotezlerin istatistiksel sonuçları sırasıyla aşağıda verilmiştir.

Çizelge 6.20. Araştırma Modeli GOAKM için hipotezler

Hipotezler	Sonuç
H (1a): E-ticarete ilişkin algılanan bilgi kalitesi, algılanan kullanım kolaylığı üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir. (ABK →PEU)	Doğrulandı
H (1b): E-ticarete ilişkin algılanan servis kalitesi, algılanan kullanım kolaylığı üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir. (ASV →PEU)	Doğrulandı
H (1c): E-ticarete ilişkin algılanan sistem kalitesi, algılanan kullanım kolaylığı üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir. (ASK →PEU)	Doğrulandı
H (2): Algılanan kullanım kolaylığı, algılanan kullanılışlılık üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir. (PEU →PU)	Doğrulandı
H (3a): Algılanan alışveriş hazzı, algılanan kullanılışlılık üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir. (AH →PU)	Doğrulandı
H (3b): Algılanan alışveriş hazzı, tutum üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir. (AH →AT)	Doğrulandı
H (4a): Algılanan güven, algılanan kullanılışlılık üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir. (AG →PU)	Doğrulanmadı
H (4b): Algılanan güven, tutum üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir. (AG →AT)	Doğrulandı
H (5): Algılanan kullanılışlılık, tutum üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir. (PU →AT)	Doğrulandı
H (6): Bireysel tutumlar, e-alışveriş niyeti üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir. (AT →EN)	Doğrulandı
H (7): E-alışveriş niyeti, e-alışveriş davranışını pozitif olarak etkiler. (EN→GD)	Doğrulandı

Hipotez, H(1a) istatistiksel olarak doğrulanmıştır ($\gamma = 0.26$; $t = 2.98$). E - ticarete ilişkin algılanan bilgi kalitesinin (ABK) algılanan kullanım kolaylığı (PEU) üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu saptanmıştır. E-ticarete ilişkin algılanan servis kalitesinin (ASV) algılanan kullanım kolaylığı üzerinde (PEU) pozitif bir etkiye

olduğunun ifade edildiği H(1b) hipotezi istatistiksel olarak doğrulanmıştır ($\gamma = 0.27$; $t = 2.96$). E-ticarete ilişkin algılanan sistem kalitesinin (ASK), algılanan kullanım kolaylığı üzerinde (PEU) pozitif bir etkiye sahip olduğu istatistiksel olarak belirlenmiş ve araştırma hipotezi H (1c) kabul edilmiştir ($\gamma = 0.19$; $t = 2.00$). Araştırma hipotezleri H(1a), H(1b) ve H(1c)' nin doğrulanması ile elde edilen sonuçlar klasik TKM' de ABK, ASK ve ASV gizil değişkenleri yer almadığı için karşılaştırılamamıştır. Ancak TKM modelinin referans alındığı genişletilmiş modeller dikkate alınarak yapılan yazın taraması sonucunda çeşitli modellerde bu gizil değişkenlerin algılanılan kullanım kolaylığı üzerindeki etkisi kısıtlı olarak ele alındığı belirlenmiştir.

Belirlenen çalışmalarda ise kullanılan sistemin bilgi, servis ve sistem kalitesi değişkenlerinin kullanım kolaylığı üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu belirtilmiştir (Shih, 2004). Ha ve Stoel (2008), bu üç gizil değişkenin e-alışveriş kalitesi boyutunu birlikte açıklayacaklarını önermiş ve bu gizil değişkenlerin kullanım kolaylığı üzerindeki ortaklaşa etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu saptanmıştır. Bireylerin sisteme ilişkin algıladıkları bilgi, servis ve sistem kalitesinin kullanım kolaylığı üzerinde sahip olduğu etki dolaylı olarak sistemin gerçek kullanımını açıklamaktadır.

Algılanan kullanım kolaylığının (PEU) algılanan kullanılabilirlik (PU) üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu yönünde formüle edilen H(2) hipotezi istatistiksel olarak doğrulanmış ve bu iki gizil değişken arasındaki ilişki anlamlı bulunmuştur ($\beta = 0.66$; $t = 11.35$). Araştırmalarda kullanılan klasik TKM ve genişletilmiş TKM modellerinde algılanılan kullanım kolaylığının algılanılan kullanılabilirlik üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu pek çok çalışmada belirlenmiştir (Chen, et al., 2002; Yu, et al., 2008). Chen ve arkadaşları (2002) 6 gizil değişken kullandıkları sanal mağazaların tüketici kabulü için araştırma modelinde algılanılan kullanım kolaylığının algılanan kullanılabilirliği pozitif olarak etkilediğini belirtmişlerdir. Yaptıkları analiz sonucunda hipotezleri doğrulanmıştır ($\beta = 0.28$; $p < 0.05$). Jones ve Hubona (2006) genişletilmiş

modellerinde PEU' nun PU üzerindeki etkisini istatistiksel olarak anlamlı bulmuşlardır ($\beta = 0.49; p < 0.05$). Hassanein ve Head (2007), araştırma modellerinde yüksek derecede algılanılan kullanım kolaylığının online alışveriş sitelerinde yüksek derecede algılanılan kullanılabilirliği etkilediğini ifade etmişler ve bunu yaptıkları analiz sonucunda doğrulandığını göstermişlerdir ($\beta = 0.328; p < 0.01$). Lu ve arkadaşları (2008) bu iki gizil değişken arasındaki ilişkinin istatistiksel olarak anlamlı ve buna ilişkin formüle edilen hipotezin ise doğrulandığını belirtmişlerdir ($\beta = 0.53; p < 0.001$). Ha ve Stoel (2008) bu iki gizil değişken arasında pozitif bir etkiye sahip olduğunu ifade etmişlerdir ($\beta = 0.38; p < 0.01$).

H(3a) araştırma hipotezi algılanan alışveriş hazzı (AH), algılanan kullanılabilirlik (PU) üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu ifade etmektedir. H (3a) araştırma hipotezi kabul edilmiştir. AH bağımsız gizil değişkeninin PU bağımlı aracı gizil değişkenini istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde etkilediği belirlenmiştir ($\gamma = 0.37; t = 8.40$). Alışveriş hazzının e-alışveriş tutumunu (AT) pozitif yönde etkilediğine dair formüle edilen H (3b) araştırma hipotezi istatistiksel olarak kabul edilmiştir ($\gamma = 0.23; t = 4.14$). Algılanılan haz gizil değişkeninin yer aldığı genelleştirilmiş TKM modellerinde benzer bir biçimde bu gizil değişkenin genel olarak tutum ve algılan kullanılabilirlik üzerindeki etkileri ele alınmıştır. Lim ve arkadaşları (2005) araştırmalarında kullandıkları ikili aracı etki modelinde algılanan hazla algılanılan kullanılabilirlik arasında pozitif bir ilişki olduğunu belirlemişlerdir ($\gamma = 0.71; p < 0.05$). Hassanein ve Head (2007), araştırma modellerinde sadece algılanılan hazzın tutum üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu belirlemişlerdir ($\gamma = 0.196; p < 0.05$). Ha ve Stoel (2008) araştırma modellerinde algılanan hazzın algılanılan kullanılabilirlik ve tutum bağımlı gizil değişkenleri üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu ileri sürmüşlerdir. Elde edilen analiz sonuçları yazarların iddialarını istatistiksel olarak doğrulamıştır ($\gamma = 0.23; p < 0.001; \gamma = 0.23; p < 0.001$).

Algılanan güven (AG) bağımsız gizil değişkeninin sırasıyla algılanılan kullanışlılık (PU) ve tutum (AT) üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunun belirtildiği H(4a) ve H(4b) araştırma hipotezlerinden H(4a) istatistiksel olarak reddedilirken ($\gamma = 0.07; t = 1.62$), H4(b) ise kabul edilmiştir ($\gamma = 0.17; t = 3.73$). Güven çok boyutlu bir unsur olduğundan çalışmalarda genellikle online satış davranışı üzerine doğrudan etkileri ele alınarak tartışılmıştır. Klasik TKM modellerinin çok azında modele dışsal bir değişken olarak ilave edilmiştir. Hassanein ve Head (2007) algılanılan güvenin tutum üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu belirtmişlerdir ($\gamma = 0.43; p < 0.01$). Ha ve Stoel (2008), algılanılan güvenin sırasıyla algılanılan kullanışlılık ve tutum üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu iddia etmiş ve bu iddiaları istatistiksel olarak doğrulanmıştır ($\gamma = 0.29; p < 0.001; \gamma = 0.13; p < 0.05$).

Algılanan kullanışlılığın (PU), tutum üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunun ifade edildiği H (5) araştırma hipotezi doğrulanmış ve bu iki gizil değişken arasındaki ilişki istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur ($\beta = 0.65; t = 9.41$). Elde edilen sonuç farklı TKM modellemelerinin kullanıldığı araştırmalarda bulunan sonuçlar ile benzerlik göstermektedir. Algılanılan kullanışlılığın kullanıcıların tutumlarını pozitif bir biçimde etkilediği pek çok çalışmada ortaya konmuştur. Orijinal TKM' de bu iki gizil değişken arasında güçlü istatistiksel bir ilişki olduğu belirlenmiştir ($\beta = 0.305; t = 4.334$) (Moon and Kim, 2001). Chen ve arkadaşları (2002) araştırma modellerinde bir sanal mağazanın algılanılan kullanım kolaylığının bireylerin sanal mağazayı kullanmaya dönük tutumlarını pozitif olarak etkileyeceğini ifade etmişlerdir. YEM sonucunda elde edilen sonuçlardan hareketle araştırmacıların PU ve AT arasında ifade ettikleri hipotez doğrulanmıştır ($\beta = 0.30; p < 0.1$). Shih (2004) PU ve AT arasında ifade ettiği, algılanılan kullanışlılığın e-ticarete ilişkin olarak bireysel tutumları pozitif olarak etkileyeceği hipotezi istatistiksel olarak doğrulanmış ve benzer sonuçlar elde etmiştir. Hassanein ve Head (2007) araştırma modellerinde bu iki gizil değişken arasında pozitif yönlü anlamlı bir ilişkinin olduğunu belirlemişlerdir ($\beta = 0.24; p < 0.05$). Ha ve Stoel (2008) algılanılan kullanışlılığın tutumu pozitif olarak

etkilediği şeklinde formüle ettikleri araştırma hipotezleri yapılan analizler sonucunda doğrulanmıştır ($\beta = 0.55; t = 6.39$). Lu ve arkadaşları (2008) klasik TKM ve akış teorisini kullanarak geliştirdikleri araştırma modellerinde algılanılan kullanışlılığın bilgi sistemlerini kullanmaya ilişkin davranışsal tutum ile pozitif bir biçimde ilişkili olduğunu iddia etmiş ve bu iddia istatistiksel olarak doğrulanmıştır ($\beta = 0.37; p < 0.001$).

