

T.C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

DOKTORA TEZİ

İKİLİ DEĞİŞKENLER İÇİN FAKTÖR ANALİZİ:
ÇALIŞMA YAŞAMI KALİTESİ ÜZERİNE BİR
UYGULAMA

HAKAN BEKTAŞ
2502110245

TEZ DANIŞMANI
DOÇ. DR. MUSTAFA TEKİN

İSTANBUL - 2015



T.C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ



DOKTORA
TEZ ONAYI

ÖĞRENCİNİN;

Adı ve Soyadı : HAKAN BEKTAŞ Numarası : 2502110245
Anabilim Dalı /
Anasanat Dalı / Programı : EKONOMETRİ Danışmanı : DOÇ. DR. MUSTAFA TEKİN
Tez Savunma Tarihi : 20.11.2015 Saati : 11:00
Tez Başlığı : İKİLİ DEĞİŞKENLER İÇİN FAKTÖR ANALİZİ: ÇALIŞMA YAŞAMI KALİTESİ ÜZERİNE
BİR UYGULAMA

TEZ SAVUNMA SINAVI, İÜ Lisansüstü Eğitim-Öğretim Yönetmeliği'nin 50. Maddesi uyarınca yapılmış,
sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin KABULÜNE OYBİRLİĞİ / OYÇOKLUĞUYLA karar verilmiştir.

JÜRI ÜYESİ	İMZA	KANAATI (KABUL / RED / DÜZELTME)
1- PROF. DR. NİLGÜN ÇİL		
2- PROF. DR. A. KARUN NEMLIOĞLU		Kabul
3- PROF. DR. TARGAN ÜNAL		KABUL
4- PROF. DR. SELAHATTİN GÜRİŞ		Kabul
5- DOÇ. DR. MUSTAFA TEKİN		Kabu /

YEDEK JÜRI ÜYESİ	İMZA	KANAATI (KABUL / RED / DÜZELTME)
1- PROF. DR. M. FAZIL GÜLER		
2- YRD. DOÇ. DR. SEMA ULUTÜRK AKMAN		Kabul

İKİLİ DEĞİŞKENLER İÇİN FAKTÖR ANALİZİ: ÇALIŞMA YAŞAMI KALİTESİ ÜZERİNE BİR UYGULAMA

HAKAN BEKTAŞ

ÖZ

Faktör analizi; çok sayıda gözlenen değişken arasındaki doğrusal ilişkilerin, kavramsal olarak anlamlı ve nispeten daha az sayıda gizil değişken ile açıklanmasını amaçlayan çok değişkenli istatistiksel yöntemdir. İncelenen gözlenen değişkenlerin ölçüm düzeyinin ikili olması durumunda ise; ikili değişkenler için faktör analizi yöntemi kullanılmakta olup; bu çalışmada söz konusu yöntemin teorik yapısı incelenmiştir.

İkili değişkenler için faktör analizinin teorik yapısının ele alınmasında sonra, analizin uygulanışını göstermek amacıyla ampirik bir çalışma gerçekleştirilmiştir. Bu amaç doğrultusunda; Türkiye’de devlet yükseköğretim kurumlarında çalışan öğretim elemanlarının çalışma yaşam kalitesinin araştırmasıyla elde edilen veri kümesi kullanılmıştır. Veri toplama aşamasında; e-anket tekniği kullanılarak 66 devlet üniversitesinden 550 öğretim elemanına ulaşılmıştır. Bu çalışmanın veri kısıtı altında elde edilen analiz bulguları değerlendirildiğinde; doğrusal ilişki katsayısı olarak dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon katsayısı kullanıldığında ağırlıklandırılmamış en küçük kareler (ULS) ile ortalamaya ve varyansa göre düzeltilmiş ağırlıklandırılmış en küçük kareler (WLSMV) metotlarının benzer sonuçlar sunduğu görülmüştür. Böylelikle gözlenen değişkenlerin ölçüm düzeyleri ikili olduğunda; faktör modelinin tahmini için ULS ve WLSMV metotlarının kullanılabileceği ortaya konulmuştur. Ayrıca bu çalışma kapsamında yükseköğretim kurumlarında çalışan öğretim elemanlarının çalışma yaşam kalitesinin ölçülmesi için güvenilir ve geçerli bir ölçek de önerilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Faktör Analizi, İkili Değişkenler, Gizil Değişkenler, Çalışma Yaşamı Kalitesi, Yükseköğretim

FACTOR ANALYSIS FOR BINARY VARIABLES: AN APPLICATION ON THE QUALITY OF WORKING LIFE

HAKAN BEKTAŞ

ABSTRACT

Factor Analysis is a multivariate statistical method willing to describe linear relationship between a set of observed variables through conceptually meaningful and relatively lower number of latent variables. If the measurement level of analyzed observed variables is binary, the method of Factor Analysis for Binary Variables is used. In this research, theoretical constructs of that method have been examined.

After examining theoretical constructs of Factor Analysis for Binary Variables, an empirical study has been conducted in order to demonstrate the application of the analysis. In accordance with this purpose, data set, obtained through researching the quality of working life of academic staff in State higher education institutions in Turkey, has been used. 550 academic staff from 66 State universities had been reached out through e-survey at the data collection stage. Considering the findings, acquired under data constraints, of this study, it has been revealed that when tetrachoric correlation coefficient is used as a linear correlation coefficient, Unweighted Least Squares (ULS) and Mean and Variance Adjusted Weighted Least Squares (WLSMV) methods offer similar results. Thus, it has been put forward that ULS and WLSMV methods could be used to estimate factor model, whether the measurement level of observed variables is binary. Furthermore, within the context of this study, a reliable and valid scale has been proposed to measure the quality of working life of academic staff in higher education institutions.

Keywords: *Factor Analysis, Binary Variables, Latent Variables, Quality of Working Life, Higher Education*

ÖNSÖZ

Bu çalışma ile faktör analizi yönteminin teorik yapısı ele alınmış olup; gözlenen değişkenlerin ölçüm düzeylerinin ikili olması durumunda izlenmesi gereken adımlar ampirik bir çalışmayla anlatılmıştır. Faktör analizi; yaygın kullanılan çok değişkenli istatistiksel yöntemlerden biri olmasına rağmen, kategorik veriler için uygulanabilirliği konusundaki tartışmalar geçmişten günümüze sürmüştür. Bu çalışmayla devlet yükseköğretim kurumlarında çalışan öğretim elemanlarının çalışma yaşamı kalitesi üzerine bir uygulama ile söz konusu tartışmalar çerçevesinde ikili değişkenler için faktör analizinin ele alınmıştır.

Sadece bu çalışmanın ortaya çıkmasında değil, lisans ve lisansüstü öğrenimim boyunca bilgilerini, görüşlerini ve zamanını benden esirgmeden her konuda yol gösterip destek olan değerli hocam ve danışmanım Sayın Doç. Dr. Mustafa TEKİN'e sonsuz teşekkürlerimi sunarım. Ayrıca bu tez çalışması süresince bana değerli vakitlerini ayıran, çalışmamın gelişimi süresinde katkılarını esirgemeyen tez komitesi üyelerim değerli hocalarım Prof. Dr. Nilgün ÇİL'e ve Prof. Dr. Targan ÜNAL'a teşekkür ederim.

Tezimin her aşamasında bilgisini, zamanını, sabrını ve desteğini esirgmeden hep yanımda olan ve pozitif enerjisiyle her zaman daha iyisini yapmam konusunda beni motive eden değerli hocam Sayın Yrd. Doç. Dr. Sema ULUTÜRK AKMAN'a sonsuz teşekkürlerimi sunarım. Faktör analizi yazınında birçok esere sahip olup; bu alandaki bilgi birikimini ve kütüphanesini benimle paylaşan değerli hocam Sayın Yrd. Doç. Dr. Mürüvvet PAMUK' a akademik gelişimime katkılarından dolayı teşekkürü bir borç bilirim. Bu süreçteki katkılarından dolayı değerli dostlarım; Sinan ALTUN'a, Emir KAYACAN'a ve Mehmet GÜLER'e teşekkür ederim. Ayrıca bugüne dek üzerimde emeği olan bütün hocalarıma da teşekkürlerimi sunarım.

Hayatımın her döneminde yanımda olan ve beni bugünlere getirirken maddi-manevi desteklerini hiçbir zaman esirgemeyen canım Anneme ve Babama; varlıkları ile hayatıma anlam katan sevgili kardeşlerim Gökhan'a ve Suna'ya çok teşekkür ederim.

İÇİNDEKİLER

Sayfa

ÖZ.....	iii
ABSTRACT	iv
ÖNSÖZ.....	v
TABLolar LİSTESİ.....	ix
GRAFİK LİSTESİ	xii
ŞEKİL LİSTESİ.....	xiii
KISALTMALAR LİSTESİ.....	xiv
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

FAKTÖR ANALİZİNE GENEL BİR BAKIŞ

1.1. Faktör Analizin Tarihsel Gelişimi	4
1.2. Faktör Analizinin Felsefesi ve Amaçları	6
1.2.1. Faktör Analizinin Felsefesi	7
1.2.2. Faktör Analizin Amaçları	11

İKİNCİ BÖLÜM

FAKTÖR ANALİZİNİN TEMEL YAPISI

2.1. Faktör Analizinin Temel Kavramları.....	14
2.1.1. Tek Faktörlü Model.....	14
2.1.2. İki Faktörlü Model	19
2.1.3. Çok Faktörlü Model	22
2.2. Faktör Belirsizliği	24
2.3. Faktör Analizi Tasarımı	27
2.3.1. Değişken Seçimi ve Sayısı	28
2.3.2. Ölçüm Düzeyi	30

2.3.3. Örnek Büyüklüğü ve Seçimi	35
2.4. Faktör Analizinin Uygulanabilirliği.....	43

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

FAKTÖR MODELİNİN TAHMİNİ VE DEĞERLENDİRİLMESİ

3.1. Faktör Tahmin Metotları.....	48
3.1.1. Temel Bileşenler Metodu.....	49
3.1.2. Ağırlıklandırılmamış En Küçük Kareler Metodu	57
3.1.3. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Metodu.....	58
3.1.4. Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler Metodu	60
3.1.5. Dayanıklı Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler Metodu.....	61
3.2. Uygun Faktör Sayısının Belirlenmesi.....	63
3.2.1. Kaiser – Guttman Kuralı	64
3.2.2. Yamaç Testi	67
3.2.3. Varyans Yüzdesi Kriteri.....	68
3.2.4. Paralel Analiz	69
3.2.5. En Küçük Ortalamalı Kısmi Korelasyon Metodu.....	71
3.2.6. Yorumlanabilirlik Kriteri	74
3.3. Faktör Döndürme Yöntemleri.....	75
3.4. Faktör Skorlarının Hesaplanması.....	85

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

DEVLET YÜKSEKÖĞRETİM KURUMLARINDA ÇALIŞAN ÖĞRETİM ELEMANLARININ ÇALIŞMA YAŞAMI KALİTESİNİN İKİLİ DEĞİŞKENLER İÇİN FAKTÖR ANALİZİ YÖNTEMİ İLE İNCELENMESİ

4.1. Yaşam Kalitesi Kavramı	91
4.2. Çalışma Yaşamı Kalitesi ve Bileşenleri.....	99
4.3. Araştırmanın Amacı ve Kapsamı.....	109
4.4. Örneklem Planı ve Verilerin Toplanması	113
4.5. Ölçme Aracının Tasarlanması	120
4.6. Araştırma Yöntemi	124

4.7. İkili Değişkenler için Faktör Analizi Yönteminin Uygulanması.....	128
4.7.1. Faktör Analizinin Uygulanabilirliğinin İncelenmesi.....	130
4.7.2. Faktör Modelinin Tahmini ve Değerlendirilmesi	134
4.7.3. Faktör Skorlarının Hesaplanması.....	160
SONUÇ.....	168
KAYNAKÇA	176
EK -1: ANKET FORMU	191
ÖZGEÇMİŞ.....	193

TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo 1.1: Ülkelerin Özellikleri	8
Tablo 1.2: İki Hipotetik Boyut için Faktör Skorları.....	11
Tablo 2.1: Tek Faktörlü Model için Örüntü Yükleri, Yapı Yükleri ve Varyanslar ..	18
Tablo 2.2: İki Faktörlü Model için Örüntü Yükleri, Yapı Yükleri ve Açıklanan Varyans.....	20
Tablo 2.3: İki Faktörlü Model için Varyanslar	21
Tablo 2.4: Korelasyon Katsayısı Türleri	33
Tablo 2.5: Çeşitli Kriterler için Asgari Örnek Büyüklüğü Önerileri	38
Tablo 2.6: Çeşitli Örnek Büyüklükleri için Gözlem Sayısı ve n/d Değerleri	39
Tablo 2.7: KMO Değerleri ve Yorumları.....	46
Tablo 3.1: Mükemmel Basit Yapı ile Thurstone'ın Basit Yapısının Kıyaslanması..	77
Tablo 3.2: Mükemmel İndikatör ile Thurstone'ın Basit Yapısının Kıyaslanması	78
Tablo 3.3: Saat Yönünde Dik Faktör Döndürmesi.....	82
Tablo 4.1: 2014 Yılı için Devlet Üniversitelerindeki Öğretim Elemanları Sayısı ..	114
Tablo 4.2: 2014 Yılı için Devlet Üniversitelerindeki Öğretim Elemanlarının Cinsiyete Göre Dağılımı.....	114
Tablo 4.3: 2014 Yılı için Devlet Üniversitelerindeki Öğretim Elemanlarının Unvan Düzeylerine Göre Cinsiyet Dağılımı.....	115
Tablo 4.4: Katılımcıların Demografik Özelliklerinin Dağılımı	118
Tablo 4.5: Katılımcıların Unvana Göre Dağılımı	119
Tablo 4.6: Katılımcıların Üniversitede Çalışma Süresine Göre Dağılımı	119
Tablo 4.7: WRQoL Ölçeğinin Türkçe Versiyonu	123
Tablo 4.8: 21 Değişken için KMO Değeri ve Bartlett Küresellik Testi Sonucu.....	133
Tablo 4.9: MSA Değerleri.....	133