Bireysel tutumların, e-alışveriş niyeti üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu yönünde kurulan H (6) hipotezi YEM sonucunda elde edilen analizler ile doğrulanmıştır ($\beta = 0.88; t = 15.78$). Klasik TKM modelinde tutum gizil değişkeninin e-alışveriş niyetini pozitif olarak etkilediği ifade edilmektedir ($\beta = 0.378; p < 0.001$). Chen ve arkadaşları (2002), sanal mağazaları kullanmaya ilişkin tüketicilerin tutumlarının sanal mağazayı kullanma niyetini pozitif olarak etkileyeceği şeklinde formüle ettikleri araştırma hipotezi istatistiksel olarak doğrulanmıştır ($\beta = 0.77; p < 0.001$). Moon ve Kim (2001), 6 gizil değişkenli modellerinde aracı bağımlı değişken olarak tanımladıkları e-ticaret sistemini kullanmaya ilişkin tutumun sistemi kullanım niyeti üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu şeklinde ifade ettikleri araştırma hipotezi doğrulanmıştır ($\beta = 0.289; p < 0.05$). Ha ve Stoel (2008) tutumun e- alışveriş niyeti üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu araştırma modelleri kapsamında belirlemişlerdir ($\beta = 0.53; p < 0.001$).

H(7) araştırma hipotezi e-alışveriş niyetinin, e-alışveriş davranışını pozitif olarak etkilediğini açıklamaktadır. Bu ilişkinin ifade edildiği H(7) kabul edilmiştir ($\beta = 0.64; t = 16.11$). Chen ve arkadaşları (2002), kullanıma ilişkin niyetin gerçek kullanımı pozitif olarak etkileyeceğini belirttikleri araştırma hipotezi çalışmalarında istatistiksel olarak doğrulanmıştır ($\beta = 0.82; p < 0.001$). Klopping ve McKinney (2004), e-alışveriş sitesini kullanım niyeti ile gerçek kullanımın pozitif olarak ilişkili olduğu yönünde kurdukları hipotezleri klasik TKM ve teknoloji uyumunun birleştirilmesi sonucunda oluşturdukları araştırma modelleri kapsamında doğrulanmıştır

($\beta = 0.38; p < 0.01$). Kim ve arkadaşları (2008) güven, risk ve fayda merkezli oluşturdukları araştırma modelini kullanarak satın alma niyetinin satın alma kararı üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu belirtmişlerdir ($\beta = 0.379; p < 0.01$).

BÖLÜM 7

SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada güçlü bir istatistiksel metot olan YEM kuramsal yapısı itibariyle ele alınmıştır. YEM, gözlenen ve gözlenemeyen değişkenlerin oluşturduğu karmaşık sistemlerinin incelenmesine olanak tanımaktadır. Türkiye’ de YEM kullanılarak yapılacak olan gelecek çalışmalar için hem çalışma alanının sınırlarının kuramsal olarak belirlenmesi hem de çok değişkenli bir analizleme yaklaşımı olan bu metodun istatistiksel kuramsal yapısı tüm yönleriyle aktarılmıştır. Uygulama bölümünde günümüzde bilişim ve teknoloji sistemlerindeki yenilikler ile birlikte gittikçe popülerlik kazanmakta olan ve geleneksel alışveriş eğilimlerinin değişmesine neden olan online alışveriş ele alınmıştır.

YEM’ in kullanıldığı araştırmalarda bu metodoloji sadece hazır yazılımlar boyutu ile alınmaktadır. Ancak YEM’ de kullanılan modelleme yaklaşımları, parametre tahmin teknikleri, model spesifikasyonlarının belirlenmesi ve varsayımları analiz edilecek teorik modeller açısından oldukça önemlidir. YEM, istatistik biliminde alışagelmış yaklaşımları bir potada toplayarak araştırmacılara nedensel modelleri açıklama imkânı vermektedir.

Çalışmada klasik TKM modelinin kapsamadığı ancak e-alışveriş ilişkin tüketicilerin davranış, niyet ve tutumlarını belirleyen haz, güven ve e-alışveriş kalitesi faktörlerinin de model üzerindeki etkilerini göstermek ve Türkiye’ de e-alışverişte tüketici kabul modeli oluşturulmaya çalışılmıştır. E-alışverişe ilişkin kapsamlı bir yazın taraması sonucunda elde edilen kuramsal modeller bir biriyle karşılaştırılarak tüketicilerin farklı boyutlardaki eğilimlerini açıklama yeteneğine sahip bir kuramsal model oluşturulmuştur. Bu kuramsal model içerdiği faktörler itibariyle özgün bir model olarak belirlenmiştir. Klasik TKM’ de tüketicilerin davranışlarını açıklamak için kullanılan faktörlere ek olarak bu çalışmada 5 yeni faktör eklenerek, faktörler arasındaki nedensel ilişkiler ve bu faktörlerin online alışverişe ilişkin tüketicilerin davranışları üzerindeki etkileri açıklanmıştır. Klasik TKM’ ye eklenen 5 yeni faktör; İki inanç faktörü (algılanan güven ve algılanan haz) ve e-kaliteye ilişkin 3 faktörden (algılanan

bilgi kalitesi, algılanılan servis kalitesi ve algılanan sistem kalitesi) oluşmuştur. Çalışmada oluşturulan araştırma modeli Türkiye’ de e-ticarete ilişkin oluşturulmuş ilk ve en kapsamlı model niteliğindedir.

YEM’ de çeşitli istatistiksel tahmin metotları çok değişkenli normallik varsayımı altında kullanılmaktadır. Elde edilen verinin kuramsal dağılım biçiminin belirlenmesi kullanılacak tahmin metodunun seçimi için oldukça önemli bir konudur. YEM’ de verinin çok değişkenli normal dağılıma sahip olmadığı durumda, AEKK, Robust EO, Diyagonal AEKK metotlarından birinin kullanılması gerekmektedir. Araştırmada kullanılan veri setinin normalliğinin ve çok değişkenli normalliğin saptanmasında Mardia’ nın çarpıklık ve basıklık katsayıları kullanılarak tek değişkenli ve çok değişkenli normallik testleri yapılmış ve verinin çok değişkenli normal dağılım göstermediği belirlenmiştir. Bu nedenle analiz aşamasında tahmin metodu olarak Robust EO tahmin metodu kullanılması gerektiği istatistiksel olarak belirlenmiştir. Araştırma kapsamında önerilen GOAKM’ in istatistiksel olarak modellenmesinde ölçüm ve yapısal model ayrı ayrı test edilmiştir. Ölçüm modeli üç aşamada oluşturulmuştur. Final ölçüm modelinin elde edilmesinde; hataları birbiriyle ilişkili değişkenler ve birden fazla gizil değişkenle ilişkisi olan bağımsız gözlenen değişkenler düzeltme indeksleri kullanılarak modelden çıkartılmıştır. Final ölçüm modeli elde edildikten sonra buradan hareketle araştırma modelinin analiz edilmesi sürecine geçilmiş ve oluşturulan modelin istatistiksel olarak belirlenen nedensel ilişkileri açıklamada yeterli olduğu belirlenmiştir.

Araştırmada formüle edilen 11 araştırma hipotezinden, H(4a) hipotezi dışında kalan tüm araştırma hipotezleri, farklı TKM modellerinin kullanıldığı araştırma sonuçlarıyla benzerlik göstermiştir. Yapılan analizler sonucunda tüketicilerin kullanışlılık, kullanım kolaylığı, güven ve haz algılarının e-alışverişe ilişkin tutumlarını tahmin ettiği belirlenmiştir. Tüketici tutumlarının e-alışveriş niyetini, e-alışverişe ilişkin niyetlerin ise gerçek davranışı pozitif olarak etkilediği belirlenerek klasik TKM’ nin kuramsal önermeleri çalışmada kullanılan genişletilmiş model aracılığıyla doğrulanmıştır. Aynı zamanda çalışmada kullanılan model TKM’ nin sağlamlılığını ve

geçerliliğini, e-alışveriş kapsamında teknoloji kabul davranışını açıklayarak doğrulamıştır.

Geleneksel olarak kullanılan TKM değişkenlerine ek olarak, beş faktör ve bu faktörlerin değişkenleri arasındaki içsel ilişkiler kullanıcıların online alışveriş davranışını açıklamak için oldukça önemli oldukları görülmüştür. Bu çalışma kapsamında geliştirilen model gelecekte yapılacak deneysel araştırmalarda ele alınmalıdır.

Çalışmada geliştirilen GOAKM modeli deneyimsiz internet kullanıcılarının veya diğer geleneksel alışveriş yöntemlerini tercih eden tüketicilerin e-alışveriş davranışlarını açıklamak ve tahmin etmek için kullanıldığında dikkatli bir şekilde ele alınmalı ve yorumlanmalıdır. Çünkü bu çalışma kapsamında oluşturulan örneklem internet deneyimi olan kullanıcılardan oluşmuştur. Bu araştırmadaki katılımcıların % 67.2' si e-alışveriş deneyimine sahiptir. Deneyimli ve deneyimsiz tüketiciler arasında e-alışverişe ilişkin algılanan bireysel kullanım kolaylığı ve kullanılabilirlik değerlendirilmesinde karşıt kavramsal etkiler ortaya çıkabilir.

Temel olarak GOAKM, önceki çalışmalardaki bilgi sistemleri ve teknolojilerinin kuramsal tanımlamasını temel alarak Web üzerinden alışveriş için kullanıcıların kabulünü ve gönüllülüklerini tahmin etmek için kullanılması daha etkin sonuçlar verecektir. Klasik TKM' nin genişletilmesi için daha çok kuramsal ve deneysel çalışma yapılmasına ihtiyaç vardır. TKM, bilgi sistemlerinin değerlendirilmesindeki en çok kullanılan modelleme yaklaşımlarından biri olmakla birlikte, bilgi teknolojilerinde ortaya çıkan çeşitli yenilikler çerçevesinde revize edilmelidir.

Bu çalışmada elde edilen sonuçlar, online alışverişte tüketicilerin gönüllülüğünü artırmak için e-mağazaların kullanacağı pazarlama stratejilerinin belirlenmesinde kullanılabilir. GOAKM modeli kullanılarak e-alışveriş sistemlerinde, kullanıcıların önem verdiği faktörler açık bir biçimde belirlenmiştir. E- alışveriş hızla gelişmektedir. Etkili bir e-mağaza tasarımı e-tüketicilerin beklentilerini karşılamak için kritik öneme sahiptir. Değişen tüketici ve yaşam biçimleri giderek daha fazla sayıda tüketiciyi sanal

ortama dâhil etmektedir. Tüketicilerin bu sanal hayatı kabul etmeleri ve benimsemeleri sanal ortamın önemli aktörlerinden sayılan hizmet sunucularının pazardaki performanslarına bağlı olarak değişecektir. E-mağazalar tüketicilerin olumsuz davranış, tutum ve inançlarını olumlu hale getirecek stratejik planlamaları yapmak zorundadır.

EKLER

EK I. F_{EO}' nun Türetilmesi (y ve x çok değişkenli normal)

EO tahmini bir Z rassal değişkeni için bağımsız ve özdeş dağılmış N gözlemin bir rassal örnekleme ile başlar. Her bir Z_i ' nin ($i = 1, 2, 3, \dots, N$ için) olasılık yoğunluk fonksiyonu $f(Z_i; \theta)$ dir. Burada θ , Z ' nin olasılık yoğunluğunu tanımlamaya yardımcı olacak sabit bir parametredir. Her bir Z_i diğerlerinden bağımsız olarak çekildiğinde, onların ortak olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f(Z_1, Z_2, \dots, Z_N; \theta) = f(Z_1; \theta) f(Z_2; \theta) \dots f(Z_N; \theta) \quad (1)$$

olarak gösterilir. Ortak yoğunluk, Z_1, Z_2, \dots, Z_N bağımsız olduğu için Z_i ' nin marjinal yoğunluklarının çarpımıdır. Bir örnekleme Z_1, Z_2, \dots, Z_N için değerlerin spesifik bir seti gözlemlendiğinde, fonksiyon aşağıdaki gibi yazılabilir;

$$L(\theta; Z_1, Z_2, \dots, Z_N) = L(\theta; Z_1) L(\theta; Z_2) \dots L(\theta; Z_N) \quad (2)$$

burada $L(\theta; Z_i)$, Z_i bir örneklem değeri olduğunda $f(Z_i; \theta)$ ' nin değeridir. Eşitlik (2) olabilirlik fonksiyonudur. Eşitlik (1) ve (2) birbirine benzemekle beraber, önemli farklılıklara sahiptirler.

Eşitlik (1)' deki θ parametresi sabit parametredir ve Z_i ' ler rassal değişkenlerdir. Eşitlik (2)' de Z_i ' ler belirli bir örnekleme deki sabit değerlerdir ve $L(\theta)$ ' nin büyüklüğü θ ' nin bir fonksiyonudur. θ ana kütledeki sabit bir parametredir. $\hat{\theta}$, θ ' nin tahmin edicisidir. EO tahmininde, $\hat{\theta}$ ' nin verilen bir örneklemin Z_i değerlerinin üretilmesinde en büyük olasılığa (veya olabilirlik) neden olması istenir. $L(\theta)$ ' nin maksimumunu bulmak için, genellikle $L(\theta)$ ' nin logaritmasını en büyükleme

uygundur. Bu θ değerini değiştirmez, çünkü bir sayının logaritması sayının tek düze bir fonksiyonudur. θ' yı bulmak için, θ' ya göre $\log L(\theta)$ ' nın türevi alınır ve bu nicelik sıfıra eşitlenerek θ için çözülür. $\log L(\theta)$ ' nın ikinci türevinde θ' nın yerine konduğunda elde edilen sonucun değeri negatif ise bu durum $L(\theta)$ ' yı en büyüklene θ' nın değerinin yeterli olduğunu gösterir.

EO tahmininde rassal bir değişkenin bilinen bir olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahip olduğu varsayılır. Rassal bir değişkenin verilen bir örnekleme dair gözlemleri için, olabilirlik fonksiyonu yazılabilir. Bu θ' nın bir fonksiyonudur.

EO' nun türetilmesinde, N tane bağımsız gözlem çok değişkenli normal dağılıma sahip \mathbf{y} ve \mathbf{x} rassal değişkenlerinden elde edilmiştir. Eğer \mathbf{y} ve \mathbf{x} tek bir $(p+q) \times 1$ boyutlu \mathbf{z} vektörü içinde birleştirilirse, buna dair olasılık yoğunluk fonksiyonu;

$$f(\mathbf{z}; \Sigma) = (2\pi)^{-(p+q)/2} |\Sigma|^{-1/2} \exp\left[-\frac{1}{2} \mathbf{z}' \Sigma^{-1} \mathbf{z}\right] \quad (3)$$

\mathbf{z}' nin N tane bağımsız gözlemin rassal bir örnekleme için, ortak yoğunluk,

$$f(\mathbf{z}_1, \mathbf{z}_2, \dots, \mathbf{z}_N; \Sigma) = f(\mathbf{z}_1; \Sigma) f(\mathbf{z}_2; \Sigma) \dots f(\mathbf{z}_N; \Sigma) \quad (4)$$

Olabilirlik fonksiyonu,

$$L(\theta) = (2\pi)^{-N(p+q)/2} |\Sigma(\theta)|^{-N/2} \exp\left[-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Sigma^{-1}(\theta) \mathbf{z}_i\right] \quad (5)$$

Eşitlik (5)'in logaritması alınır;

$$\log L(\theta) = \frac{-N(p+q)}{2} \log(2\pi) - \left(\frac{N}{2}\right) \log |\Sigma(\theta)| - \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Sigma^{-1}(\theta) \mathbf{z}_i \quad (6)$$

ve Eşitlik (6)'nın son terimi yeniden yazılırsa,

$$\begin{aligned} -\left(\frac{1}{2}\right) \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Sigma^{-1}(\theta) \mathbf{z}_i &= -\left(\frac{1}{2}\right) \sum_{i=1}^N \text{tr} [\mathbf{z}_i' \Sigma^{-1}(\theta) \mathbf{z}_i] \\ &= -\left(\frac{N}{2}\right) \sum_{i=1}^N \text{tr} [\mathbf{N}^{-1} \mathbf{z}_i \mathbf{z}_i' \Sigma^{-1}(\theta)] \\ &= -\left(\frac{N}{2}\right) \text{tr} [\mathbf{S}^* \Sigma^{-1}(\theta)] \end{aligned} \quad (7)$$

Burada \mathbf{S}^* kovaryans matrisinin örneklem EO tahmin edicisidir. Eşitlik (7) kullanılarak $\log L(\theta)$ aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir,

$$\begin{aligned} \log L(\theta) &= \underbrace{\frac{-N(p+q)}{2} \log(2\pi)}_{sabit} - \left(\frac{N}{2}\right) \log |\Sigma(\theta)| - \underbrace{\left(\frac{1}{2}\right) \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' \Sigma^{-1}(\theta) \mathbf{z}_i}_{-\left(\frac{N}{2}\right) \text{tr} [\mathbf{S}^* \Sigma^{-1}(\theta)]} \\ \log L(\theta) &= \text{sabit} - \left(\frac{N}{2}\right) \log |\Sigma(\theta)| - \left(\frac{N}{2}\right) \text{tr} [\mathbf{S}^* \Sigma^{-1}(\theta)] \\ &= \text{sabit} - \left(\frac{N}{2}\right) \left\{ \log |\Sigma(\theta)| - \text{tr} [\mathbf{S}^* \Sigma^{-1}(\theta)] \right\} \end{aligned} \quad (8)$$

F_{EO} Eşitlik (8) ile karşılaştırıldığında:

$$F_{EO} = \log |\Sigma(\theta)| + \text{tr} [\mathbf{S} \Sigma^{-1}(\theta)] - \log |\mathbf{S}| - (p+q) \quad (9)$$

Eşitlikler (8) ve (9) birkaç yönden birbirine benzememektedir. Bu farklılıklar θ' 'nin tahmini için büyük ölçüde önemsizdir. Eşitlik (8)'deki sabit terim θ' 'nin seçiminden etkilenmez, öyle ki θ' 'nin Eşitlik (9)'da yokluğu bir etkiye sahip değildir.

Benzer biçimde, Eşitlik (9) da dahil edilen $(-\log|\mathbf{S}|-(p+q))$ θ' nın seçimini etkilemez, çünkü verilen bir örneklem için \mathbf{S} ve $(p+q)$ sabittir. Sadece Eşitlik (8)' de gösterilen $(-N/2)$ terimi etkilidir.

Final farklılık, Eşitlik (8)' de \mathbf{S}^* örneklem EO tahmin edicisi iken, Eşitlik (9)'da yer alan yansız örneklem kovaryans matrisi \mathbf{S}' dir. $\mathbf{S}^* = [(N-1)/N]\mathbf{S}$ olduğu için bu matrisler büyük örneklerde aslında eşit olacaktır. Böylece \mathbf{S}^* ve \mathbf{S}' de farklılığın çoğunlukla önemsiz olduğu ve F_{EO} ve EO gösterimleri aynı $\hat{\theta}$ tahmin edicilerinin elde edilmesine neden olması beklenir.

EK II. F_{EO} ' nun Türetilmesi (S Wishart Dağılımı)

Eğer y ve x çok değişkenli normal dağılıma sahip ise o zaman yansız örneklem kovaryans matrisi, S Wishart dağılımına sahip olacaktır. Verilen bir örneklemdeki S için,

$$\log L(\theta) = \log \left[\frac{|S|^{(N^* - (p+q) - 1)/2} \exp\left\{-\left(N^*/2\right)tr[S\Sigma^{-1}(\theta)]\right\} (N^*/2)^{(p+q)N^*/2}}{\pi^{(p+q)((p+q)^{-1})/4} |\Sigma(\theta)|^{(N^*/2)} \prod_{i=1}^{p+q} \Gamma\left[(1/2)(N^* + 1 - i)\right]} \right] \quad (1)$$

Eşitlik (1)' de $N^* = N - 1$ ve $\Gamma\left[(1/2)(N^* + 1 - i)\right]$ gamma fonksiyonu $(p+q)$ değişken sayısı ve N hacminde verilen bir örneklem için bir sabittir. $\prod_{i=1}^{p+q}$ sembolü fonksiyonun çarpımının standart bir gösterimidir. Logaritmalar alındığında Eşitlik (1)' deki gösterim basitçe,

$$\log L(\theta) = -\left(\frac{N^*}{2}\right) \left\{ \log |\Sigma(\theta)| + tr[S\Sigma^{-1}(\theta)] \right\} + \text{sabit} \quad (2)$$

olur. Eşitlik (2)' deki sabit terim Eşitlik (1)' den tüm kalanları içerir, örneklem bir kere verildiğinde bu sonuçlar değişmez. F_{EO} (bakınız Eşitlik (Ek I-9)) Eşitlik (2) ile karşılaştırıldığında $\log L(\theta)$ ' yi en büyükleyen $\hat{\theta}$ ' nin değeri, F_{EO} ve S ' yi içeren her iki fonksiyonunu da en küçükleyecektir.