Tablo 4.10: 21 Değişken için Korelasyon Matrisinin Özdeğerleri ve Toplam Açıklanan Varyans.....	134
Tablo 4.11: 20 Değişken için KMO Değeri ve Bartlett Küresellik Testi Sonucu...	137
Tablo 4.12: 20 Değişken için Korelasyon Matrisinin Özdeğerleri ve Toplam Açıklanan Varyans.....	137
Tablo 4.13: 20 Değişken için Uygun Faktör Sayısının Belirlenmesine İlişkin Bulgular	138
Tablo 4.14: 19 Değişken için KMO Değeri ve Bartlett Küresellik Testi Sonucu...	139
Tablo 4.15: 19 Değişken için Korelasyon Matrisinin Özdeğerleri ve Toplam Açıklanan Varyans.....	139
Tablo 4.16: 19 Değişken için Uygun Faktör Sayısının Belirlenmesine İlişkin Bulgular	140
Tablo 4.17: 16 Değişken için KMO Değeri ve Bartlett Küresellik Testi Sonucu...	141
Tablo 4.18: 16 Değişken için Korelasyon Matrisinin Özdeğerleri ve Toplam Açıklanan Varyans	141
Tablo 4.19: 16 Değişken için Uygun Faktör Sayısının Belirlenmesine İlişkin Bulgular	142
Tablo 4.20: Faktör Analizi Sonuçları (ULS).....	143
Tablo 4.21: Faktörlerin Açıkladığı Varyanslar	144
Tablo 4.22: Cronbach's α ve Sıralamalı α Katsayıları	147
Tablo 4.23: Model için Uyum Ölçütleri (ULSMV)	149
Tablo 24: Yakınsama Geçerliliği Göstergeleri	151
Tablo 4.25: Ayırsama Geçerliliğinin Göstergeleri.....	152
Tablo 4.26: Faktör Analizi Sonuçları (WLSMV)	154
Tablo 4.27: Faktörlerin Açıkladığı Varyanslar (WLSMV).....	155
Tablo 4.28: Model için Uyum Ölçütleri (WLSMV)	156

Tablo 4.29: Yakınsama Geçerliliği Göstergeleri.....	156
Tablo 4.30: Ayırsama Geçerliliğinin Göstergeleri.....	157
Tablo 4.31: Korelasyon Katsayısı Türü ve Tahmin Metotları Açısından Faktör Yüklerinin Karşılaştırılması	158
Tablo 4.32: Mann – Whitney U Testi Sonuçları	163
Tablo 4.33: Sıra Ortalaması Tablosu (Mann – Whitney U Testi).....	164
Tablo 4.34: Kruskal – Wallis Testinin Sonuçları.....	165
Tablo 4.35: Sıra Ortalaması Tablosu (Kruskal – Wallis Testi).....	165
Tablo 4.36: Mann – Whitney U Testi Sonuçları (Unvan).....	166

GRAFİK LİSTESİ

Grafik 1.1: Faktör Yapısının Geometrik Gösterimi.....	10
Grafik 3.1: Kaiser – Guttman Kuralının Gösterimi	66
Grafik 3.2: Yamaç Testi Grafiği	68
Grafik 3.3: Uygun Ortak Faktör Sayısı için Paralel Analiz Grafiği	71
Grafik 3.4: En Küçük Ortalamalı Kısmi Korelasyon Metodu.....	73
Grafik 3.5: Dik ve Eğik Faktör Döndürmesi Gösterimi	79
Grafik 3.6: Yapı Yüğü ve Örüntü Yüğü Gösterimi	80
Grafik 4.1: Yamaç Testi ve Paralel Analiz Sonuçları.....	135

ŞEKİL LİSTESİ

Şekil 2.1: Zeka ile Test Skorları Arasındaki İlişki (Tek Faktörlü Model)	16
Şekil 2.2: Standardize Bir Değişkenin Toplam Varyansının Parçalara Ayrılması ...	17
Şekil 2.3: SAB ve SÖB ile Test Skorları Arasındaki İlişki (İki Faktörlü Model)	19
Şekil 2.4: Dik Faktör Modelinin Matris Yardımıyla Gösterimi	25
Şekil 2.5: ES ve VHS Faktörlerine İlişkin Model	28
Şekil 2.6: Üç Gözlenen Değişken için Faktör Modeli	29
Şekil 2.7: Çapraz Tablo	34
Şekil 3.1: X1 ve X2 Değişkenleri Arasındaki İlişkinin Gösterimi	51
Şekil 3.2: Temel Bileşenlerin Gösterimi	52
Şekil 3.3: EKK ile Temel Bileşenler Metodunun Karşılaştırılması	53
Şekil 4.1: Yaşam Kalitesi Kavramının Çerçevesi	98
Şekil 4.2: Çalışma Yaşam Kalitesi Kavramı	100
Şekil 4.3: Çalışma Yaşam Kalitesinin Bileşenleri	106
Şekil 4.4: Phi Korelasyon Katsayısına İlişkin Frekans Tablosu	111

KISALTMALAR LİSTESİ

ABD:	Amerika Birleşik Devletleri
ADF:	Asimptotik olarak Dağılımdan Bağımsız (Asymptotically Distribution Free)
AFA:	Açıklayıcı Faktör Analizi
AR-GE:	Araştırma-Geliştirme
ASV:	Ortalama Paylaşılan Varyans (Average Shared Squared Variance)
CAW:	İşyerinde Kontrol (Control at Work)
CFI:	Comparative Fit Index (Karşılaştırmalı Uyum İndeksi)
ÇYK:	Çalışma Yaşamı Kalitesi (Quality of Working Life)
DFA:	Doğrulayıcı Faktör Analizi
EKK:	En Küçük Kareler
ES:	Ekonomik Sorunlar
FSS:	Korku Tarama Ölçeği (Fear Survey Schedule)
FQ:	Korku Anketi (Fear Questionnaire)
GLS:	Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (Generalized Least Squares)
GSMH:	Gayri Safi Milli Hâsıla
GWB:	Genel İyilik Hali (General Well-Being)
HWI:	Ev – İş Etkileşimi (Home – Work Interface)
IQ:	Zeka Düzeyi
JCS:	İş ve Kariyer Memnuniyeti (Job and Career Satisfaction)
JS:	İş Memnuniyeti (Job Satisfaction)
KAS:	Kişi Başına Düşen Araç Sayısı
KGSMH:	Kişi Başına Düşen Gayri Safi Milli Hâsıla

KMO:	Kaiser – Meyer – Olkin
KOR:	Korelasyon
KOV:	Kovaryans
KTS:	Kişi Başına Düşen Telefon Sayısı
MAP:	En Küçük Ortalamalı Kısmi Korelasyon (Minimum Average Partial)
MSA:	Örneklem Yeterlilik Ölçütü (Measure of Sampling Adequacy)
MSV:	En Büyük Paylaşılan Varyans (Maximum Shared Squared Variance)
NNFI:	Normlaştırılmamış Uyum İndeksi (Non-Normed Fit Index)
PA:	Paralel Analiz (Parallel Analysis)
RMSEA:	Yaklaşım Hatasının Kareli Ortalamasının Karekökü (Root Mean Square Error Approximation)
RMSR:	Root Mean Square Residual (Kalıntı Kareler Ortalamasının Karekökü)
RWLS:	Dayanıklı Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler (Robust Weighted Least Squares)
SAB:	Sayısal Beceri
SAW:	İşyerinde Stres (Stress at Work)
SÖB:	Sözel Beceri
TLI:	Tucker – Lewis Index (Tucker – Lewis İndeksi)
ULS:	Ağırlıklandırılmamış En Küçük Kareler (Unweighted Least Squares)
ULSMV:	Ortalamaya ve Varyansa Göre Düzeltilmiş Ağırlıklandırılmamış En Küçük Kareler (Mean and Variance Adjusted Unweighted Least Squares)

VAR:	Varyans
VHS:	Vatandaşlık Hakları Sorunu
WCS:	Çalışma Koşulları (Working Conditions)
WHO:	Dünya Sağlık Örgütü (The World Health Organisation)
WLB:	İş – Yaşam Dengesi (Work – Life Balance)
WLS:	Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler (Weighted Least Squares)
WLSM:	Ortalamaya Göre Düzeltilmiş Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler (Mean Adjusted Weighted Least Squares)
WLSMV:	Ortalamaya ve Varyansa Göre Düzeltilmiş Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler (Mean and Variance Adjusted Weighted Least Squares)
WRQoL:	Çalışma Hayatına İlişkin Yaşam Kalitesi (Work-Related Quality of Life)
YBYS:	Yükseköğretim Bilgi Yönetim Sistemi
YÖK:	Yükseköğretim Kurulu

GİRİŞ

Faktör analizi, çok değişkenli veri kümesinin özetlenmesinde yaygın olarak kullanılan bir yöntemdir. Bu yöntem ile gözlenen değişkenler arasındaki doğrusal ilişkiler incelenerek; bu ilişkilerin ardındaki az sayıdaki gözlenemeyen yapılar keşfedilmektedir. Bu gözlenen değişkenler arasındaki doğrusal ilişkilerin incelenmesinde ise birçok korelasyon katsayısı türü kullanılmasına rağmen verinin özellikleri göz önüne alınarak, uygun olan korelasyon katsayısı türüne karar verilmesi oldukça önem arz etmektedir. Çünkü tercih edilen herhangi bir korelasyon katsayısının kullanılabilmesi için gerekli varsayımların sağlanmaması durumunda; gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon katsayılarının değerleri ve sonrasında ulaşılan faktör analizi bulguları yanıltıcı olmaktadır. Örneğin, sosyal ve davranışsal bilimlerde gözlenen değişkenlerin genellikle ikili olmasına ya da az sayıda sıralı kategoriden meydana gelmesine rağmen, yaygın kullanılan paket programlarda ön tanımlı (default) olarak Pearson korelasyon katsayısına dayanan faktör analizinin uygulanması yanıltıcı bulgulara ulaşılmasına neden olmaktadır. Bilindiği üzere; gözlenen değişkenlerin ölçüm düzeylerinin en azından aralık ölçek olması durumunda Pearson korelasyon katsayısının hesaplanması önerilmektedir. Bunun yanı sıra verinin özellikleri doğrultusunda uygun olan faktör tahmin metodlarının tercih edilmemesi ve diğer aşamalarda da bu durumun göz ardı edilmesi halinde yine yanıltıcı bulgulara ulaşılmaktadır.

Faktör analizi yöntemi, yaklaşık yüzyıl önce geliştirilmiş ve hala en yaygın kullanılan çok değişkenli istatistiksel yöntemlerden biri olmasına rağmen, kategorik veriler için uygulanabilirliği konusundaki tartışmalar geçmişten günümüze sürmüştür. Özellikle, gözlenen değişkenlerin ikili olduğu ya da az sayıda kategoriden oluştuğu, sosyal ve davranışsal bilimler alanında bu tartışma daha da ilgi uyandırmaktadır. Bu araştırma probleminden hareketle bu çalışmada ikili değişkenler için faktör analizi yönteminin teorik yapısı ele alınacak ve ardından ampirik çalışmayla yöntemin uygulanması adım adım gösterilecektir.

Çalışmanın birinci bölümünde, genel olarak daha sonraki bölümlere temel oluşturması açısından faktör analizinin tarihsel gelişiminden, genel yapısından ve amaçlarından bahsedilecektir. Sosyal ve davranışsal bilimler alanında faktör analizinin önemine değinilerek gizil değişkenlerin ve gözlenen değişkenlerin tanımına yer verilecek olup tarihsel süreç içinde gelişimi ele alınacaktır. Ardından faktör analizinin bilimsel araştırmalardaki rolünün anlaşılabilmesi için temel kavramlardan bahsedilecek ve analizin amaçları detaylı bir şekilde anlatılacaktır.

Çalışmanın ikinci bölümünde; faktör analizinin temel kavramları, Charles Spearman'ın insan zekâsını modellemek amacıyla yaptığı çalışmasından hareketle ele alınacaktır. Bu amaç doğrultusunda; sırasıyla tek faktörlü model, iki faktörlü model ve çok faktörlü model incelenerek ortak faktör (common factor), faktör yükleri (factor loadings), spesifik faktör (unique factor) ve ortak varyans (communality) gibi faktör analizinin temel kavramları açıklanacaktır. Sonrasında ise faktör analizinin uygulanabilirliğinin araştırılmasından önce incelenmesi gereken bazı hususlara yer verilecektir. “Faktör Analizi Tasarımı” olarak adlandırabileceğimiz bu aşamada; değişken seçimi ve sayısı, gözlenen değişkenin ölçüm düzeyi, örnek büyüklüğü ve seçimi konuları ele alınacaktır. Takip eden süreçte ise; faktör analizinin uygulanabilirliği için sağlanması gereken varsayımlar hakkında bilgi verilecek olup bu hususta kullanılması önerilen kriterlerden bahsedilecektir.

Üçüncü bölümde; faktör analizi yönteminin, araştırma probleminin yanıtlanmasında uygun bir yöntem olduğuna karar verilip analizin uygulanabilmesi için gerekli varsayımların sağlanması neticesinde takip edilmesi gereken aşamalar hakkında detaylı bilgiler sunulacaktır. Bu bölümde; gözlenen değişkenlerin ölçüm düzeylerinin ikili olması halinde literatürde kullanılması önerilen tahmin metotları tanıtılacaktır. Ardından uygun faktör sayısının belirlenmesinde kullanılan kriterler, ayrıntılı olarak ele alınacaktır. Faktör modeli tahmin edilip uygun faktör sayısına karar verilmesinden sonra gerekli görülmesi halinde uygulanan faktör döndürme yöntemlerine değinilecek olup dik döndürme yöntemleri detaylıca anlatılacaktır. Son olarak ise faktör skorlarının elde edilmesinde kullanılan yöntemlerden bahsedilecektir.

Çalışmanın son bölümü olan dördüncü bölümde ise; faktör analizi yönteminin teorik çerçevesinden hareketle ampirik bir çalışmaya yer verilecektir. Bu amaç doğrultusunda devlet yükseköğretim kurumlarında çalışan öğretim elemanlarının çalışma yaşamı kalitesini ölçmek amacıyla toplanan veri kümesinden hareketle ikili değişkenler için faktör analizi yöntemi adım adım tanıtılacaktır. Böylelikle çalışmanın veri kapsamı kısıtı altında; ikili değişkenler için faktör analizinde kullanılması önerilecek; faktör tahmin metotlarına, uygun faktör sayısı belirleme kriterlerine ve faktör skoru hesaplama yaklaşımlarına ulaşılabacaktır. Söz konusu süreç içinde yükseköğretim kurumlarında çalışan öğretim elemanlarının çalışma yaşamı kalitesini ölçmek amacıyla güvenilir ve geçerli bir ölçme aracı ortaya konulacaktır.

BİRİNCİ BÖLÜM

FAKTÖR ANALİZİNE GENEL BİR BAKIŞ

Sosyal ve davranışsal bilimlerde araştırmacılar genellikle doğrudan gözlenemeyen teorik yapılar ile ilgilenmektedirler. Bu tür yapılar, gizil değişkenler ya da faktörler olarak adlandırılmaktadır. Söz konusu varsayımsal yapılar için psikolojide benlik, sosyolojide güçsüzlük, iktisatta ise sosyal sınıf gibi olgular örnek verilebilmektedir. Söz konusu gizil değişkenler ya da faktörler, doğrudan gözlenemediklerinden doğrudan ölçülemezler. Dolayısıyla bu değişkenlerin ölçülebilmesi için gözleme dayalı ölçülebilen değişkenler kullanılmaktadır.¹ Gözlenen, manifest veya gösterge değişken olarak adlandırılan bu değişkenler ile varsayımsal yapı ölçülmektedir. Örneğin, Amerika Birleşik Devletleri (ABD)'nin kurumsal ekonomik yapısını göstermesi açısından Dow Jones Endeksi kullanılmaktadır. Söz konusu gözlenen değişkene ek olarak Gayri Safi Milli Hâsıla (GSMH), perakende satışlar veya ihracat büyüklüğü de kullanılabilmektedir. Böylelikle gizil değişken olan kurumsal ekonomik yapı, gözlenen değişkenler aracılığıyla dolaylı olarak ölçülmektedir.² Gözlenen değişkenler ve gizil değişkenler arasındaki ilişkiyi araştırmada en çok bilinen istatistiksel metot, faktör analizidir.³ Çalışmanın bu bölümünde, faktör analizinin temel yapısı anlatılacaktır.

1.1. Faktör Analizin Tarihsel Gelişimi

Faktör analizi; zekâ, yetenek ve tutum gibi gizil değişkenleri incelemek için psikologlar tarafından geliştirilmiş bir yöntemdir.⁴ Bu yöntemin ortaya çıkışı

¹ Barbara M. Byrne, **A Primer of LISREL: Basic Applications and Programming for Confirmatory Factor Analytic Models**, New York, Springer, 1989, p.3.

² Randall E. Schumacker and Richard G. Lomax, **A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling**, Second Edition, New Jersey, Lawrence Erlbaum Associates, 2004, p.3.

³ Byrne, a.g.e. ,s.4.

⁴ Tenko Raykov and George A. Marcoulides, **A First Course in Structural Equation Modeling**, İkinci Baskı, New Jersey, Lawrence Erlbaum Associates, 2006, p.116.

genellikle Charles Spearman'a atfedilmektedir.⁵ Spearman, 20.yüzyılın başlangıcında insan zekâsını modellemek amacıyla iki faktör teorisini geliştirmiştir.⁶ Söz konusu çalışmasında gizil değişken olan insan zekâsı ile gözlenen değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Bu amaç doğrultusunda korelasyon katsayısından faydalanmıştır.⁷ Dolayısıyla faktör analizinin tarihsel gelişimi incelendiğinde temelinin on dokuzuncu yüzyılın ikinci yarısına kadar dayandığı gözlenmiştir. Bu süreçte Francis Galton (1869,1889) ve diğer bilim insanlarının yaptığı çalışmalar, faktör analizi için temel oluşturmuştur.⁸

Spearman, gözlenen değişkenlerin birbirleriyle ilişkili olduğunu ve insan zekâsı olarak adlandırdığı tek bir gizil değişken tarafından açıklandığını ifade etmiştir. Spearman'ın iki faktör teorisi olarak adlandırılan bu yapı, bir süre sonra değişkenler arasındaki ilişkileri açıklamakta yetersiz bulunmuştur. Bu aşamada L. L. Thurstone tarafından çoklu faktör analizi yöntemi geliştirilmiştir.⁹ Thurstone, bu yöntem ile faktör sayısı kısıtlaması yerine gözlenen değişkenler arasındaki ilişkilerden hareketle faktör yapısının keşfedildiği daha uygulanabilir bir model amaçlamıştır.¹⁰ Thurstone tarafından geliştirilen Merkezde Toplama Metodu (The Centroid Method), en iyi bilinen ve sıkça kullanılan bir metot olmuştur.¹¹ Faktör analizinin tarihsel gelişiminin ilk altmış yılında öne çıkan bir diğer yöntem ise Pearson tarafından tasarlanan ve Hotelling (1933) tarafından tamamlanan Temel Eksen Metodu (Principal Axes Method)'dir. Ancak bilgisayar teknolojisinde yaşanan ilerlemeye kadar, basit olması ve hesaplama kolaylığı nedeniyle Merkezde Toplama Yöntemi ön plana çıkmıştır.¹²

Faktör analizinin tarihsel süreci incelendiğinde, bilim insanlarının yeni istatistiksel teoriler geliştirmek için çalışmalar yaptığı görülmüştür. 1940 yılında

⁵ Harry H. Harman, **Modern Factor Analysis**, Second Edition, Chicago, The University of Chicago Press, 1967, p.3.

⁶ Paul Horst, **Factor Analysis of Data Matrices**, USA, Holt, Rinehart & Winston, Inc., 1965, p.3.

⁷ Charles Spearman, "" General Intelligence," Objectively Determined and Measured", **The American Journal of Psychology**, Vol. 15, No.2, 1904, p.201-292.

⁸ Stanley A. Mulaik, **Foundations of Factor Analysis**, Second Edition, Florida, Taylor & Francis Group, 2010, p.3.

⁹ Neil H. Timm, **Applied Multivariate Analysis**, USA, Springer, 2002, p.496.

¹⁰ L.L. Thurstone, "Multiple Factor Analysis", **Psychological Review**, Vol. 38, No. 5, 1931, p.406.

¹¹ Horst, **a.g.e.** , p.114.

¹² Mulaik, **a.g.e.** , p.9.

Lawley (1940), faktör yüklerinin en çok olabilirlik yöntemi ile tahmini için denklemler geliştirmiştir. Fakat Lawley'in önerdiği hesaplamanın çok sayıda değişken olması durumunda pratik olmadığı görülmüştür. Bunun üzerine söz konusu teknikle ilgili matematiksel, istatistiksel ve hesaplama hususundaki sorunlar, Karl Jöreskog (1967) tarafından giderilmiştir. Literatür açısından önem arz eden Jöreskog'un algoritması, istatistiksel bilgisayar programlarında yer alan en çok benzerlik yönteminin de temelini oluşturmaktadır.¹³ Bu dönemde bilgisayar teknolojisinde yaşanan gelişmeler, karmaşık hesaplamaların yapılabilmesini mümkün kılmıştır.

1960'ların sonuna gelindiğinde ise bilim insanları, faktör analizinde hipotez testleri hususunda çalışmalara yönelmişlerdir. Bu süreçte Bock ve Bargmann (1966) ve Jöreskog (1969) gözlenen verilerin hipotetik modellere uygunluğunun sınanması üzerine ilgilerini arttırmışlardır.¹⁴ Söz konusu gelişme neticesinde faktör analizi, iki temel kategoriye ayrılmıştır. Bunlar; Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) ve Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA)'dir. Spearman tarafından ortaya konulan analiz, AFA olarak adlandırılmıştır.¹⁵ AFA'da veri setinde yer alan gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon katsayıları kullanılarak faktör yapısı keşfedilmeye çalışılmaktadır. 20.yy'ın sonlarına doğru ortaya konulan DFA'da ise faktör yapısının bilindiği varsayılmaktadır. Buradaki amaç, faktör yapısını onaylamaktır.¹⁶ Bu çalışmanın konusunu AFA oluşturmaktadır. Dolayısıyla DFA'dan bahsedilmeyecektir.

1.2. Faktör Analizinin Felsefesi ve Amaçları

Faktör analizi, çok değişkenli veri matrisinin yapısını incelemektedir. Bu amaç doğrultusunda gözlenen olayları ortaya çıkaran gizil yapıları açıklamak için gözlenen verilerden hareketle hesaplanan doğrusal ilişki katsayıları

¹³ A.e. , s.10.

¹⁴ A.e. , s.11.

¹⁵ Bruce Thompson, **Exploratory and Confirmatory Factor Analysis: Understanding Concepts and Applications**, Washington DC, American Psychological Association, 1951, p.5.

¹⁶ Subhash Sharma, **Applied Multivariate Techniques**, USA, John Wiley&Sons, Inc., 1996, p.128.

kullanılmaktadır.¹⁷ Bu kısmın amacı, faktör analizi teorisinin temelini oluşturan ilkelere ve amaçlara ilişkin bilgiler sunmaktır.

1.2.1. Faktör Analizinin Felsefesi

Faktör analizinin bilimsel araştırmalardaki rolünün bilinmesi; faktör analizi modeli, yöntemleri ve tasarım problemleri ilgili tanımlamaların anlaşılmasında önem arz etmektedir. Bu hususta üç anahtar kavram öne çıkmaktadır: örüntü varyansı (patterned variation), vektör ve boyut. Söz konusu kavramlar, veri matrisindeki gizil yapının ortaya çıkarılması için bir araç olan faktör analizinin daha kolay anlaşılmasına olanak sağlamaktadır.¹⁸

Faktör analizi, veri çözümlemesinde kullanılan çok değişkenli istatistiksel bir yöntemdir. Dolayısıyla öncelikle bu çözümlemede kullanılan verinin içeriğinden bahsetmek gerekmektedir. Faktör analizinde, verinin içeriğine ilişkin bir kısıtlama bulunmamaktadır. Söz konusu veri; depremlerin büyüklükleri, gaz moleküllerinin hareketlilikleri, anketlerden ya da kamuoyu yoklamalarından elde edilen davranışsal bilgiler gibi gözlemsel ya da Markov zincirindeki geçiş olasılıkları matrisi, oyun teorisindeki fayda matrisi gibi teorik olabilmektedir. Bu açıdan bakıldığında hemen hemen her matrise¹⁹ faktör analizi uygulanabilmesi mümkün görünmektedir. Ancak her matris, bilimsel açıdan anlamlı faktörler türetmemektedir.²⁰ Ayrıca veri matrisine bakıldığında gözlenen birimlerin tümünün aynı değere sahip olmaması beklenmektedir. Dolayısıyla veri matrisinde ilgilenilen değişken açısından birimler arasında önemli bir değişim olması gerekmektedir. Buna ek olarak ilgilenilen değişkenler arasında da önemli büyüklükte doğrusal bir ilişki bulunması istenmektedir.²¹ Çünkü faktör analizi, genellikle ilgilenilen değişkenler arasında korelasyon olarak ifade edilen doğrusal ilişkinin hesaplanması ile başlamakta ve

¹⁷Ledyard R. Tucker and Robert C. MacCallum, **Exploratory Factor Analysis**, 1997, p.5, (Çevrimiçi), <http://www.unc.edu/~rcm/book/factor.pdf>, 10.10.2015

¹⁸ R. J. Rummel, **Applied Factor Analysis**, USA, Evanston: Northwestern University Press, 1970, p.12.