θ ' nin EO tahmin edicisinin asimptotik kovaryans matrisi,

$$ACOV(\hat{\theta}) = \left\{ -E \left[\frac{\partial^2 \log L(\theta)}{\partial \theta \partial \theta} \right] \right\}^{-1} \quad (3)$$

Ayraq içindeki matris *bilgi matrisidir*. Bilgi matrisinin tersi EO $\hat{\theta}$ tahmin edicisinin ana diyagonalı altındaki asimptotik varyansları ve diyagonal dışında yer alan konumlardaki asimptotik kovaryanslar ile $t \times t$ boyutlu bir matristir. Eşitlik (2)' den hareketle, θ ' ya göre $\log L(\theta)$ ' nin kısmi türevi alındığında sabit terim sıfır olacaktır. Eşitlik (Ek I- 9) için türev alındığında son iki terim sıfır olacaktır. Bu iki fonksiyonun ikinci dereceden kısmi türevleri arasındaki ilişki,

$$-\frac{\partial^2 \log L(\theta)}{\partial \theta \partial \theta'} = \left(\frac{N^*}{2} \right) \frac{\partial^2 F_{ML}}{\partial \theta \partial \theta'} \quad (4)$$

Eşitlik (3) ve (4) birleştirilirse,

$$ACOV(\hat{\theta}) = \left(\frac{2}{N^*} \right) \left\{ E \left[\frac{\partial^2 F_{ML}}{\partial \theta \partial \theta'} \right] \right\}^{-1} \quad (5)$$

θ için $\hat{\theta}$ yerine konulması ile Eşitlik (5) değerlendirildiğinde, F_{EO} ' dan $\hat{\theta}$ için asimptotik kovaryans matrisinin bir tahmini sağlanır.

EK III. LISREL Sözdizimi (Syntax) Komutları

...	Kart İsmi		
DA	Veri Parametre Kartı		
NG=	n	1	Grup sayısı
NI=	n	0	Giriş değişkenlerinin sayısı
NO=	n	0	Örnekleme büyüklüğü N
MA=	mn	CM	Analiz edilen matris mn=[MM, AM, CM, KM, OM, PM]
mn	Veri Okuma Kartı		
FI=	filename		Dosyadan okunacak matris
FO=			Fortran formatında okuma
RE=			Okuma işlemi bittikten sonra dosyadan tekrar okuma
form	MM, CM, KM' deki depolama formatı
	FU		Full, örneğin tüm elemanlar
	SY		Simetrik, örneğin sadece alt yarı düzlemsel
	..		Vektörleştirilmiş alt yarı düzlemsel
XM=	r		RA kartındaki: Kayıp veri değeri
SE	FI=	filename	Değişkenlerin Seçimi : Etiketlerin veya sayıların okuma listesi
MO	Model Kartı		
	NY=	n	y- değişkenlerinin sayısı
	NX=	n	x- değişkenlerinin sayısı
	NE=	n	Eta- değişkenlerinin sayısı
	NK=	n	Ksi- değişkenlerinin sayısı
	mn=	mf,ff	Parametre matrisinin tanımlaması mn={LY, LX, BE, GA, PH, PS, TE, TD, TH} mf={ZE, ID, IZ, ZI, DI, SD, SY, FU}, FF={FI, FR}
			Özel durum : PH=ST
			Ortalama parametre vektörünün tanımlanması mn={TY, TX, AL, KA}
	FI=		Sabit x- modeli
PA	mn		mn parametre matrisi için okuma kalıbı
MA	mn		mn parametre matrisi için başlangıç değerlerinin okunması
FR	p		Serbest olarak belirlenmiş parametreler
FI	p		Sabit olarak belirlenmiş parametreler
EQ	p		Eşit olarak belirlenmiş parametreler
VA	rp		Parametreler için tanımlama değeri
ST	rp		Parametreler için başlangıç değerinin tanımlanması
PL	p		Parametreler için uyum fonksiyonunun grafiğinin çizilmesi
HF	p		Otomatik olarak model değiştirme süresince serbest parametre yok
CO			Genel doğrusal veya doğrusal olmayan kısıtların belirtilmesi
IR			Parametrelerdeki kısıtların yerleştirilmesi

EK III. LISREL Sözdizimi (Syntax) Komutları (devam)

...	Kart İsmi		
PD	Path Diyagramı		
OU	Çıktı Seçim Kartı		
ME=	me	ML	Tahmin metodu
	IV		Yalnızca IV tahmin hesaplanır
	TS		Yalnızca TSLS tahminleri hesaplanır
	UL		IV ve EKK tahminleri hesaplanır
	GL		TSLS ve GEKK tahminleri hesaplanır
	ML		TSLS ve ML tahminleri hesaplanır
	WL		AEKK
	DW		Diyagonal AEKK
NS			
IO			Sadece başlangıçtaki tahminler
RO			Ridge seçimi
RC=	r	0.001	Ridge sabiti
XM			Çok değişkenli normallik testlerinin geçilmesi
PT			Teknik çıktının basımı
SE			Standart hataların basımı
TV			t- değerlerinin basımı
PC			Tahmin korelasyonlarının basımı
RS			Hataların, standartlaştırılmış hataların, Q-plot' un basımı
EF			Toplam ve dolaylı etkilerin basımı
VA			Varyans ve kovaryansların basımı
MR			VA ile özdeştir
MI			Modifikasyon göstergelerinin basımı
FS			Faktör skorlarının basımı
FD			İlk türevlerin basımı
SS			Standartlaştırılmış sonuçlar (gizil değişkenler)
SC			Tamamen standartlaştırılmış sonuçlar (tüm değişkenler)
ALL			Tüm çıktının basımı
IT=	n		Maksimum iterasyon sayısı (tahmin edilen bağımsız değişken sayısının üç katı)
SO			Ölçek kontrolü kapalı
AD	n		n iterasyondan sonra kabul edilebilirlik kontrolü
	0		İterasyon başladıktan sonra sadece kabul edilebilirlik kontrolü
	1		Her iterasyon sonra kabul edilebilirlik kontrolü
	OFF		Kabul edilebilirlik kontrolü kapalı
AM			Otomatik model modifikasyonu
SL=	n	1	Otomatik modifikasyon için anlamlılık düzeyi
Mn=			

EK III. LISREL Sözdizimi (Syntax) Komutları (devam)

Kısaltmalar	Anlamları	
filename	Bir DOS dosyası adı	
n	Doğal sayılar: 0,1,2,...	
r	Reel sayılar	
p	Tek bir parametre veya bir parametre seti	
fmt	Fortran formatı	
mn	LISREL matrisi veya vektör ismi	
me	Tahmin metodu	
mf	Bir matris veya vektör biçimi	
RA	Ham veri	
MM	Sıfır etrafındaki momentlerin matrisi	
CM	Kovaryans matrisi	
KM	Korelasyon matrisi	
AM	Büyütmüş moment matrisi	
ME	Ortalamalar vektörü	
SD	Standart sapmalar vektörü	
LA	Belirgin değişkenler için etiketler	
LK	Ksi değişkenleri için etiketler	
LE	Eta değişkenleri için etiketler	
Parametre Matrisleri:		Varsayılan
LY	Lambda-y	FU, FI
LX	Lambda-x	FU, FI
BE	Beta	ZE, FI
GA	Gamma	FU, FR
PH	Phi	SY, FR
PS	Psi	DI, FR
TD	Theta-delta	DI, FR
TE	Theta-epsilon	DI, FR
TH	Theat-delta-epsilon	ZE, FI
Parametre Vektörleri:		Varsayılan
TY	Tau-y	FI
TX	Tau-x	FI
KA	Kapa	FI
AL	Alpha	FI
EC	Parametre tahminlerinin kovaryans matrisi	
OM	En uygun skorları temel alan kovaryans matrisi	
PM	Polychoric, polyserial korelasyon	
AC	Asimptotik kovaryans matrisi	
AV	Kovaryans veya korelasyon matrisinin elemanlarının asimptotik varyansları	
DM	Kullanıcı tarafından tanımlanan diyagonal ağırlık matrisi	
SV	Tahmin edilen parametrelerin standart hata vektörü	
GF	Uyum iyiliği ölçüleri	
MA	Değişkenlerin yeniden düzenlenmesi ve/veya seçimi sonrasında analiz edilen matris	
PV	Tahmin edilen serbest parametreler	
TV	Tahmin edilen serbest parametrelerin t-değerleri	

EK III. LISREL Sözdizimi (Syntax) Komutları (devam)

Kısaltmalar	Anlamları
mf	Bir parametre matrisi veya vektörünün biçimi
FU	Tam diktörgenel
ZE	Sıfır
ID	Birim
DI	Diyagonal
SD	Sıfır diyagonal ile alt diyagonal
SY	Simetrik
ST	Birim diyagonal ile simetrik

EK IV. Gözlenen Değişkenlerin Kovaryans Matrisi

	ABK1	ABK2	ABK3	ASV1	ASV2	ASV3	ASK1	ASK2	ASK3	AH2	AH3	AH4	AG4	AG5	PEU1	PEU2	PEU5	PU1	PU2	PU4	AT1	AT2	AT4	AT7	EN1	EN2	EN4	URUN	YTL	
ABK1	0.98																													
ABK2	0.79	0.91																												
ABK3	0.78	0.83	0.92																											
ASV1	0.61	0.63	0.64	0.92																										
ASV2	0.60	0.60	0.62	0.75	0.93																									
ASV3	0.60	0.60	0.62	0.71	0.75	0.96																								
ASK1	0.49	0.52	0.52	0.50	0.49	0.50	0.95																							
ASK2	0.46	0.50	0.51	0.48	0.46	0.47	0.62	1.06																						
ASK3	0.42	0.43	0.43	0.49	0.48	0.48	0.48	0.60	1.15																					
AH2	0.39	0.40	0.41	0.38	0.31	0.37	0.28	0.29	0.31	1.44																				
AH3	0.33	0.35	0.35	0.34	0.28	0.33	0.29	0.24	0.26	0.96	1.10																			
AH4	0.39	0.38	0.40	0.37	0.33	0.38	0.29	0.28	0.28	0.92	0.90	1.08																		
AG4	0.19	0.19	0.24	0.20	0.17	0.15	0.18	0.23	0.16	0.26	0.23	0.31	1.36																	
AG5	0.21	0.21	0.24	0.23	0.17	0.19	0.20	0.23	0.24	0.35	0.29	0.33	0.67	0.93																
PEU1	0.34	0.35	0.34	0.34	0.30	0.31	0.28	0.19	0.22	0.38	0.33	0.34	0.22	0.25	0.93															
PEU2	0.35	0.32	0.32	0.32	0.28	0.40	0.26	0.24	0.19	0.45	0.33	0.35	0.28	0.28	0.52	0.98														
PEU5	0.41	0.38	0.37	0.4	0.41	0.41	0.31	0.31	0.34	0.42	0.36	0.39	0.25	0.24	0.38	0.41	0.94													
PU1	0.39	0.40	0.40	0.39	0.35	0.36	0.30	0.32	0.36	0.61	0.46	0.47	0.26	0.23	0.39	0.44	0.44	1.10												
PU2	0.42	0.41	0.41	0.40	0.34	0.39	0.31	0.32	0.31	0.49	0.51	0.42	0.32	0.3	0.41	0.47	0.43	0.65	0.97											
PU4	0.47	0.45	0.46	0.40	0.40	0.38	0.34	0.37	0.38	0.45	0.49	0.47	0.29	0.32	0.44	0.45	0.49	0.62	0.56	1.29										
AT1	0.49	0.47	0.47	0.48	0.46	0.47	0.41	0.42	0.37	0.61	0.47	0.51	0.31	0.36	0.4	0.42	0.41	0.51	0.53	0.55	1.11									
AT2	0.32	0.28	0.26	0.29	0.24	0.30	0.18	0.16	0.2	0.56	0.40	0.45	0.30	0.31	0.25	0.33	0.28	0.4	0.49	0.34	0.36	0.96								
AT4	0.28	0.28	0.29	0.29	0.23	0.26	0.23	0.26	0.25	0.50	0.43	0.46	0.26	0.31	0.29	0.29	0.3	0.38	0.43	0.48	0.56	0.3	0.97							
AT7	0.41	0.40	0.40	0.38	0.37	0.40	0.39	0.36	0.35	0.69	0.55	0.59	0.38	0.36	0.38	0.41	0.44	0.55	0.57	0.62	0.67	0.43	0.61	1.05						
EN1	0.30	0.32	0.31	0.26	0.22	0.29	0.28	0.28	0.31	0.65	0.49	0.53	0.3	0.36	0.33	0.38	0.38	0.53	0.54	0.56	0.57	0.48	0.52	0.66	1.21					
EN2	0.45	0.48	0.49	0.42	0.40	0.43	0.35	0.35	0.39	0.76	0.57	0.61	0.39	0.43	0.42	0.45	0.42	0.62	0.65	0.63	0.57	0.48	0.52	0.66	0.94	1.30				
EN4	0.36	0.37	0.37	0.33	0.30	0.31	0.29	0.30	0.36	0.72	0.54	0.56	0.32	0.37	0.36	0.4	0.39	0.6	0.61	0.6	0.62	0.5	0.58	0.71	0.91	1.01	1.22			
URUN	0.48	0.43	0.47	0.38	0.37	0.43	0.28	0.27	0.43	0.85	0.66	0.70	0.33	0.35	0.49	0.44	0.44	0.63	0.68	0.64	0.69	0.6	0.52	0.74	0.81	0.86	0.90	2.21		
YTL	0.50	0.48	0.53	0.46	0.4	0.47	0.33	0.30	0.39	0.97	0.68	0.73	0.34	0.36	0.49	0.44	0.44	0.63	0.68	0.64	0.75	0.65	0.56	0.78	0.78	0.93	0.89	1.98	2.68	

EK V. Modele İlişkin Tahmin Edilen Kovaryans Matrisi

	ABK1	ABK2	ABK3	ASV1	ASV2	ASV3	ASK1	ASK2	ASK3	AH2	AH3	AH4	AG4	AG5	PEU1	PEU2	PEU5	PU1	PU2	PU4	AT1	AT2	AT4	AT7	EN1	EN2	EN4	URUN	YTL	
ABK1	0.98																													
ABK2	0.79	0.91																												
ABK3	0.78	0.82	0.92																											
ASV1	0.59	0.62	0.62	0.92																										
ASV2	0.60	0.63	0.63	0.74	0.93																									
ASV3	0.58	0.61	0.61	0.72	0.73	0.96																								
ASK1	0.47	0.49	0.49	0.48	0.49	0.47	0.95																							
ASK2	0.49	0.52	0.52	0.50	0.51	0.50	0.60	1.06																						
ASK3	0.44	0.46	0.45	0.45	0.45	0.44	0.53	0.56	1.15																					
AH2	0.38	0.40	0.40	0.37	0.37	0.36	0.31	0.32	0.28	1.44																				
AH3	0.36	0.38	0.38	0.34	0.35	0.34	0.29	0.30	0.27	0.95	1.10																			
AH4	0.36	0.38	0.37	0.34	0.34	0.33	0.28	0.30	0.26	0.94	0.89	1.08																		
AG4	0.20	0.21	0.21	0.18	0.19	0.18	0.21	0.22	0.19	0.30	0.28	0.28	1.36																	
AG5	0.22	0.23	0.23	0.20	0.20	0.20	0.23	0.24	0.21	0.33	0.31	0.31	0.67	0.93																
PEU1	0.34	0.36	0.36	0.34	0.35	0.34	0.28	0.29	0.26	0.20	0.19	0.18	0.11	0.12	0.93															
PEU2	0.36	0.38	0.38	0.36	0.36	0.35	0.30	0.31	0.27	0.21	0.20	0.19	0.12	0.13	0.44	0.98														
PEU5	0.34	0.36	0.36	0.34	0.34	0.33	0.28	0.29	0.26	0.20	0.19	0.18	0.11	0.12	0.41	0.43	0.94													
PU1	0.38	0.40	0.40	0.38	0.38	0.37	0.32	0.33	0.29	0.46	0.43	0.42	0.21	0.23	0.38	0.40	0.38	1.05												
PU2	0.39	0.41	0.41	0.38	0.39	0.38	0.32	0.34	0.30	0.46	0.43	0.43	0.21	0.23	0.39	0.41	0.38	0.57	0.92											
PU4	0.38	0.40	0.40	0.37	0.38	0.37	0.31	0.33	0.29	0.45	0.43	0.42	0.21	0.23	0.38	0.40	0.38	0.57	0.57	1.24										
AT1	0.35	0.36	0.36	0.34	0.34	0.33	0.29	0.31	0.27	0.52	0.49	0.48	0.29	0.32	0.30	0.31	0.30	0.48	0.48	0.48	1.06									
AT2	0.25	0.26	0.26	0.24	0.24	0.24	0.21	0.22	0.19	0.37	0.35	0.35	0.21	0.23	0.21	0.22	0.21	0.34	0.35	0.34	0.40	0.93								
AT4	0.30	0.31	0.31	0.29	0.29	0.28	0.25	0.26	0.23	0.44	0.42	0.41	0.25	0.27	0.25	0.27	0.25	0.41	0.41	0.41	0.48	0.34	0.93							
AT7	0.38	0.40	0.40	0.37	0.38	0.36	0.32	0.34	0.30	0.57	0.54	0.53	0.32	0.35	0.33	0.35	0.33	0.53	0.53	0.53	0.61	0.44	0.53	0.99						
EN1	0.36	0.38	0.37	0.35	0.35	0.34	0.30	0.32	0.28	0.54	0.51	0.50	0.30	0.33	0.31	0.32	0.31	0.50	0.50	0.49	0.58	0.41	0.49	0.64	1.16					
EN2	0.41	0.43	0.43	0.40	0.40	0.39	0.34	0.36	0.32	0.61	0.58	0.57	0.34	0.37	0.35	0.37	0.35	0.57	0.57	0.56	0.66	0.47	0.56	0.72	0.88	1.24				
EN4	0.38	0.40	0.40	0.37	0.38	0.37	0.32	0.34	0.30	0.58	0.54	0.54	0.32	0.35	0.33	0.35	0.33	0.53	0.54	0.53	0.62	0.44	0.53	0.68	0.83	0.95	1.16			
URUN	0.36	0.37	0.37	0.35	0.35	0.34	0.30	0.31	0.28	0.53	0.50	0.50	0.30	0.33	0.31	0.32	0.31	0.49	0.50	0.49	0.57	0.41	0.49	0.63	0.77	0.88	0.83	2.17		
YTL	0.37	0.39	0.39	0.36	0.36	0.35	0.31	0.33	0.29	0.55	0.52	0.51	0.31	0.34	0.32	0.33	0.32	0.51	0.52	0.51	0.59	0.42	0.51	0.65	0.80	0.91	0.86	1.93	2.63	