¹⁹ Bu ifade ile amaçlanan, verinin içeriğidir. İlerleyen kısımlarda matris kavramı tanımlanacaktır.

²⁰ **A.e.** , p.13.

²¹ Tucker and McCallum, **a.g.e.** , p.2.

birkaç gizil değişkenle söz konusu ilişkileri açıklamaktadır.²² Örneğin; kişi başına düşen Gayri Safi Milli Hasıla (GSMH) büyüklüğü, ülkeden ülkeye değişmektedir. Söz konusu değişim, bir dizi toplumsal özelliklere dayanmaktadır. Bu örneğe ek olarak, seçmenlerin oy verme davranışlarındaki farklılıkların da sosyal ve ekonomik durumlarına bağlı olarak değişim göstermesi verilebilmektedir. Söz konusu örnekler, ilgilenilen olay ya da olgunun eğitim, gelir, meslek gibi durumlara bağlı olarak değişim gösterdiğini ve böylece bir örüntü sergilendiğini ifade etmektedir. Söz konusu durum, örüntü varyansı kavramı olarak ifade edilmektedir.²³

Tablo 1.1: Ülkelerin Özellikleri

Ülke	Kişi başına düşen GSMH (Amerikan doları)	Kişi başına düşen telefon sayısı	Kişi başına düşen araç sayısı	Nüfus (milyon)	Milli Gelir (milyon dolar)	Yüzölçümü (milyon kilometre kare)
A	60	0,004	0,003	57,6	3.500	1.30
B	78	0,004	0,001	1,7	140	0.04
C	85	0,010	0,008	2,3	198	0.12
D	114	0,083	0,026	23,5	2.731	0.97
E	321	0,122	0,907	0,8	303	0.71
F	502	0,679	0,835	1,7	914	0.63
G	1.361	1,421	0,984	19,4	2.722	1.16

Kaynak: R. J. Rummel, **Applied Factor Analysis**, Evanston: Northwestern University Press, USA, 1970, s.14.

Tablo 1.1 incelendiğinde yedi ülkeyi tanımlayan altı değişkenin yer aldığı görülmektedir. Tablo 1.1’de satırlarda ülkeler, sütunlarda ise değişkenler bulunmaktadır. Dolayısıyla veri matrisine iki açıdan bakılabilmektedir. İlk olarak, değişkenlerdeki değişimler ile ilgileniliyorsa sütun aşağı yani ülkeden ülkeye değişim dikkate alınabilmektedir. Diğer taraftan ise satırlardaki değişime

²² Timm, **a.g.e.** , p.496.

²³ Rummel, **a.g.e.** , p.14.

odaklanılarak belirli bir ülkenin mevcut değişkenler açısından özellikleri görülebilmektedir.²⁴

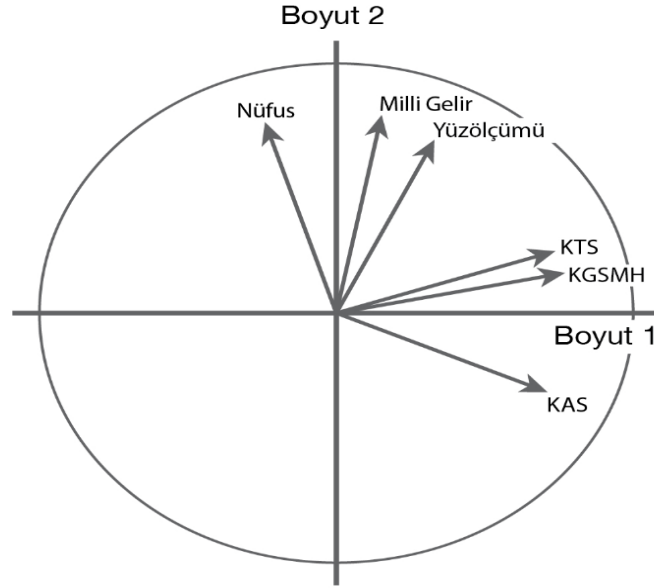
Tablo 1.1'deki her bir sütun, vektör olarak düşünülebilmektedir. Dolayısıyla ilk sütunda yer alan veriler, ilk vektörü oluşturmaktadır. Bu açıdan bakıldığında Tablo 1.1'de altı vektör yer almaktadır. Söz konusu vektörlerden her birinin istatistiksel olarak diğer beş vektörle ilişkisi bulunmaktadır. Şüphesiz ki, Tablo 1.1'de yer alan ilk üç vektör arasındaki doğrusal ilişkinin derecesinin yüksek olması beklenmektedir. Bu vektörler, vektör uzayında konumlanmaktadır. Bu vektörlerin konumlarını ise satırlarda yer alan değerler belirlemektedir. Dolayısıyla istatistiksel olarak ilişkili olan vektörler, uzayda birlikte kümelenecektir. Bu da verinin örüntüsü hakkında bilgi sunacaktır. Söz konusu durum, faktör analizinin anlaşılmasında önem arz eden vektör kavramını ifade etmektedir.²⁵

Matris, vektörlerden meydana gelmektedir. Dolayısıyla vektör uzayında yer alan vektör kümeleri, matrisin sahip olduğu örüntüyü tanımlamaktadır. Bu hususta faktör analizinin amacı, vektör uzayındaki değişimi gösterecek gerekli bağımsız koordinat eksenini sayısını en az olacak şekilde belirlemektir. Bu aşamada elde edilen her bir eksen, boyut olarak adlandırılmaktadır. Vektör uzayındaki değişimi yansıtabilecek kadar elde edilen boyut sayısı, birbirinden bağımsız küme sayısı kadar olmaktadır. Kümeler ise birbirleriyle istatistiksel olarak ilişkili vektörlerden meydana gelmektedir. Söz konusu boyutlar, veri matrisindeki örüntüyü tanımlamaktadır. Dolayısıyla faktör analizinde veri matrisindeki bilgi, sütun sayısından daha az sayıda olan boyut ile yaklaşık olarak temsil edilmektedir. Boyut kavramı, faktör analizinin anlaşılmasında önemli olan bir diğer kavramdır.²⁶

²⁴ Veri matrisinde sütunlar değişkenleri ve satırlar birimleri gösteriyorsa, uygulanan faktör analizinde sütunlar arası ilişki dikkate alınırsa R Tipi Faktör Analizi olarak adlandırılmaktadır. Satırlar arası ilişki dikkate alınırsa Q Tipi Faktör Analizi olarak ifade edilmektedir.

²⁵ Rummel, **a.g.e.** , p.15.

²⁶ **A.e.** , p.16.



Grafik 1.1: Faktör Yapısının Geometrik Gösterimi

Hatırlanacağı gibi Tablo 1.1’de yedi ülkeyi tanımlamaya yönelik altı değişken (vektör) bulunmaktadır. Varsayalım ki, Tablo 1.1’de yer alan yapıyı açıklamak üzere faktör analizi uygulanmış ve Grafik 1.1’deki çizim elde edilmiş olsun. Bu noktada iki vektör arasındaki açının kosinüsünün (cos), korelasyon katsayısını ifade ettiğini belirtmek gerekmektedir. Grafik 1.1’e bakıldığında Kişi Başına Düşen GSMH (KGSMH), Kişi Başına Düşen Telefon Sayısı (KTS) ve Kişi Başına Düşen Araç Sayısı (KAS) vektörlerinden her birinin diğeri ile olan korelasyonunun yüksek olduğu görülmektedir. Benzer durum diğer üç vektör arasında da bulunmaktadır. Dolayısıyla Grafik 1.1’de vektör uzayında birbirleriyle doğrusal ilişki derecesi yüksek olan vektörlerin kümелendiğı görülmektedir. Vektör uzayında kümelenen vektörler, ortak bir yapının etkisinde bulunmaktadır. Bu yapı, gizil değişken ya da boyut (faktör) olarak adlandırılmaktadır. Şüphesiz ki, gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon matrisinden hareketle oluşturulan bu boyutlar, ham veri matrisindeki gizil yapıyı göstermektedir.²⁷ Bu bilgiden hareketle KGSMH, KTS ve KAS vektörlerinin Boyut 1 ile yüksek korelasyona sahip olduğu söylenebilmektedir. Ayrıca KGSMH, KTS ve KAS vektörlerinin etkisi altında kaldığı gizil değişken olan Boyut 1, iktisadi kalkınma olarak adlandırılabilir. İktisadi kalkınma boyutu;

²⁷ Barbara G. Tabachnick and Linda S. Fidell, **Using Multivariate Statistics**, Sixth Edition, USA, Pearson Education, Inc, 2013, p.612.

Tablo 1.1’de yer alan ilk üç vektördeki değişimi temsil etmektedir. Tablo 1.1’de yer alan diğer üç vektör olan nüfus, milli gelir ve yüzölçümü ise büyüklük olarak adlandırılabilen Boyut 2’nin etkisi altında kalmaktadır. Dolayısıyla büyüklük boyutu ise nüfus, milli gelir ve yüzölçüm vektörlerindeki değişimi yansıtmaktadır.²⁸ Söz konusu açıklamalar, boyutların yani gizil değişkenlerin isimlendirilebileceğini göstermektedir. Faktör analizi neticesinde elde edilen gizil değişkenlerin isimlendirilmesi işlemi, araştırmacı tarafından gerçekleştirilmektedir. Bir sonraki aşamada ise, boyutlar ile vektörler arasındaki korelasyon katsayılarından hareketle faktör skorları tahmin edilmektedir. Böylelikle, boyutlar açısından ilgilenilen birimlerin değerlendirilmesi mümkün hale gelmektedir. Bunun yanı sıra elde edilen faktör skorları, sonraki analizlerde kullanılabilmektedir.²⁹ Tablo 1.2’de ülkelerin iktisadi kalkınma ve büyüklük boyutları için tahmin edilen faktör skorları yer almaktadır. Söz konusu skorları dikkate alarak ilgilenilen boyut açısından ülkeler değerlendirilebilmektedir.

Tablo 1.2: İki Hipotetik Boyut için Faktör Skorları

Ülke	İktisadi Kalkınma	Büyüklük
A	-2,4	2,6
B	-2,1	-1,1
C	-1,6	-0,4
D	-0,4	1,8
E	0,8	-2,0
F	1,3	-1,1
G	3,1	1,4

Kaynak: R. J. Rummel, **Applied Factor Analysis**, USA, Evanston: Northwestern University Press, 1970, s.16.

1.2.2. Faktör Analizin Amaçları

Faktör analizi, büyük ve karmaşık veri kümesini basitleştirmek ve anlaşılabilir kılmak amacıyla kullanılmakta olup bu amaç doğrultusunda veri kümesinin ardında yatan gizil yapıyı ortaya çıkarmaktadır.³⁰ Söz konusu amacı

²⁸ A.e. , p.16.

²⁹ Tenko Raykov and George A. Marcoulides, **An Introduction to Applied Multivariate Analysis**, USA, Routledge, 2008, p.241.

³⁰ Paul Kline, **Handbook of Psychological Testing**, Second Edition, UK, Routledge, 2000, p.115.

gerçekleştirirken veri kümesinde yer alan değişkenler arasındaki doğrusal ilişkilerden hareketle gizil değişken ya da faktör olarak adlandırılan yeni (hipotetik) değişkenler elde etmektedir. Bu yeni değişkenler, veri kümesinde yer alan değişkenliğin önemli bir kısmını açıklamakta ve sayıları itibarıyla de gözlenen değişken sayısından az olmaktadır.³¹ Dolayısıyla bu bilgiler dikkate alındığında, faktör analizinin iki temel amacı olduğu anlaşılmaktadır. Bu amaçlar; veri kümesinin özetlenmesi ve boyut indirgemesi olarak ifade edilmektedir.³² Faktör analizi, bahsedilen iki temel amacın yanı sıra veri dönüşümü, sınıflama (kümeleme) ve ölçek ya da teori geliştirme amaçlarıyla da kullanılmaktadır.

Faktör analizi, temel amaçlarını gerçekleştirirken gözlenen değişkenlerin doğrusal bileşeni olan yeni (hipotetik) değişkenler türetmektedir. Bu işlem, veri dönüşümü olarak ifade edilmektedir. Böylelikle faktör analizi neticesinde diğer yöntemlerin uygulanabilmesi için gerekli varsayımları karşılayan veri formuna ulaşılmaktadır. Örneğin, çoklu regresyon analizinde açıklayıcı değişkenler arasında önemli derecede çoklu doğrusal bağlantı olması durumunda temel varsayımlardan biri ihlal edilmiş olmaktadır. Böyle bir durum karşısında faktör analizi uygulanarak birbirinden bağımsız ve daha az sayıda değişkenler elde edilebilmektedir.³³ Bunun yanı sıra gözlenen değişkenler yerine birimler arasındaki ilişkileri dikkate alan Q tipi faktör analizi uygulandığında ise incelenen birimler kümelenmektedir. Ancak diğer kümeleme yöntemlerinin uygulanabilirliği ve faktör analizinin yaygın kullanım alanının veri özetleme ve boyut indirgemesi olması nedeniyle Q tipi faktör analizi pek kullanılmamaktadır.³⁴

Faktör analizi, gözlenen değişkenler arasındaki ilişkiyi araştırırken değişkenliğin önemli bir kısmını açıklayan kavramsal olarak anlamlı az sayıda hipotetik değişken türetmektedir. Şüphesiz ki; faktör analizi bu keşif işlemin yanı sıra teori ve sonraki araştırmalar için yeni yapılar ve hipotezler ortaya

³¹ Raymond B. Cattell, **The Scientific Use of Factor Analysis in Behavioral and Life Sciences**, New York, Plenum Press, 1978, p.16.