KAYNAKLAR DİZİNİ

- Akkaya, Ş. ve Pazarlıoğlu, M.V., 1995, Ekonometri I, İzmir, 575 s.
- Alreck, P. and Settle, R.B., 2002, Gender effects on Internet, catalogue and store shopping, *Journal of Database Marketing*, 9(2), 150-162.
- Anatasi, A. and Urbina, S., 1997, *Psychological Testing*, Prentice – Hall International, Inc, 721 p.
- Andrews, D., Nonnecke, B. and Preece, J., 2003, Electronic survey methodology: a case study in reaching hard to involve internet users, *International Journal of Human-Computer Interaction*, 16(2), 185-210.
- Antony, S., Lin, Z. and Xu, B., 2006, Determinants of escrow service adoption in consumer-to-consumer online auction market: an experimental study, *Decision Support Systems*, 42 (3), 1889–1900.
- Arbuckle, J.L., 1994, AMOS: analysis of moment structures, *Psychometrika*, 59, 135–137.
- Arbuckle, J.L., 1997, *AMOS Users' Guide, Version 3.6*, Small Waters Corp., Chicago, IL, 606-615 p.
- Arminger, G. and Muthén, B., (1998). A Bayesian approach to nonlinear latent variable models using the Gibbs sampler and the Metropolis-Hastings algorithm. *Psychometrika*, 63(3), 271-300.
- Basilevsky, A.T., 1994, *Statistical Factor Analysis and Related Methods: Theory and Applications*, Wiley-Interscience, 768 p.
- Bentler, P.M. and Bonett, D.G., 1980, Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 558–606.
- Bentler, P.M., 1980, Multivariate analysis with latent variables: causal modeling, *Annual Review of Psychology*, 31, 419–456.
- Bentler, P.M., 1983, Some contributions to efficient statistics in structural models: specification and estimation of moment structures, *Psychometrika*, 48, 493–517.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Bentler, P.M., 1990, Comparative fit indexes in structural models. *Psychometrika*, 107, 238–246.
- Bentler, P.M., 1995, EQS Structural Equations Program Manual. Multivariate Software, Encino, CA.
- Bhatnagar, A., Misra, S. and Rao, H. R., 2000, on Risk, convenience, and Internet shopping behavior, *Communications of the ACM*, 43(11), 98-105.
- Bhattacharjee, A., 2001, An empirical analysis of the antecedents of electronic commerce service continuance, *Decision Support Systems*, 32(2), 201-214.
- Bidgoli, H., 2002, *Electronic Commerce: Principles and Practice*. USA: Academic Press, 497 p.
- BKM, 2008, Bankalararası Kart Merkezi, E-ticaret işlemleri, <http://www.bkm.com.tr/istatistik/>, (Erişim Tarihi: Eylül, 2008).
- Blalock, H.M., 1964, *Causal inferences in nonexperimental research*, The University of North Carolina Press, Chapel Hill, 27-94 p.
- Bollen, K.A. and Jöreskog, K.G., 1985, Uniqueness does not imply identification: A note on confirmatory factor analysis, *Sociological Methods and Research*, 14, 155-163.
- Bollen, K.A., (1989), *Structural Equations with Latent Variables*, Wiley, New York, 514 p.
- Boomsma, A. and Hoogland, J.J., 2001, The robustness of LISREL modeling revisited, *Structural Equation Modeling: Present and Future*, Cudeck, R., du Toit, S., Sörbom, D. (Eds.), Scientific Software International, Chicago, 139–168 p.
- Boomsma, A., 1985, Nonconvergence, improper solutions, and starting values in LISREL maximum likelihood estimation, *Psychometrika*, 52, 345–370.
- Borsboom, D., Mellenbergh, G. J. and van Heerden, J., 2003, The theoretical status of latent variables, *Psychological Review*, 110 (2), 203–219.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Borsboom, D., Mellenbergh, G.J. and Van Heerden, J., 2004, The concept of validity. *Psychological Review*, 111, 1061–1071.
- Brown, M., Pope, N. and Voges, K., 2003, Buying or Browsing? An exploration of shopping orientations and online purchase intention, *European Journal of Marketing*, 37(11/12), 1666-1685.
- Brown, T.A., 2006, *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*, The Guilford Press, New York, 475 p.
- Browne, M. W. and Cudeck, R., 1989, Single sample cross-validation indices for covariance Structures, *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 37, 62–83.
- Browne, M. W. and Cudeck, R., 1993, Alternative ways of assessing model fit, *Testing structural equation models*, K. A. Bollen and J. S. Long (Eds.), Newbury Park, CA: Sage, 136–162 p.
- Browne, M.W., 1982, Covariance Structures, *Topics in Applied Multivariate Analysis*, Hawkins , D.M. (Ed.), Cambridge: Cambridge University Press, 72-141 p.
- Browne, M.W., 1984, Asymptotically Distribution-free Methods in the Analysis of Covariance Structures, *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 37, 62-83.
- Browne, M.W., 1987, Robustness in Statistical Inference in Factor Analysis and Related Models, *Biometrika*, 74, 375-384.
- Bryman, A. and Cramer, D., 2001, *Quantitative data analysis with SPSS release 10 for Windows: a guide social scientists*, Routledge, London, UK, 254- 258 p.
- Burton-Jones, A. and Hubona, G.S., 2006, The Mediation of External Variables in the Technology Acceptance Model, *Information and Management*, (43), 706-717.
- Byrne, B.M., 1994, *Structural Equation Modeling with EQS and EQS/Windows: Basic Concepts, Applications, and Programming*, Thousand Oaks, CA: Sage, 304 p.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Byrne, B.M., 1998, Structural Equation Modeling with LISREL, PIRELIS and SIMPLIS: Basic Concepts, Applications, and Programming, Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale, NJ, 412 p.
- Byrne, B.M., 2001, Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming, Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale, NJ, 352 p.
- Byrne, B.M., Shavelson R.J. and Muthén B., 1989, Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 105, 456–466.
- Çelik, H.E., 2004, Bir tutum ölçme aracının geliştirilmesi için istatistiksel analizi ve bir uygulama, Yüksek Lisans Tezi, ESOĞÜ Fen Bilimleri Enstitüsü, 138 s.
- Çömlekçi, N, 2001, Bilimsel Araştırma Yöntemi ve İstatistiksel Sınama, Bilim Teknik Yayınevi.
- Chang, M.K., Cheung, W. and Lai, S.V., 2005, Literature derived reference models for the adoption of online shopping, *Information & Management*, 42, 543-559.
- Chang, H., Lee, R., Dillion, T. and Chang, E., 2001, E-Commerce: Fundamental and Applications, John Wiley Sons Ltd., 752 p.
- Chen, L.-D., Gillenson, M. L. and Sherrell, D. L., 2002, Enticing Online Consumers: An Extended Technology Acceptance Perspective, *Information & Management*, 39,(8): 705-719.
- Chen, L-D. and Tan, J., 2004, Technology adaptation in e-commerce:: key determinants of virtual stores acceptance, *European Management Journal*, 22(1), 74-86.
- Childers, T.L., Carr, C.L., Peck, J. and Carson, S., 2001, Hedonic and Utilitarian Motivations for Online Retail Shopping Behavior, *Journal of Retailing*, 77, 511-535.
- Chou, C.P. and Bentler, P. M., 1995, Estimation and tests in structural equation modeling, *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*, R. H. Hoyle (Ed.), Thousand Oaks, CA: Sage, 37–55 p.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Cooper, D.R. and Schindler, P.S., 2003, *Business Research Methods*, McGraw-Hill: New York, 744 p.
- Corbitt, B.J., Thanasankit, T. and Yi, H., 2003, Trust and e-commerce: a study of consumer perceptions, *Electronic Commerce Research and Applications*, 2(3), 203-215.
- Couper, M.P., 2000, Web Surveys: A review of issues and approaches, *Public Opinion Quarterly*, 64(4), 464-494.
- Crespo, A. H. and del Bosque, I. R., 2008, The effect of innovativeness on the adoption of B2C e-commerce: A model based on the Theory of Planned Behaviour, *Computers in Human Behavior*, 24(6), 2830-2847.
- Creswell, J., 2003, *Research Design: Qualitative, Quantitative, and Mixed Methods Approaches*, 2nd edition, Thousand Oaks, CA: Sage, 272 p.
- Cudeck, R., 2007, Factor Analysis in the Year 2004: Still Spry at 100, Factor analysis at 100: historical developments and future directions, R. Cudeck and R.C. MacCallum (Eds), Lawrence Erlbaum Associates, Inc, 1-9 p.
- Curran, P.J., West, S.G. and Finch, J.F., 1996, The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis, *Psychological Methods*, 1, 16–29.
- Cyr, D., Hassanein, K., Head, M. and Ivanov, A., 2007, The Role of Social Presence in Establishing Loyalty in e-Service Environments, *Interacting with Computers*, 19(1), 43-56.
- Dan, J. Kim, D.J., Ferrin, D.L. and Rao, H. R., 2008, A trust-based consumer decision-making model in electronic commerce: The role of trust, perceived risk, and their antecedents, *Decision Support Systems*, 44(2), 544-564.
- Davis, F.D., 1986, A technology acceptance model for empirically testing new end-user information systems: theory and results, PhD dissertation, Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, MA.
- Davis, F.D., 1989, Perceived usefulness, perceived ease of use, and user acceptance of information technology, *MIS Quarterly*, 13(3), 319-39.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Davis, F.D., Bagozzi, R.P. and Warshaw, P.R., 1989, User Acceptance of Computer Technology: A comparison of two theoretical models, *Management Science*, 35(8), 982-1003.
- Davis, F.D., Richard, P., Bagozzi, R.P. and Paul, P.W., 1992, Extrinsic and intrinsic motivation to use computer in the workplace, *Journal of Applied Social Psychology*, 22, 1111-11132.
- de Vaus, D., 2005, *Survey in social science*, Taylor & Francis Group, 536 p.
- Devaraj, S., Fan, M. and Kohli, R., 2002, Antecedents of B2C channel satisfaction and preference: validating e-commerce metrics, *Information Systems Research*, 13(3), 316-334.
- Devellioğlu F., 1985, *Osmanlıca-Türkçe Sözlük, İnkılâp*, İstanbul.
- Duncan, O.D., 1966, Path analysis: sociological examples. *The American Journal of Sociology*, 72 (1), 1-16.
- Fabrigar, L.R., Wegener, D.T., MacCallum, R.C. and Strahan, E.J., 1999, Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research, *Psychological Methods*, 4(3), 272-299.
- Flora, D.B. and Curran, P.J., 2004, An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data, *Psychological Methods*, 9(4), 466-191.
- Floyd, F. J., and Widaman, K. F., 1995, Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment*, 7, 286-299.
- Fox, J., 1984, *Linear Statistical Models and Related Methods*, Wiley, New York, p 449.
- Fox, J., 2006, *An introduction to structural equation modeling*, Lecture Notes, MCMaster University, Canada, 130 p. (unpublished).

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Gefen D. and Straub, D.W., 2000, The Relative Importance of Perceived Ease-of-Use in IS Adoption: A Study of E-Commerce Adoption, *Journal of the Association for Information Systems*, 1(8), 1-30.
- Gefen, D., 2000, E-commerce: the role of familiarity and trust, *Omega-International Journal of Management Science*, 28(6), 725–737.
- Gefen, D., 2002, Nurturing clients' trust to encourage engagement success during the customization of ERP systems, *Omega-International Journal of Management Science*, 30(4), 287–299.
- Gefen, D., Karahanna, E. and Straub, D. W., 2003, Trust and TAM in Online Shopping: An integrated model, *MIS Quarterly*, 27, 51-90.
- Genceli, M., 2007, Tek deęişkenli daęılımlar için kolmogorov-smirnov, lilliefors ve shapiro-wilk normallik testleri, *Mühendislik ve Fen Bilimleri Dergisi, Sigma*, 25 (4), 306-328.
- Goldsmith, R. E. and Bridges, E., 2000, E-tailing vs. retailing. Using attitudes to predict online buying behavior, *Quarterly Journal of Electronic Commerce*, 1(3), 245–253.
- Golob, T.F., 2003, Structural equation modeling for travel behavior research, *Transportation Research, B - Methodological*, 37, 1-25.
- Grace, J.B., 2006, *Structural Equation Modeling and Natural Systems*, Cambridge University Pres, 378 p.
- Gujarati, D.N., 2001, *Temel Ekonometri*, (Çev. Ü. Şenesen ve G.G. Şenesen), Literatür Yayıncılık, İstanbul, 849 s.
- Ha, S. And Stoel, L., 2008, Consumer e-shopping acceptance: antecedents in a technology acceptance model, *Journal of Business Research*, Article in pres, JBR- 06651; No of pages: 7.
- Hair, F. J., Anderson, E. R., Tatham, L. R. and Black, C. W., 1998, *Multivariate Data Analysis*, Prentice Hall, New Jersey, 928 p.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Hartmann, W.M., 1992, *The CALIS Procedure: Extended Users' Guide*, SAS Institute, Cary, NC.
- Hassanein, K. and Head M., 2007, Manipulating perceived social presence through the web interface and its impact on attitude towards online shopping, *Int. J. Human-Computer Studies*, 65, 689-708.
- Hayduk, L.A., 1987, *Structural Equation Modeling with LISREL: Essentials and Advances*, Johns Hopkins University Press, Baltimore, 405 p.
- Hoogland, J. J. and Boomsma, A., 1998, Robustness studies in covariance structure modeling: An overview and a meta-analysis, *Sociological Methods and Research*, 26, 329–367.
- Hoogland, J.J., 1999, *The robustness of estimation methods in covariance structure analysis*. Unpublished doctoral dissertation, University of Groningen, The Netherlands
- Hoyle, R. H., 1995, *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*, Thousand Oaks, CA: Sage Publications, 312 p.
- Hu, L. and Bentler, P.M., 1999, Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives, *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Hu, L.T., Bentler, P.M. and Kano Y., 1992, Can test statistics in covariance structure analysis be trusted ?, *Psychological Bulletin*, 112, 351-362.
- Jaccard, J. and Choi, K. W., 1996, *LISREL approaches to interaction effects in multiple regression*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Jansen, K.J., Corley, K.G. and Jansen, J.B., 2006, E-survey methodology, *Handbook of Research on Electronic Surveys and Measurements*, R.A., Reynolds, R. Woods and J.D. Baker (Eds), Information Science Reference, 2-8 p.
- Johnson, A. R. and Wichern, W. D., 1998, *Applied Multivariate Statistical Analysis*, Prentice Hall, New Jersey, 816 p.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Jones, J. M. and Vijayasathy, L. R., 1998, Internet consumer catalog shopping: Findings from an exploratory study and directions for future research, *Internet Research: Electronic Networking Applications and Policy*, 8(3), 322–330.
- Jöreskog, K.G., 1973, A general method for estimating a linear structural equation system, *Structural Equation Models in the Social Sciences*, A.S. Goldberger and O.D. Duncan (Eds.), New York: Seminar Pres (www.ssicentral.com).
- Jöreskog, K.G. and Sörbom, D., 1996, *LISREL 8: User's Reference Guide*, Scientific Software International, Chicago, 378 p.
- Jöreskog, K.G. and Goldberger, A.S., 1972, Factor analysis by generalized least squares, *Psychometrika*, 37, 243-260.
- Jöreskog, K.G. and Moustaki, I., 2001, Factor analysis of ordinal variables: A Comparison of three approaches, *Multivariate Behavioral Research*, 36(3), 347-387.
- Jöreskog, K.G. and Sörbom, D., 2002, *The Student Edition of LISREL 8.53 for Windows*, Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc.
- Jöreskog, K.G. and Sörbom, D., 1993, *LISREL 8 User's Reference Guide; PRELIS 2 User's Reference Guide*, Scientific Software International, Chicago.
- Jöreskog, K.G., 1967, Some contribution to maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 32, 443–482.
- Jöreskog, K.G., 1969, A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis, *Psychometrika*, 34, 183–202.
- Jöreskog, K.G., 1973, A general method for estimating a linear structural equation system, *Structural Equation Models in the Social Sciences*, Goldberger, A.S., Duncan, O.D. (Eds.), Seminar Press, New York, 85-112 p.
- Jöreskog, K.G., 1990, New developments in LISREL-Analysis of ordinal variables using polychoric correlations and weighted least squares, *Quality and Quantity*, 24, 387–404.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Jöreskog, K.G., 1994, On the estimation of polychoric correlations and their asymptotic covariance matrix, *Psychometrika*, 59, 381-389.
- Jöreskog, K.G., 1999, Formulas for skewness and kurtosis, <http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/kurtosis.pdf>, (Erişim tarihi: Temmuz 2008).
- Jöreskog, K.G., and Sörbom, D., 1981, LISREL V: Analysis of linear structural relationships by maximum likelihood and least squares methods (Research Report 81-8), Uppsala, Sweden: University of Uppsala, Department of Statistics.
- Jöreskog, K.G.,(2006), Structural Equation Modeling with Ordinal Variables using LISREL, Scientific Software International, Chicago, 77 p.
- Jöreskog, K. G. and Yang, F., 1996, Non-linear structural equation models: The Kenny-Judd model with interaction effects. In G.A. Marcoulides and R.E. Schumacker (Eds.) *Advanced Structural Equation Modeling: Issues and Techniques*, 57-88.
- Jöreskog, K.G. 1996, Testing Structural Equation Models, Bollen, K., and Cott, L. (Edt.), *Testing Structural Equation Models* (London: Sage Pub.).
- Jöreskog, K.G. 2005, Structural Equation Modeling with Ordinal Variables using LISREL, <http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs.ordinal.pdf>, (Erişim tarihi: Temmuz 2008).
- Jöreskog, K.G., 1981, Analysis of covariance structures. *Scand. J. Statistics*, 8, 65-92.
- Jöreskog, K.G. and Sörbom, D., 2004 LISREL 8: User's Reference Guide, Scientific Software International, North Lincoln Avenue, USA.
- Kalakota, R. and Whinston, A. B., 1997, *Electronic Commerce*, Massachusetts: Addison Wesley.
- Kaplan, D., 2000, *Structural Equation Modeling: foundations and extensions*, Sage Publications, Newbury Park, CA, 272 p.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Keller, C., 2005, Virtual learning environments: three implementation perspectives. *Learning, Media and Technology*, 30(3), 299-311.
- Kenny, D.A., Kashy, D.A. and Bolger, N., 1998, Data analysis in social psychology, *The handbook of social psychology*, Vol 2, Gilbert, D.T. and Fiske, S.T., et al. (Eds), Boston, MA: Mcgraw-Hill, 233-265 p.
- Keser, C., 2003, Experimental Games for the Design of Reputation Management Systems, *IBM System Journal*, 42(3), 498-506.
- Kettinger, W.J. and Lee, C.C., 1994, Perceived service quality and user satisfaction with the information services function. *Decision Sciences*, 25 (6), 737-766.
- Kim, D.J., Ferrin, D.L. and Rao, H.R., 2008, A trust-based consumer decision-making model in electronic commerce: The role of trust, perceived risk, and their antecedents, *Decision Support System*, 44, 544-564.
- Kim, E., 2003, Factors Impacting Customers' Trust in E-Business: an emperical study of customers' initial trust in e-Business, *The Southern Illinois University Carbondale, Doctoral Dissertations*, (Umi Microform number 3100760).
- Kimery, K.M. and McCord, M., 2002, Third-party assurances: mapping the road to trust in e-retailing, *Journal of Information, Technology Theory and Application*, 4(2), 63-81.
- Kline, R.B., 1998, Software programs for structural equation modeling: AMOS, EQS, and LISREL, *Journal of Psychoeducational Assessment*, 16, 302-323.
- Kline, B.R., 2005, Principles and practice of structural equation modeling, Second Edition, The Guilford Press, New York London, 385 p.
- Klopping, I. M. and McKinney, E., 2004, Information Technology, Learning, and Performance Journal, 24(1), 35-47.
- Kolsaker, A., Lee-Kelley, L. and Choy, P.C., 2004, The reluctant Hong Kong consumer Web use and their implications for e-commerce, *Journal of Consumer Studies*, 28(3), 195-304.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Koufaris, M., 2002, Applying the technology acceptance model and flow theory to online consumer behavior, *Information System research*, 13(2), 205-223.
- Land, K.C., 1969, Principles of path analysis, Borgatta, E.F (Ed.), *Sociological methodology*, The American Sociological Association, SanFrancisco, 3-37.
- Lee , Y.S., 2007, *Structural Equation Modeling: A Bayesian Approach*, John Wiley and Sons, Ltd, England, 432 p.
- Lee, J., Pi, S., Kwok, R.C., and Hyun, M.Q., 2003, The contribution of commitment value internet commerce: an empirical investigation, *Journal of Association for Information System*, 4, 39-64.
- Lee, S. Y. and Zhu, H.T., 2000, Statistical analysis of nonlinear structural equation models with continuous and polytomous data, *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 53, 209-232.
- Legris, P., Ingham, I. and Collerette, P., 2003, Why do people use information technology ? A critical review of the technology acceptance model, *Information Management*, 40(3), 191-204.
- Li, H., Kuo, C. and Russell, M. G., 1999, The impact of perceived channel utilities, shopping orientations, and demographics on the consumer's online buying behavior, *Journal of Computer-Mediated Communication*, 5(2).
- Li, Y., Liu, Y. and Zhao, Y., 2006, The role of market and entrepreneurship orientation and internal control in the new product development activities of Chinese firms. *Industrial Marketing Management*, 35, 336–347.
- Li, Y., Qi, J. and Shu, H., 2008, Review of relationships among variables in TAM, *Tsinghua Science & Technology*, 13(3), 273-278.
- Lian, J-W. and Lin, T-M., Effects of consumer characteristics on their acceptance of online shopping: Comparisons among different product types, *Computers in Human Behavior*, 24, 48-65.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Liao, Z. and Cheung, M. T., 2001, Internet-Based E-Shopping and Consumer Attitudes an Empirical Study, *Information & Management*, 38(5), 299-306.
- Lim, K-S., Lim, J-S, and Heinrichs, J.H., 2005, Structural model comparison of the determining factors for e-purchase, *Seoul Journal of Business*, December, 11 (2): 119-144.
- Limayem, M., Khalifa, M. and Frini, A., 2000, What makes consumers buy from Internet? A longitudinal study of online shopping, *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics-Part A: Systems and Humans*, 30, (4), 421-432.
- Lingyun, Q. and Dong, L., 2008, Applying TAM in B2C E-Commerce Research: An extended model, *Tsinghua Science & Technology*, 13(3), 265-272.
- Liu, C. and Arnett, K.P., 2000, Exploring the factors associated with Web site success in the context of electronic commerce, *Information and Management* 38 (1), 23–33.
- Loehlin, J.C., 2004, *Latent Variable Models: An introduction to factor, path, and structural analysis*, Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, 317 p.
- Lu, Y., Zhou, T., and Wang, B., 2009, Exploring Chinese users' acceptance of instant messaging using the theory of planned behavior, the technology acceptance model, and the flow theory, *Computers in Human Behavior*, 25(1), 29-39.
- Mardia, K.V., Kent, J.T. and Bibby, J.M., 1989, *Multivariate Analysis*, Academic Press, London, 518 p.
- Marsh, H.W., 1996, Positive and negative global self-esteem: A substantively meaningful distinction or artifacts, *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 810–819.
- Marsh, H.W., Wen, Z., Hau, K.T., (2004). Structural equation models of latent interactions: Evaluation of alternative estimation strategies and indicator construction. *Psychological Methods*, 9(3), 275-300.
- Maruyama, G.M., 1998, *Basics of Structural Equation Modeling*, SAGE Publications, Inc. Thousand Oaks, CA, 328 p.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- McDonald, R.P., 1985, Factor analysis and related methods, Hillsdale NJ: Lawrence Erlbaum, 272 p.
- McGartland, R.D., Berg-Weger, M., Tebb, S., Lee, E. S. and Rauch, S., 2003, Objectifying content validity: Conducting a content validity study in social work research, *Social Work Research*, 27(2), 94 - 104.
- McIntosh, A.R. and Gonzalez-Lima, F., 1994, Structural equation modeling and its application to network analysis of functional brain imaging, *Human Brain Map*, 2: 2-22.
- McKnight, D.H., Choudhury, V. and Kacmar, C., 2002, The impact of initial consumer trust on intentions to transact with a website: a trust building model, *Journal of Strategic Information Systems*, 11 (3-4), 297-323.
- Miyazaki, A.D. and Fernandez, A., 2000, Internet privacy and security: an examination of online retailer disclosures, *Journal of Public Policy and Marketing*, 19 (1), 54-61.
- Monsuwe, T.P.Y., Dellart, B.G.C. and de Ruyter, K., 2004, What drives consumers to shop online? A literature review, *International Journal of Service Industry Management*, 15(1), 102-121
- Moon, Ji-W. and Kim, Y. G., 2001, Extending the TAM for a World-Wide-Web context, *Information & Management*, 38(4), 217-230.
- Moulder B. C. and Algina, J., 2002, Comparison of methods for estimating and testing latent variable interactions. *Structural Equation Modeling*, 9, 119-125.
- Moustaki, I., 2000, A latent variable model for ordinal variables, *Applied Psychological Measurement*, 24(3), 211-233.
- Moustaki, I., 2007, Factor analysis and latent structure of categorical and metric data, *Factor analysis at 100: historical developments and future directions*, R. Cudeck and R.C. MacCallum (Eds), Lawrence Erlbaum Associates, Inc, 293-314 p.
- Moustaki, I., Jöreskog, K.G. and Mavridis, D., 2004, Factor models for ordinal variables with covariate effects on the manifest and latent variables: A Comparison of LISREL and IRT approaches, *Structural Equation Modeling*, 11(4), 487-513.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Muijs, D., 2004, *Doing Quantitative Research in Education: with SPSS*, Sage Publications Ltd, 240 p.
- Muthén, B., (1983). Latent variable structural equation modeling with categorical data. *Journal of Econometrics*, 22, pp. 43– 65.
- Muthén, B.O, 1984, A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical and continuous latent variable indicators. *Psychometrika*, 49, 115–132.
- Muthén, B.O., 1988, *LISCOMP: Analysis of linear structural equations with a comprehensive measurement model*, Scientific Software, Mooresville, IN.
- Muthén, L.K. and Muthén, B.O., 1998, *Mplus User's Guide*, Los Angeles, CA: Muthén and Muthén.
- Muthén, L.K. and Muthén, B.O., 2002, How to use a Monte Carlo study to decide on sample size and determine power, *Structural Equation Modeling*, 4, 599–620.
- Ngai, E. W. T. and Wat, F. K. T., 2002, A literature review and classification of electronic commerce research, *Information & Management*, 39(5), 415-429.
- Nunnally, J.C., 1978, *Psychometric Theory*, Mcgraw-Hill College; 2nd edition, 701 p.
- OECD, 2008, *The future of the internet economy: A statistical profile*, Seoul, Korea.
- Parasuraman, A., Zeithaml, V.A. and Berry, L.L., 1998, SERVQUAL: a multiple-item scale for measuring consumer perceptions of service quality. *Journal of Retailing*, 64(1), 12–40.
- Park, J., Lee, D. and Ahn, J., 2004, Risk-Focused E-Commerce Adoption Model: a cross-country study, *Journal of Global Information Management*, 7, 6-30.
- Pavlou, P. A., 2003, Consumer acceptance of electronic commerce: Integrating trust and risk with the Technology Acceptance Model, *International Journal of Electronic Commerce* 7(3), 101-134.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Pires, G., Stanton, J. and Eckford, A., 2004, Influences on the perceived risk of purchasing Online, *Journal of Consumer Behaviour*, 4(2), 118-131.
- Ranganathan, C. and Ganapathy, S., 2002, Key dimensions of business-to-consumer websites, *Information and Management*, 39, 457–465.
- Raykov, T. and Marcoulides, G.A., 2006, *A first course in structural equation modeling*, Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, 238 p.
- Reinecke, J. (2002). Nonlinear structural equation models with the theory of planned behavior: comparison of multiple group and latent product term analyses. *Quality & Quantity*, 36, 93-112.
- Reisinger, Y. and Turner, L., 1999, Structural equation modeling with Lisrel: application in tourism, *Tourism Management*, 20, 71 -84.
- Reymont, R. and Jöreskog, K.G., 1993, *Applied Factor Analysis in the Natural Sciences*, Cambridge Univ. Pres.
- Rodgers, S. and Harris, M. A., 2003, Gender and e-commerce: An exploratory study, *Journal of Advertising Research*, 43(3), 322-329.
- Rowley, J. and Slack, F., 2001, Leveraging customer knowledge – Profiling and personalisation in e-business, *International Journal of Retail & Distribution Management*, 29(9), 409–415.
- Saunders, M., Lewis, P. and Thornhill, A., 2003, *Research Methods for Business Students*, FT Prentice Hall: Harlow, 672 p.
- Sattora, A., and Bentler, P.M., 1994, Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis: Applications for mental research (339-419 p.), Thousand Oaks, CA: Sage [9].
- Scheines, R., Spirtes, P., Glymour, C. and Meek, C., 1994, *TETRAD II: Tools for Discovery*, Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale, NJ.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. and Müller, H., 2003, Evaluating the fit of structural equation models: Test of significance and descriptive goodness-of-fit measures, *Methods of Psychological Research - Online*, 8(2), 23-74.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Schumacker, R.E. and Lomax, R.G., 2004, A beginner's guide to structural equation modeling second edition, Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, 498 p.
- Sharma, S., 1996, Applied multivariate techniques, John Wiley and Sons Inc, 493 p.
- Sharma, S., Durvasula, S. and Dillon, W.R., 1989, Some results on the behavior of alternate covariance structure estimation procedures in the presence of non-normal data, *Journal of Marketing Research*, 26, 214-221.
- Shih, Pin H., 2004, An empirical study on predicting user acceptance of e-shopping on the Web, *Information & Management*, 41(3), 351-368.
- Shipley, B., 2004, Cause and Correlation in Biology, University Press, Cambridge, p 317.
- Sin, L. and Tse, A., 2002, Profiling Internet Shoppers in Hong Kong: demographic, psychographic, attitudinal and experiential factors, *Journal of Interactive Marketing*, 15, 17-29.
- SM Bilişim, 2008, Türkiye’de e-ticaret Raporu, <http://www.sanalmimarlar.com>, (Erişim Tarihi: Eylül, 2008), 4 s.
- Smith, J.T., 2008, Senior citizens and e-commerce websites: the role of perceived usefulness, perceived ease of use, and web site usability, *Informing Science: The International of an Emerging Transdiscipline*, 11, 59-83.
- Song, X. Y., Lee, S.Y., (2002). A Bayesian approach for multigroup nonlinear factor analysis. *Structural Equation Modeling*, 9(4), 523-553.
- SSICENTRAL, 2007, The assessment of the validity of constructs, www.ssicentral.com, (Erişim tarihi: Temmuz, 2008)
- Stafford, T. F., Turan, A. and Raisinghani, M. S., 2004, International and Cross-Cultural Influences on Online Shopping Behavior, *Journal of Global Information Management*, 7(2), 70-87.
- Stevens, J.P., 2002, Applied multivariate statistics for the social sciences, Erlbaum, Mahwah, 720 p.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Suh, B. and Han, I., 2002, Effect of trust on customer acceptance of Internet banking, *Electronic Commerce Research and Applications*, 1(3-4), 247-263.
- Susskind, A., 2004, Electronic commerce and World Wide Web Apprehensiveness: An examination of consumers' perceptions of World Wide Web, *Journal of Computer-Mediated Communication*, 9(3), 1-17.
- Tach, L., 1995, Using electronic mail to conduct survey research, *Educational Technology*, March-April, 27-31.
- Thorndike, R.M., Cunningham, G.K., Thorndike, R.L. and Hagen E.P., 1991, *Measurement and Evaluation in Psychology and Education*. 5th edition, Macmillian Publishing.
- Timm, H. N., 2002, *Applied Multivariate Analysis*. Springer – Verlag New York, 720 p.
- Tomer, A., 2003, A short history of structural equation models, *Structural equation modeling: Applications in Ecological and Evolutionary Biology*, B. Pugsek (Ed.), Cambridge University Press, 85–121 p.
- Traub, R. E., *Reliability for the Social Sciences Theory and Applications*, Vol 3., Sage Publications, 180 p.
- Treese, W.G. and Stewart, L.C., 1998, *Designing for Internet Commerce*, Addison-Wesley, Longham, New York, 400 p.
- TÜİK, 2008, Türkiye İstatistik Kurumu, Hane Halkı Bilişim Teknolojileri Kullanımı Araştırması, Haber Bülteni, sayı:138, www.tuik.gov.tr, (Erişim Tarihi: Eylül, 2008).
- Turban, E. and King, D., 2003, *Introduction to E-Commerce*, Prentice Hall, 537 p.
- Von Eye, A. and Bogat, D.A., 2004, Testing the assumption of multivariate normality, *Psychology Science*, 46(2), 243-258.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Wall, M.M., (2008). Maximum likelihood and Bayesian estimation for nonlinear structural equation models, to appear in the Handbook of Quantitative Methods in Psychology eds Roger Millsap and Albert Maydeu-Olivares. Available at Research Report 2007-021, Division of Biostatistics, University of Minnesota, 2007.
- Wall, M.M., Amemiya, Y., (2001). Generalized appended product indicator procedure for nonlinear structural equation analysis. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 26(1), 1-29.
- Wang, F. and Head, M., 2007, How can the Web help build customer relationships: An empirical study on e-tailing *Information & Management*, 44(2), 115-129.
- Wang, W. and Benbasat, I., 2005, Trust in and adoption of online recommendation agents, *Journal of the Association for Information Systems*, 6(3), 72-101.
- West, S. G, Finch, J. F. and Curran, P. J., 1995, Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies, *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*, H. Hoyle (Ed.), Thousand Oaks, CA: Sage, 56-75 p.
- Wu, I-L., and Chen, J-L., 2005, An extension of trust and TAM model with TPB in the initial adoption of on-line tax: an empirical study, *International Journal of Human-Computer Studies*, 62(6), 784-808.
- Xia, L., 2002, Affect as information: the role of affect in consumer online behaviors, *Advances in Consumer Research*, 29(1), 93-100.
- Yang, Z. And Jun, M., 2002, Consumer perception of e-service quality: from internet purchaser and non-purchaser perspectives, *Journal of Business Strategies*, 19(1), 19-41.
- Yang-Wallentin, F. and Jöreskog, K.G., 2001, Robust standard errors and chi-squares for interaction models, *New developments and techniques in structural equation modeling*, G. A. Marcoulides and R. E. Schumacker (Eds.), Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum, 159-171 p.
- Yu , J., Ha, I., Choi, M. and Rho, J., 2005, Extending the TAM for a t-commerce, *Information & Management*, 42(7), 965-976.