³² Joseph F. Hair v.d. , **Multivariate Data Analysis**, Fifth Edition, New Jersey, Prentice-Hall International, Inc. , 1998, p.95.

³³ Rummel, **a.g.e.** , p.31.

³⁴ Hair ve diğerleri, **a.g.e.** , p.97-98.

çıkarmaktadır.³⁵ Dolayısıyla ölçek geliştirme ve yapı geçerliliğinin araştırılması amacıyla da faktör analizi kullanılmaktadır.³⁶ Bahsedilen amaçların yanı sıra incelenen birimlerin mukayese edilebilmesi hedefiyle de faktör analizi sonucunda ulaşılan faktör skorları kullanılabilir. ³⁷

³⁵ Richard L. Gorsuch, **Factor Analysis**, USA, W. B. Saunders Company, 1974, p.3.

³⁶ Timothy A. Brown, **Confirmatory Factor Analysis for Applied Research**, New York, The Guilford Press, 2006, p.14.

³⁷ Rummel, **a.g.e.** , p.30.

İKİNCİ BÖLÜM

FAKTÖR ANALİZİNİN TEMEL YAPISI

Bu bölümde faktör analizine ilişkin temel kavramlar tanıtılıp analizin varsayımlarından ve aşamalarından bahsedilecektir.

2.1. Faktör Analizinin Temel Kavramları

Faktör analizi, çok sayıda gözlenen değişken arasındaki doğrusal ilişkiyi daha az sayıda gizil değişken ile açıklamaya çalışmaktadır. Bu hususta faktör analizin temel varsayımlarından biri, söz konusu gizil değişkenlerin doğrudan gözlemlenemediğidir.¹ Bu açıdan bakıldığında, faktör analizini ortaya koyan kişi olan Spearman'ın 20.yy'ın başında yayımladığı ve insan zekasını modellemeyi amaçladığı makalesi önem arz etmektedir. Bu çalışmasında Spearman, öğrencilerin birkaç derse ait test skorları ile insan zekası arasındaki nedensel ilişkiyi anlamaya çalışmıştır. Spearman, öğrencilerin test skorlarının birbirleriyle ilişkili olduğunu ve bu ilişkinin gizil bir değişken olan zeka ile açıklanabileceğini ileri sürmüştür.² Şimdi, bu çalışmaya benzer bir örnek kullanarak faktör analizinin temel yapısını inceleyim.

2.1.1. Tek Faktörlü Model

Varsayalım ki, öğrencilerin Matematik (M), Fizik (F), Kimya (K), Almanca (A), Tarih (T) ve Coğrafya (C) derslerine ait test skorları elimizde bulunmaktadır. Hatta öğrencilerin söz konusu derslerdeki performanslarının zeka düzeylerinin bir fonksiyonu olduğunu da farz edelim. Bunun yanı sıra, öğrencilerin derslere olan yatkınlıklarının farklı düzeylerde olabileceğini de göz ardı etmeyelim. Yani, bir

¹ K. V. Mardia, J. T. Kent and J. M. Bibby, **Multivariate Analysis**, London, Academic Press, 1979, p.255.

² Timm, **a.g.e.** , p.496

öğrencinin matematik alanındaki yeteneğinin tarih alanındakinden daha fazla olabileceğini dikkate alalım. Bahsedilen sebeplerden dolayı bir öğrencinin herhangi bir derse ait test skoru; zeka düzeyinin ve ilgili derse olan yatkınlığının bir fonksiyonu olarak ifade edilebilmektedir.³ Bu durum, Eşitlik 2.1’de gösterilmektedir.

$$\begin{aligned} M &= 0,80Z + S_M & F &= 0,70Z + S_F \\ K &= 0,90Z + S_K & A &= 0,60Z + S_A \\ T &= 0,50Z + S_T & C &= 0,65Z + S_C \end{aligned} \quad (2.1)$$

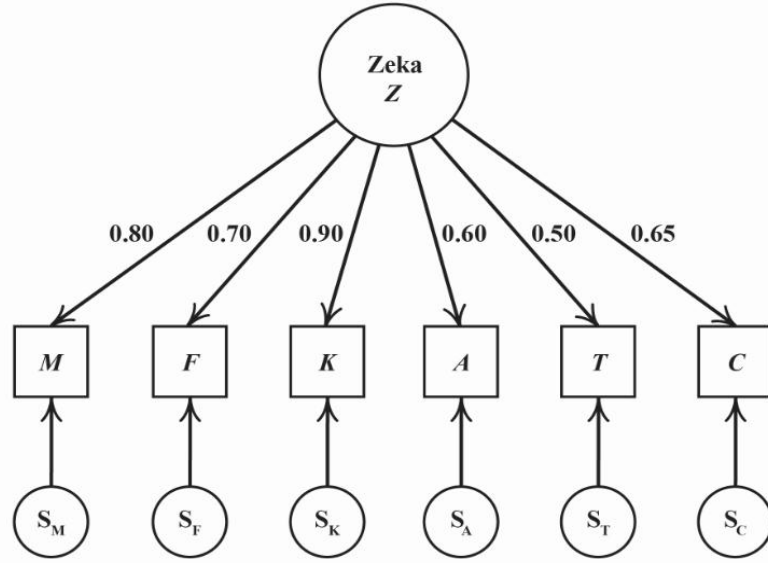
Yukarıda yer alan eşitlikler incelendiğinde; bir öğrencinin herhangi bir derste başarılarının zeka düzeyinin (Z) ve ilgili derse özgü yeteneğinin (S) doğrusal bir fonksiyonu olduğu görülmektedir. Eşitliklere bakıldığında, derslerin aynı gizil değişken tarafından etkilendiği görülmektedir. Dolayısıyla her eşitlikte yer alan Z, bir gizil değişken olup *ortak faktör (common factor)* olarak adlandırılmaktadır. Ortak faktör olan Z’nin katsayıları (0,80, 0,70, 0,90, 0,60, 0,50 ve 0,65) ise *faktör yükleri (factor loadings)* olarak ifade edilmektedir. S_M , S_F , S_K , S_A , S_T ve S_C olarak gösterilen değişkenlerse sadece ilgili derse özgü olup *spesifik faktör (unique factor)* olarak isimlendirilmektedir.⁴

Faktör analizi neticesinde gözlenen değişkenler arasındaki doğrusal ilişkilere neden olan ortak faktörler keşfedilmektedir.⁵ Bu örnekte, derslere ait test skorları arasındaki doğrusal ilişkilerden hareketle zeka adı verilen ortak faktör keşfedilmiştir. Söz konusu yapıyı özetleyen gösterim ise Şekil 2.1’de yer almaktadır.

³ Sharma, **a.g.e.** , p.90-91.

⁴ **A.e.** , p.91.

⁵ Mulaik, **a.g.e.** , p.130.



Kaynak: Subhash Sharma, **Applied Multivariate Techniques**, John Wiley & Sons, Inc, USA, 1996, s.91

Şekil 2.1: Zeka ile Test Skorları Arasındaki İlişki (Tek Faktörlü Model)

Şekil 2.1 incelendiğinde, gözlenen değişkenler olan M, F, K, A, T ve C ile gözlenemeyen değişkenler arasındaki ilişki görülmektedir. Bu faktör modelinde altı derse ait test skorları arasındaki doğrusal ilişkiler, tek gizil değişken ile açıklanmıştır. Bu bağlamda, boyut indirgemesi de gerçekleştirilmiş⁶ ve böylelikle, faktör analizinin iki temel amacı da yerine getirilmiştir. Bu süreçte, gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon katsayılarını ortaya koyacak asgari ortak faktör sayısına karar verilmiştir.⁷

Faktör analizindeki birçok temel kavram, varyans olarak ifade edilen dağılım ölçüsünden türetilmektedir. Bu sebeple tek faktörlü modelde yer alan faktör yükünün karesinin ortak varyansa eşit olması şartıdır. Söz konusu ilişki, toplam varyansın kaç olduğu sorusunu gündeme getirmektedir.⁸ Şüphesiz ki, bir standardize değişkenin varyansının bire eşit olduğu bilgisinden hareketle söz konusu soruya yanıt

⁶ Kenneth A. Bollen, **Structural Equations with Latent Variables**, USA, John Wiley & Sons, Inc., 1989, p.226.

⁷ Jae-On Kim and Charles W. Mueller (b), **Factor Analysis: Statistical Methods and Practical Issues**, USA, Sage Publications, 1978, p.12.

⁸ Dennis Child, **The Essentials of Factor Analysis**, USA, Holt, Rinehart & Winston Ltd., 1975, p.32.

verilmektedir. Dolayısıyla gözlenen değişkenlerin, ortak ve spesifik faktörlerin ortalamaları sıfır, varyansları birdir. Ayrıca ortak faktör ile spesifik faktörler arasındaki ve spesifik faktörler arasındaki korelasyon katsayıları sıfırdır.⁹ Söz konusu varsayımlar sonucunda bir gözlenen değişkenin toplam varyansının ayrıştırılması mümkün olmaktadır.

$$\begin{array}{c} \text{Güvenilirlik} \\ \hline \text{Toplam varyans} = \text{Ortak varyans} + \text{Özgü varyans} + \text{Hata varyansı} \\ \hline \text{Spesifik varyans} \end{array}$$

Kaynak: Benjamin Fruchter, **Introduction to Factor Analysis**, USA, D. Van Nostrand Company, 1954, p.46.

Şekil 2.2: Standardize Bir Değişkenin Toplam Varyansının Parçalara Ayrılması

Şekil 2.2’de toplam varyansın üç kısma ayrıştırıldığı görülmektedir. **Ortak varyans (communality)**, gözlenen değişken ile faktör arasındaki korelasyon katsayısının karesine eşit olmaktadır. Korelasyon katsayısının karesi, genel olarak determinasyon katsayısı olarak bilinmektedir. Bu terim, Şekil 2.1’deki gibi bir yapı için kullanıldığında faktör analizi için uygun olmakla beraber yaygın kullanım alanına bakıldığında gizil yapıyı dikkate almayan bir katsayı olduğu anlaşılmaktadır.¹⁰

Bir gözlenen değişkenin ortak varyansı, ortak faktörler tarafından toplam varyansına yapılan katkıyı ya da açıklanan kısmını göstermektedir. Ortak faktörler tarafından açıklanamayan kısım ise değişkenin **spesifik (unique) varyansı** olarak ifade edilmektedir.¹¹ Spesifik varyans ise gözlenen değişkenlerin seçimine ve ölçümlerin güvenilir olup olmamasına bağlı olarak iki parçaya ayrıştırılabilmektedir. Bir veri kümesine ilave değişkenler dâhil edildiğinde, bu değişkenler ile mevcut gözlenen değişkenler arasındaki korelasyonlar nedeniyle daha fazla ortak faktörün

⁹ Sharma, **a.g.e.** , p.92.

¹⁰ Jae-On Kim and Charles W. Mueller (a), **Introduction to Factor Analysis: What it is and How to Do it**, USA, Sage Publications, 1978, p.20.

¹¹ Gorsuch, **a.g.e.** , p.26.

türetilebileceği düşünülmektedir. Ancak veri kümesinde yer alan bir değişkene ait toplam varyans, sadece spesifik varyansın bir kısmı ile de açıklanabilmektedir. Spesifik varyansın söz konusu kısmı, *değişkenin özgünlüğü (specificity)* olarak isimlendirilmektedir. Spesifik varyansın geriye kalan kısmı ise ölçüm hatasından kaynaklanmakta olup *hata (error) varyansını* veya *değişkenin güvenilirliğini (unreliability)* göstermektedir. Dolayısıyla hata varyansının tamamlayıcısı, (1- hata varyansı), değişkenin güvenilirliği olarak adlandırılmaktadır. Bu bilgilere ek olarak, spesifik varyansın söz konusu bileşenleri arasındaki korelasyon katsayısının sıfır olduğunu belirtmek gerekmektedir.¹²

Tablo 2.1’de Spearman’ın çalışmasından hareketle oluşturduğumuz örneğe ilişkin bulgular yer almaktadır. Bu tabloda yer alan sütun başlıkları incelendiğinde *örüntü yükleri (pattern loadings)* ve *yapı yükleri (structure loadings)* kavramları dikkat çekmektedir.

Tablo 2.1: Tek Faktörlü Model için Örüntü Yükleri, Yapı Yükleri ve Varyanslar

Değişken	Örüntü Yükleri	Yapı Yükleri	Ortak Varyans	Spesifik Varyans	Açıklanan Varyans
M	0,800	0,800	0,640	0,360	0,640
F	0,700	0,700	0,490	0,510	0,490
K	0,900	0,900	0,810	0,190	0,810
A	0,600	0,600	0,360	0,640	0,360
T	0,500	0,500	0,250	0,750	0,250
C	0,650	0,650	0,423	0,577	0,423
Toplam			2,973	3,027	2,973

Kaynak: Subhash Sharma, *Applied Multivariate Techniques*, USA, John Wiley & Sons, Inc, 1996, p.93.

Tablo 2.1’e bakıldığında örüntü ve yapı yükleri sütununda yer alan değerlerin aynı olduğu görülmektedir. Fakat örüntü ile yapı yükleri genellikle birbirine eşit değildir. Çünkü *örüntü yükü*, standardize doğrusal ağırlığı (standardized linear weights) gösterirken *yapı yükü*, ortak faktör ile gözlenen değişken arasındaki korelasyon katsayısını vermektedir.¹³ Ancak bu örnekte tek faktör modeli ele alındığından söz konusu iki sütun aynı bulunmuştur. Dolayısıyla faktör yükleri

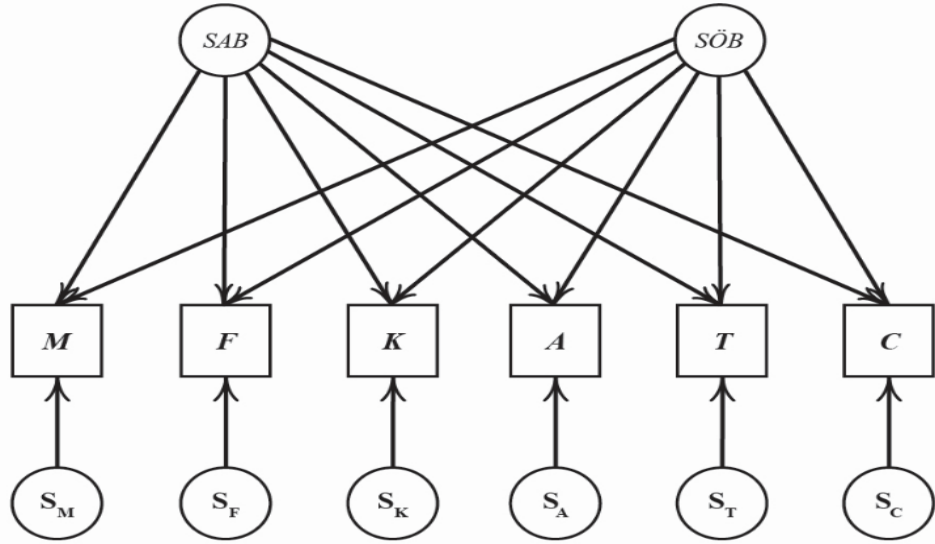
¹² Harman, *a.g.e.* , p.18.

¹³ Kim and Mueller (a), *a.g.e.* , p.26.

olarak adlandırabileceğimiz örüntü ya da yapı yüklerinin kareleri alınarak ortak varyans değerleri hesaplanmıştır. Ele alınan örnekte standardize edilmiş veri setinin toplam varyansının 6 olduğu bilinmekte olup ortak faktör Z tarafından açıklanan kısmı 2,973 olarak bulunmuştur. Dolayısıyla Z faktörünün toplam değişkenliğin %49,55'ini açıkladığı görülmüştür.

2.1.2. İki Faktörlü Model

Gözlenen değişkenler arasındaki doğrusal ilişkilerin tek bir gizil yapı tarafından açıklanması her zaman mümkün olmamaktadır. Şüphesiz ki, gözlenen değişkenler arasındaki korelasyonları doğuran iki ya da daha fazla faktör bulunabilmektedir.¹⁴ Örnek olarak yine Spearman'ın çalışmasından hareket edelim ve öğrencilerin test skorlarının tek bir faktörün değil, iki faktörün doğrusal bir fonksiyonu olduğunu varsayalım. Bu faktörlerin de sayısal beceri (SAB) ve sözel beceri (SÖB) olduğunu düşünelim. Söz konusu yapıya ilişkin gösterim Şekil 2.3'te yer almaktadır.



Kaynak: Subhash Sharma, *Applied Multivariate Techniques*, USA, John Wiley & Sons, Inc, 1996, p.94.

Şekil 2.3: SAB ve SÖB ile Test Skorları Arasındaki İlişki (İki Faktörlü Model)

¹⁴ Sharma, a.g.e. , p.93.

Şekil 2.3'e bakıldığında gözlenen değişkenler (M, F, K, A, T ve C) ile gözlenemeyen değişkenler arasındaki ilişki görülmektedir. Böylece altı derse ait test skorları arasındaki doğrusal ilişkiler, iki gizil değişken ile açıklanmıştır. Söz konusu gösterimde yer alan ilişki, Eşitlik (2.2)'de yer almaktadır.

$$\begin{aligned}
 M &= 0,80SAB + 0,14SÖB + S_M & F &= 0,70SAB + 0,30SÖB + S_F \\
 K &= 0,64SAB + 0,20SÖB + S_K & A &= 0,20SAB + 0,80SÖB + S_A \\
 T &= 0,14SAB + 0,86SÖB + S_T & C &= 0,20SAB + 0,86SÖB + S_C
 \end{aligned} \quad (2.2)$$

Eşitlik (2.2) incelendiğinde, bir öğrencinin herhangi bir derse ait skorunun SAB ve SÖB olarak ifade edilen ortak faktörlerle spesifik faktörün doğrusal bileşeni olduğu görülmektedir. Bu örnekte söz konusu ortak faktörler arasındaki korelasyon katsayısının sıfır olduğunu varsayalım. Bu tür bir model, dik (orthogonal) faktör modeli olarak adlandırılmaktadır.

Tablo 2.2: İki Faktörlü Model için Örüntü Yükleri, Yapı Yükleri ve Açıklanan Varyans

Değişken	Örüntü Yükleri		Yapı Yükleri	
	SAB	SÖB	SAB	SÖB
M	0,800	0,140	0,800	0,140
F	0,700	0,300	0,700	0,300
K	0,640	0,200	0,640	0,200
A	0,200	0,800	0,200	0,800
T	0,140	0,800	0,140	0,800
C	0,200	0,860	0,200	0,860

Tablo 2.2'de görüldüğü üzere örüntü ve yapı yükleri sütunlarında yer alan değerler, tek ortak faktör modelinde olduğu gibi birbirine eşit bulunmuştur. Bu durumu açıklamak üzere Eşitlik (2.2) incelendiğinde faktör analizi modelinin, regresyon analizi modeline benzediği görülmektedir.¹⁵ Regresyon analizinde incelenen bağımsız değişkenler arasındaki korelasyon katsayısının sıfır olması

¹⁵ Harman, a.g.e. , p.16.

durumunda bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki korelasyon katsayıları, standardize regresyon ağırlıklarına eşit olmaktadır. Dolayısıyla bu örnekte ele alınan SAB ve SÖB faktörleri arasında doğrusal ilişki olmadığından standardize doğrusal ağırlıkları gösteren örüntü yüklerinin yapı yüklerine eşit olması gerekmektedir. Sonuç olarak, faktör modeli dik ise örüntü yükleri ile yapı yükleri aynı olacaktır.¹⁶

Tablo 2.3: İki Faktörlü Model için Varyanslar

Değişken	Ortak Varyans		Spesifik Varyans	Açıklanan Varyans	
	SAB	SÖB		SAB	SÖB
M	0,640	0,020	0,340	0,640	0,020
F	0,490	0,090	0,420	0,490	0,090
K	0,410	0,040	0,550	0,410	0,040
A	0,040	0,640	0,320	0,040	0,640
T	0,020	0,640	0,340	0,020	0,640
C	0,040	0,740	0,220	0,040	0,740
Toplam	1,640	2,170	2,190	1,640	2,170

Tablo 2.3'te yer alan ortak varyans değerlerinden hareketle veri kümesindeki toplam değişkenliğin ne kadarının iki gizil değişken tarafından açıklandığı hesaplanabilmektedir. Bu örnekte standardize edilmiş veri kümesindeki toplam değişkenliğin %63,5'ünün, SAB ve SÖB faktörleri tarafından açıklandığı görülmüştür. Ayrıca SÖB faktörü tarafından açıklanan varyansın $((0,640 + 0,640 + 0,740)/2,170)$ %93'ü Almanca, Tarih ve Coğrafya derslerine ait test skorlarından kaynaklanmış olup sözel beceriler olarak yorumlanmıştır. Benzer şekilde Matematik, Fizik ve Kimya derslerine ait test skorlarının ise SAB faktörüyle olan ortak varyanslarının yüksek olduğu görülmüştür. Dolayısıyla faktör analizinin amaçlarından birisi de, analiz neticesinde elde edilen gizil yapıların isimlendirilmesi olduğu söylenebilmektedir.

¹⁶ Sharma, a.g.e. , p.94.

2.1.3. Çok Faktörlü Model

Tek ve iki faktörlü modeller, p faktörlü model için genelleştirilmesi durumunda Y , p değişkenli tesadüfi değişken olmak üzere faktör analizi modeli Eşitlik (2.3)'te yer almaktadır.

[illegible]

Eşitlik (2.3)'e bakıldığında gözlenen değişkenlerin (Y_i), λ_{ij} faktör yüklerini göstermek üzere ortak faktörlerin (F_i) ve spesifik faktörün (S_i) doğrusal bileşeni olduğu görülmektedir. Ayrıca eşitlikte görüldüğü üzere p tane gözlenen değişken arasındaki doğrusal ilişkiler, k sayıda ortak faktör tarafından açıklanmakta olup $k < p$ şeklindedir. Spesifik faktör sayısı ise gözlenen değişken sayısına eşittir. Bunun yanı sıra türetilen ortak faktörler arasındaki korelasyon katsayıları sıfıra eşitse dik model, sıfırdan farklı ise eğik (oblik) model olarak adlandırılmaktadır.¹⁷

Eşitlik (2.3)'te yer alan faktör analizinin temel denklemi olarak ifade edilen doğrusal denklem sisteminde ortak faktör ve spesifik faktör değişkenlerinin sıfır ortalamaya ve birim varyansa sahip olduğu varsayılmaktadır. Bu durum $E(F_i) = 0$, $i = 1, \dots, k$ ve $E(S_j) = 0$, $j = 1, \dots, p$ olarak gösterilmektedir.¹⁸ Ayrıca faktör örüntüsü olarak da ifade edilen doğrusal denklem sisteminde yer alan ortak faktörler (F_i), birbirleriyle ilişkili (correlated) ya da ilişkisiz (uncorrelated) olabilmesine rağmen spesifik faktörlerin (S_j) her zaman kendi aralarında ve tüm ortak faktörlerle ilişkisiz olduğu varsayılmaktadır.¹⁹

¹⁷ Sharma, **a.g.e.** , p.96.

¹⁸ Mulaik, **a.g.e.** , p.132.

¹⁹ Harman, **a.g.e.** , p.20.

Eşitlik (2.3)'te bulunan faktör örüntü modeli, Eşitlik (2.4)'te matris notasyonu ile gösterilmektedir.

$$y - \mu = \Lambda f + s \quad (2.4)$$

Söz konusu eşitlikte $y - \mu$, $p \times 1$ boyutlu fark vektörünü; Λ , $p \times k$ boyutlu faktör yükleri matrisini; f , $k \times 1$ boyutlu ortak faktör vektörünü; s ise $p \times 1$ boyutlu spesifik faktör vektörünü göstermektedir. Bunun yanı sıra Eşitlik (2.4)'te $k = 1$ olursa faktör modeli, Spearman'ın modeline dönüşmektedir. Bu eşitlikte $E(y) = \mu, E(f) = E(s) = 0, Kov(y) = \Sigma, Kov(s) = \Psi, Kov(f, s) = 0$ olduğu varsayılmaktadır.

$$\begin{aligned} Kov(y) &= \Sigma = Kov(\Lambda f + s) \\ &= \Lambda Kov(f) \Lambda^I + Kov(s) \\ &= \Lambda \Phi \Lambda^I + \Psi \end{aligned} \quad (2.5)$$

Bahsedilen varsayımlar dikkate alındığında gözlenen değişkenlere ait kovaryans (Σ) matrisi Eşitlik (2.5)'te gösterilmektedir. Söz konusu eşitlikte yer alan Ψ , diyagonal bir matristir. Eşitlik (2.5) incelendiğinde ortak faktörler arasında doğrusal ilişki bulunmaması durumunda Φ matrisinin birim matrise eşit olacağı görülmektedir. Söz konusu model, dik faktör modeli olarak ifade edilmekte olup bu durumda ulaşılan Σ matrisi Eşitlik (2.6)'da gösterilmiştir.

$$Kov(y) = \Sigma = \Lambda \Lambda^I + \Psi \quad (2.6)$$

Eşitlik (2.6) incelendiğinde $\Lambda \Lambda^I$ ifadesinin gözlenen değişkenler ile ortak faktörler arasındaki kovaryansa eşit olduğu görülmektedir. Bu durum Eşitlik (2.7)'de gösterilmiştir.

$$\begin{aligned} Kov(y, f) &= Kov(\Lambda f + s, f) \\ &= \Lambda Kov(f, f) \Lambda^I + Kov(s, f) \\ &= \Lambda \Lambda^I \end{aligned} \quad (2.7)$$

Eşitlik (2.7)'de görüldüğü üzere dik faktör modelinde, yapı yükleri ile örüntü yüklerinin birbirine eşit olmasının sebebi anlaşılmaktadır.