KAYNAKLAR DİZİNİ (devam ediyor)

- Yu, J., Ha, I., Choi, M. and Rho, J., 2005, Extending the TAM for a t-commerce Information & Management, Volume 42(7), 965-976.
- Yuanquan L., Jiayin Q. and Huaying, S., 2008, Review of relationships among variables in TAM, Tsinghua Science & Technology, 13(3), 273-278.
- Zabkar, V., 2000, Some Methodological Issues with Structural Equation Model Application in Relationship Quality Context, New Approaches in Applied Statistics, Anuška Ferligoj and Andrej Mrvar (Editors), Metodološki zvezki, 16, Ljubljana: FDV.
- Zhang, Y., 2000, using the internet for survey research: A case study, Journal of the American Society for Information Science, 51, 57-68.
- Zhou, L., Dai, L. and Zhang, D., 2007, Online Shopping Acceptance Model – A critical survey of consumer factors in online shopping, Journal of Electronic Commerce Research, 8(1), 41-62.

ÖZGEÇMİŞ

1975 yılında İstanbul’ da doğdu. İlk ve orta öğrenimini Lüleburgaz’ da tamamladı. Lisans eğitimini Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi İstatistik Bölümünde, yüksek lisans eğitimini Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü İstatistik Anabilim Dalı, Uygulamalı İstatistik Bilim dalında tamamladı. Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümünde araştırma görevlisi olarak çalışmaktadır. Evli olup, 2 çocuk babasıdır.