Yukarıda yer alan eşitlikler ile ilgili yapılan varsayımlardan biri olan $E(y) = \mu = 0$ ve $Var(y) = 1$ olduğu düşünüldüğünde gözlenen değişkenler için hesaplanan korelasyon ve kovaryans matrisleri birbirine eşit olmaktadır.²⁰ Çünkü standardize veri matrisinden hesaplanan korelasyon ve kovaryans matrisleri aynı olmaktadır. Bu durumda elde edilen denklem Eşitlik (2.8)'de yer almaktadır.

$$Kor(y) = \Sigma = \Lambda\Lambda' + \Psi \quad (2.8)$$

Eşitlik (2.8)'de yer alan gözlenen değişkenlere ait korelasyon matrisinin diyagonal elemanları 1 değerine eşit olmaktadır.

Bu çalışmada ortak faktörler arasında doğrusal ilişki olmadığı varsayılarak yalnızca dik faktör modeli incelenecektir.

2.2. Faktör Belirsizliği

Faktör modelinde standardize gözlenen değişkenler arasındaki kovaryans ya da korelasyon matrisi, $\Lambda\Lambda' + \Psi$ olarak hesaplanmaktadır. Söz konusu modelde Λ , $k \leq p$ olmak üzere $p \times k$ mertebeden bir matris olup faktör yüklerini göstermektedir. Dolayısıyla Λ matrisi, R_{yf} olarak da ifade edilebilmektedir. Ψ ise $p \times p$ mertebeden diyagonal bir matris olup her Ψ_i için $\Psi_i > 0$ şeklindedir. Söz konusu bilgilerden hareketle $Kor(y) = \Sigma$ matrisinde yer alan $p(p + 1)/2$ sayıda katsayısının pk sayıda faktör yükünden ve p sayıda spesifik varyanstan türetildiği anlaşılmaktadır.

²⁰ Timm, a.g.e. , pp.497-499.

$$\Sigma_{p \times p} = R_{p \times p} = \begin{matrix} \boxed{\Lambda_{p \times k}} \end{matrix} + \begin{matrix} \boxed{\Lambda'_{k \times p}} \end{matrix} + \begin{matrix} \boxed{\Psi_{p \times p}} \end{matrix}$$

Şekil 2.4: Dik Faktör Modelinin Matris Yardımıyla Gösterimi

Şekil 2.4 incelendiğinde ortak faktörler arasındaki korelasyon katsayılarının sıfır olması durumunda ortaya çıkan faktör modeli yapısı görülmektedir.

Faktör modelinin çözümünde $p(p + 1)/2$ sayıda korelasyon katsayısı için $pk + p$ tane parametrenin belirlenmesi gerekmektedir. Dolayısıyla k faktörlü modelin serbestlik derecesi (d) önem arz etmektedir.²¹

$$d = \frac{1}{2}p(p + 1) - \left[(pk + p) - \frac{1}{2}k(k - 1) \right] \quad (2.9)$$

$$d = \frac{1}{2}[(p - k)^2 - (p + k)]$$

Faktör modelinin sahip olduğu serbestlik derecesine göre üç durum ortaya çıkmaktadır:²²

- $d > 0$, söz konusu durumda denklem sayısı parametre sayısından daha fazla olduğundan kesin çözüm (exact solution) bulunmamaktadır. Dolayısıyla yaklaşık çözümler (approximate solution) kullanılmaktadır. Bu duruma uygulamada sıkça rastlanmaktadır.
- $d = 0$, bu durumda parametre sayısı kadar denklem olup tek çözüm (unique solution) bulunmaktadır.

²¹ W. Karl Hardle and L. Simar, **Applied Multivariate Statistical Analysis**, Third Edition, Heidelberg, Springer, 2012, p.312.

²² Brian S. Everitt and Graham Dunn, **Applied Multivariate Data Analysis**, Second Edition, John Wiley & Sons Ltd., UK, 2001, p.274-275.

- $d < 0$, bu durumda faktör modelinde denklem sayısından fazla parametre mevcut olup sonsuz sayıda kesin çözümler bulunmaktadır. Söz konusu durum, faktör modelinin iyi tanımlanmamış olduğunu göstermektedir.

Serbestlik derecesi, faktör modelinin tanımlanması sürecinde faktör sayısının üst sınırının belirlenmesi hususunda önemli bir rol oynamaktadır. Örneğin, $p = 4$ olması durumunda $k = 2$ ile faktör modeli tanımlanamamaktadır. Çünkü $d = -1$ olup sonsuz sayıda çözüm ortaya çıkmaktadır. Bunun yanı sıra yine $p = 4$ olması durumunda eğer $k = 1$ ise $d = 2$ olmakta ve yaklaşık çözüm elde edilmektedir.²³ Dolayısıyla k sayısının bilinmemesi ve parametre kısıtları, faktör çözümünde problem oluşturmaktadır.²⁴

Faktör modelinin çözümünde karşılaşılan bir diğer problem için Y_1, Y_2 ve Y_3 gözlenen değişkenleri arasındaki korelasyon matrisini ele alalım.

$$\Sigma = R = \begin{bmatrix} 1 & 0,9 & 0,7 \\ 0,9 & 1 & 0,4 \\ 0,7 & 0,4 & 1 \end{bmatrix}$$

Söz konusu faktör modelinin $p = 3$ ve $k = 1$ olduğunu varsayalım. Dolayısıyla $d = 0$ olmaktadır. Faktör modeline ilişkin denklem sistemi ise Eşitlik (2.10)'da bulunmaktadır.

$$\begin{aligned} Y_1 - \mu_1 &= \lambda_{11}F_1 + \Psi_1 \\ Y_2 - \mu_2 &= \lambda_{21}F_1 + \Psi_2 \\ Y_3 - \mu_3 &= \lambda_{31}F_1 + \Psi_3 \end{aligned} \tag{2.10}$$

Bu örnekte ele alınan korelasyon matrisinden hareketle $\lambda_{11}^2 = 1,575$ olarak hesaplanmıştır. Bu durum neticesinde $(1 = \lambda_{11}^2 + \Psi_1)$ eşitliğinden $\Psi_1 = -0,575$

²³ Hardle and Simar, **a.g.e.** , p.313.

²⁴ Timm, **a.g.e.** , p.500.

olarak bulunmuştur. Söz konusu çözüm, spesifik varyansın negatif olmasından dolayı uygun değildir.²⁵ Bu durum “Heywood case”²⁶ olarak adlandırılmaktadır.

Faktör analizi uygulamalarında genellikle $d > 0$ durumu ile karşılaşıldığından aynı gözlenen değişkenler arasındaki kovaryans ya da korelasyon matrisi kullanılmasına rağmen uygun k için farklı faktör yükleri ve farklı faktör skorları elde edilebilmektedir. Bu durum, faktör analizi çözümünün tek olmadığını göstermektedir. Ancak her bir gözlenen değişken için hesaplanan toplam ortak varyanslar ile spesifik varyanslar her zaman yaklaşık olarak aynı olmaktadır. Yine de faktör analizi neticesinde mümkün sonuçlardan birinin diğerlerine tercih edilmesi gerekmektedir. Söz konusu durum, faktör belirsizliğini (factor indeterminacy) ortaya çıkarmaktadır. Faktör belirsizliği; ortak varyansın tahmininden kaynaklanan faktör belirsizliği ve faktör döndürmesinden kaynaklanan faktör belirsizliği olmak üzere iki sebepten dolayı yaşanmaktadır.²⁷ Çalışmanın üçüncü bölümünde faktör analizinin çözümünde karşılaşılan sorunların giderilmesinde önem arz eden faktör tahmin yöntemleri, uygun faktör sayısının belirlenmesi ve faktör döndürme yöntemleri hususlarına yer verilecektir.

2.3. Faktör Analizi Tasarımı

Faktör analizinin uygulanabilirliğine karar verilmesi hususunda incelenmesi gereken temel meseleler bulunmaktadır. Bu konuda öncelikli olarak faktör analizinin, araştırma sorusunun yanıtlanması için uygun bir yöntem olup olmadığına karar verilmelidir. Çünkü gözlenen değişkenler arasındaki doğrusal ilişkileri analiz etmek için birçok yöntem (temel bileşenler analizi, yapısal eşitlik modellemesi ve diğerleri) bulunmaktadır.²⁸ Faktör analizinin araştırmanın amacına uygun olması durumunda ise veriye ilişkin özelliklerin incelendiği diğer hususlara geçilmektedir.

²⁵ Richard A. Johnson and Dean W. Wichern, **Applied Multivariate Statistical Analysis**, Fifth Edition, Upper Saddle River, New Jersey, Prentice Hall Inc., 2002, p.483.

²⁶ H. B. Heywood, “On finite sequences of real numbers”, **Proceedings of the Royal Society of London, Series A, Containing Papers of a Mathematical and Physical Character**, Vol. 134, No. 824, 1931, pp.486-501.

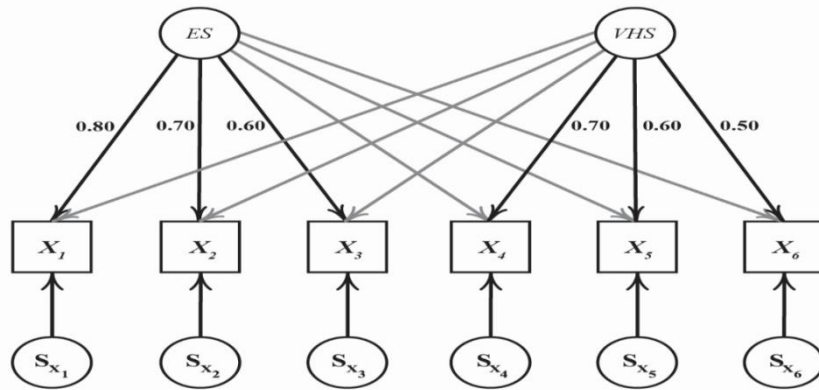
²⁷ Sharma, **a.g.e.**, p.97.

²⁸ Leandre R. Fabrigar and Duane T. Wegener, **Exploratory Factor Analysis**, USA, Oxford University Press, 2012, p.19-20.

2.3.1. Değişken Seçimi ve Sayısı

Araştırma süreçlerinde yaygın yapılan hatalardan biri, uygulanacak analize karar verilmeden önce veri toplama aşamasına geçilmesi olarak ifade edilmektedir. Çünkü araştırma alanı detaylı olarak incelemiden toplanan veri setine uygulanan faktör analizi sonucunda elde edilen bulgular, beklenen ile uyuşmamaktadır. Dolayısıyla araştırmacılar, uygulayacakları yöntemlerden en çok faydayı elde edebilmek için bilimsel araştırma tasarım ilkelerine gerekli önemi göstermelidirler.²⁹

Araştırmacı, bu süreçte öncelikle inceleme alanını tanımlamakta ve ardından araştırma hipotezini ortaya koymaktadır. Bir sonraki aşamada ise, ilgilenilen gizil yapıyı ölçebilmek amacıyla gözlenen değişkenleri belirlemektedir.³⁰ Araştırmacı, bu süreçte analize dâhil edilmesi mümkün değişkenler içinden bir değişken kümesi oluşturmaktadır. Söz konusu süreç, araştırma sonuçları açısından önem arz etmektedir. Çünkü önemli bir değişkenin dışarıda bırakılması ya da araştırma alanıyla ilgisiz değişkenlerin dâhil edilmesi analiz sonuçlarını yanıltıcı kılmaktadır.³¹ Bu hususla ilgili olarak ekonomik sorunlar (ES) ve vatandaşlık hakları sorunu (VHS) olmak üzere iki faktörden oluşan bir yapı olduğunu düşünelim. Şekil 2.5'te söz konusu yapı yer almakta olup gizil yapıyı ölçmek amacıyla altı gözlenen değişken kullanıldığı görülmektedir.



Şekil 2.5: ES ve VHS Faktörlerine İlişkin Model

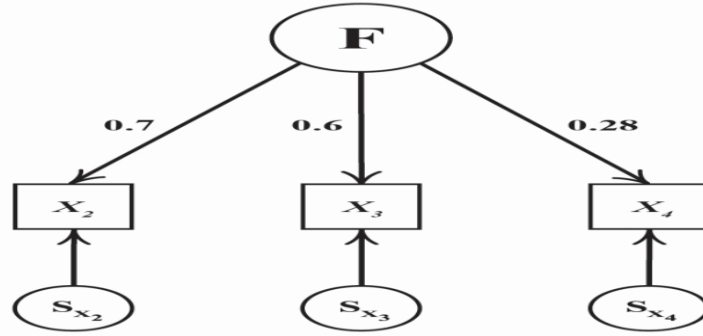
²⁹ Andrew L. Comrey, **A First Course in Factor Analysis**, USA, Academic Press, 1973, p. 189.

³⁰ Marjorie A. Pett et. al., **Making Sense of Factor Analysis: The Use of Factor Analysis for Instrument Development in Health Care Research**, USA, Sage Publications, 2003, p.17-18.

³¹ Kim ve Mueller (a), **a.g.e.** , p.66.

Şekil 2.5'te altı gözlenen değişkenin altında yatan gizil yapı ortaya çıkarılmış olup bunlar; ES ve VHS olarak adlandırılmıştır.

Araştırmacının söz konusu yapıyı incelemek için sadece X_2, X_3 ve X_4 değişkenlerini ele aldığını düşünelim. X_2 ve X_3 ekonomik sorunlara ilişkin gözlenen değişkenler olup X_4 ise ırk ayrımının kaldırılmasıyla ilgili vatandaşlık hakları hususunda ele alınan bir değişkendir. Şekil 2.6'da söz konusu gözlenen değişkenlere ait tek faktör modeli yer almakta ve örnekleme hatası veya ölçüm hatasının olmadığı varsayılmaktadır.



Şekil 2.6: Üç Gözlenen Değişken için Faktör Modeli

Şekil 2.5 ile Şekil 2.6 karşılaştırıldığında X_4 değişkeninin sadece faktör yükünün değil boyutunun da değiştiği anlaşılmaktadır. Çünkü Şekil 2.5 incelendiğinde ekonomik sorunlarla ilgili olan X_2 ve X_3 aynı boyuttayken X_4 değişkeninin farklı bir boyutta olduğu görülmektedir. Bu örnek, değişken seçiminin önemini ortaya koymasına rağmen sorunu tam olarak yansıtmamaktadır. Bu hususa ek olarak, gözlenen değişken sayısı ile beklenen faktör sayısı arasındaki ilişkinin de gözetilmesi gerekmektedir. Bazı yazarlar, iyi bir çözüm düşüncesiyle her bir faktör için en az üç gözlenen değişkenin olmasını önermektedirler.³² Bunun yanı sıra faktör analizi neticesinde ortaya çıkması beklenen faktör sayısının en az beş ya da altı katı kadar gözlenen değişkenin analize dâhil edilmesi gerektiği de ifade edilmektedir. Ayrıca söz konusu gözlenen değişkenlerin gizil yapının ölçülmesinde anahtar rol oynayan *işaret edici (marker) değişkenler* olması da önem arz etmektedir.³³

³² A.e. , p.67-68.

³³ Comrey, a.g.e. , p.191.

2.3.2. Ölçüm Düzeyi

Ölçme, bilimin temel meşguliyetlerinden biridir. Çünkü araştırmacılar; insanları, nesneleri, olayları ve süreçleri gözlemleyerek bilgi sahibi olmaktadır. Dolayısıyla söz konusu gözlemleri anlamlandırmak için ölçme işlemine gerek duyulmaktadır.³⁴ Ölçme ile incelenen birimler, belirli bir özellik açısından belli kurallara göre numerik değerler ya da sembollerle gösterilmektedir. Bu hususta ifade edilen kurallar, ilgilenilen özellik açısından incelenen birimler için değerlendirme sistematüğini belirtmektedir. Örneğin, bir topluluğa ilişkin boy uzunluklarının mezura ile ölçülmesinde kurallar evrensel ve anlaşılır olmasına rağmen iş tatmini, müşteri memnuniyeti, özsaygı gibi yapıların ölçülmesinde durum farklılaşmaktadır. Her ne kadar söz konusu yapıların ölçülmesinde evrensel kurallar olmasa bile ölçümlerin standardizasyonun sağlanması için kabul görmüş kuralların geliştirilmesi önem arz etmektedir. Dolayısıyla bu kuralların anlaşılabilir olması, uygulanmasının pratik olması, uygulanışının ve elde edilen sonuçların uygulayana bağlı olmaması gerekmektedir. Böylelikle aynı ölçüm aracını kullanan araştırmacılar, benzer sonuçlar elde edebilmektedir. Bu duruma örnek olarak iki farklı uygulamacının belirli bir zaman diliminde iyi kurgulanmış bir zekâ testini aynı kişiye uygulaması neticesinde benzer skarlara ulaşması verilebilmektedir.³⁵

Ölçme ile incelenen birimler belirli bir özellik açısından kategorilere atanmaktadır. Bu kategoriler; kadın/erkek veya çalışan/çalışmayan gibi adlandırılarak ya da 87 kilogram veya 179 santimetre gibi numerik değerler ile ifade edilebilmektedir. Kategoriler kümesi ve aralarındaki ilişkiler, ölçekleri belirlemektedir. Ölçek, ölçme işlemi gerçekleştirilirken kullanılan araç olup istatistiksel analizlerde uygun ölçüm aracının tercih edilmesi önem arz etmektedir. Bu hususla ilgili olarak bir topluluğun boy uzunlukları ile ilgilendiğimizi ve incelenen bireyleri kısa, orta ve uzun boylu olmak üzere üç kategoride ölçtüğümüzü varsayalım. Bu ölçme işlemiyle amaçlanan kitlenin ortalama boy uzunluğunu

³⁴ Robert F. DeVellis, **Scale Development: Theory and Applications**, Third Edition, USA, Sage Publications, 2012, p.2.

³⁵ Jum C. Nunnally and Ira H. Bernstein, **Psychometric Theory**, Third Edition, USA, McGraw-Hill Inc., 1994, p.3-4.

hesaplamak ise kullanılan ölçekle istenilen bilgiye ulaşılamayacağı görülmektedir. Dolayısıyla araştırmacının ölçme aracını değiştirmesi gerekmektedir.³⁶ Bu bilgiler doğrultusunda incelenen birimlerin ölçülmesi ile hedeflenen özellikler ve elde edilecek ölçümlerin ne amaçla kullanılacağı hususları dikkate alınarak uygun ölçek türünün belirlenmesi gerekmektedir. Ölçekler; sınıflama (nominal), sıralama (ordinal), aralık (interval) ve oran (ratio) olmak üzere dört temel gruba ayrılmaktadır.³⁷

Sınıflama ölçeği, incelenen birimleri belirli bir özellik açısından kategorilere ayırmaktadır. Bu kategoriler, ayırt edici olması amacıyla sayısal anlam taşımayan semboller ile ilgilenilen özelliğin varlığını ya da yokluğunu göstermektedir. Dolayısıyla sınıflama ölçeği ile toplanmış veri, sadece kategorileri veya sınıfları yansıtmakta olup özelliğin miktarını belirtmemektedir. Sınıflama ölçekli veri için yaygın olarak verilen örnekler ise cinsiyet, meslek gibi demografik özelliklerdir.³⁸

Sıralama ölçeği, incelenen birimleri belirli bir özelliğe göre sıra dâhilinde kategorileştirmektedir. Söz konusu kategoriler arasında önem düzeyi ya da büyüklük-küçüklük ilişkisi bulunmaktadır. Sıralama ölçekli veride birimler, ilgilenilen özellik açısından en çoktan en aza doğru sıralanmakla birlikte sahip olunan özelliğin miktarı hakkında bilgi sunulmamaktadır.³⁹ Bu ölçekle toplanmış veriye örnek olarak üç farklı meşrubata ilişkin tüketici tercihi (1- en çok tercih edilen, 2- ikinci tercih edilen, 3 – üçüncü tercih edilen) verilmektedir. Bu örnekte yanıtlar, sıralı olmakla beraber aralarındaki fark ölçülebilir değildir. Yani, en çok ve ikinci tercih edilen yanıtların arasındaki fark ile ikinci ve üçüncü tercih edilen arasındaki fark eşit olmamaktadır.⁴⁰

Aralık ölçeği, incelenen birimlerin belirli bir özellik açısından sahip olduğu göreceli miktarları ölçmektedir. Bu ölçek ile birimler arasındaki fark

³⁶ Frederick J. Gravetter and Larry B. Wallnau, **Essentials of Statistics for the Behavioral Sciences**, Eighth Edition, USA, Cengage Learning, 2013, p.22-23.

³⁷ Stanley Smith Stevens, “On the Theory of Scales of Measurement”, **Sciences**, New Series, Vol. 103, No. 2684, 1946, p. 678.

³⁸ Hair et. al. , **a.g.e.** , p.5.

³⁹ Nunnally and Bernstein, **a.g.e.** , p.13.

⁴⁰ Paul Newbold, William L. Carlson and Betty M. Thorne, **Statistics for Business and Economics**, Eighth Edition, USA, Pearson Education Inc. , 2012, p.26.

gösterilebilmektedir. Fakat aralık ölçeğinde sıfır noktası, keyfi olarak belirlendiğinden mutlak yokluğu yansıtmamaktadır.⁴¹ Bu ölçek türüne klasik bir örnek olarak sıcaklık ölçümü verilmektedir. Çünkü Fahrenheit ve Santigrat birimleri için sıfır noktası, mutlak yokluğu göstermemektedir.⁴² Bu durumu anlatabilmek için hava sıcaklığının İstanbul'da 20 santigrat derece ve Sivas'ta ise 5 santigrat derece olduğunu varsayalım. Bu bilgiden hareketle iki il arasındaki sıcaklık farkının 15 santigrat olduğunu sonucuna ulaşmakla beraber İstanbul'un, Sivas'tan dört kat daha sıcak olduğu söylenememektedir.

Oran ölçeği, diğer üç ölçek türünün sahip olduğu avantajlara ek olarak mutlak yokluğu gösteren sıfır noktasına sahip bulunmaktadır. Ayrıca oran ölçekle toplanmış veri ile tüm matematiksel işlemler yapılabilmektedir.⁴³ Bireylerin boy uzunluğu, ağırlık, yaş gibi özellikleri mutlak yokluğu gösteren sıfır noktasına sahip olduğundan oran ölçekle toplanmış verilere örnek olarak verilebilmektedir.

İncelenen birimlerin belirli özelliklerinin bahsedilen ölçekler aracılığıyla değerlendirilmesi neticesinde elde edilen semboller ya da numerik değerler, gerek karşılaştırılabilir bilgi sunması gerekse istatistiksel yöntemlerin kullanılabilmesine olanak tanınması açısından önemli avantajlar sağlamaktadır.⁴⁴ Bu aşamada, toplanan bilginin analizinde kullanılacak istatistiksel yöntemlere karar verilirken verinin ölçüm tipi dikkate alınmaktadır. Bu durum faktör analizi yönteminin uygulanabilirliği için de geçerli olmaktadır. Ancak faktör analizinin temel girdisini, gözlenen değişkenlere ait değerler oluşturmamaktadır. Bunun yerine, söz konusu değerler kullanılarak gözlenen değişkenler arasındaki doğrusal ilişkilerin derecelerini gösteren katsayılardan yararlanılmaktadır. Bu süreçte iki değişken arasındaki doğrusal ilişkinin yönünün ve derecesinin ölçülmesinde birçok seçenek olmasına rağmen yaygın olarak Pearson korelasyon katsayısı kullanılmaktadır. Fakat hesaplanacak korelasyon katsayısına karar verilirken verinin ölçüm tipinin de dikkate alınması gerekmektedir. Örneğin, Pearson korelasyon katsayısı için verinin en

⁴¹ William Miller, **Statistics and Measurement Concepts with OpenStat**, USA, Springer, 2013, p.177-178.

⁴² Newbold, Carlson and Thorne, **a.g.e.** , p.26.

⁴³ Hair et. al. , **a.g.e.** , p.7.

⁴⁴ Nunnally and Bernstein, **a.g.e.** , p.7-8.

azından aralık ölçekle toplanmış olması gerekmektedir. Spearman korelasyon katsayısı ise verinin en azından sıralama ölçeği ile toplanmış olduğunu varsaymaktadır.⁴⁵ Verinin ölçüm tipine göre kullanılması gereken korelasyon katsayısı türleri ise Tablo 2.4’te gösterilmiştir.

Tablo 2.4: Korelasyon Katsayısı Türleri

Korelasyon Katsayısı	Ölçme Düzeyi	
	Değişken I	Değişken II
Pearson	Aralık	Aralık
Spearman Sıra, Kendall’ın tau	Sıralama	Sıralama
Dörtlü (Phi)	Sınıflama	Sınıflama
Nokta Çift Serili (Point - biserial)	Aralık	İki Düzeyli (Dikotomik)
Olağanlık (Contingency)	Sınıflama	Sınıflama
Çift Serili (Biserial)	Aralık	Yapay Dikotomik
Çok Serili (Polyserial)	Aralık	Sıralama
Dört Düzeyli (Tetrachoric)	Dikotomik*	Dikotomik*
Çok Düzeyli (Polyhoric)	Sıralama*	Sıralama*

*:Söz konusu değişken sürekli olup kategorik forma dönüştürülmektedir.

Kaynak: Randall E. Schumacker and Richard G. Lomax, **A Beginner’s Guide to Structural Equation Modeling**, Second Edition, New Jersey, Lawrence Erlbaum Associates, 2004, p.39.

Tablo 2.4’te yer alan korelasyon katsayısı türlerinin tamamı, yaygın olarak kullanılan istatistiksel paket programlarda hesaplanamamaktadır. Faktör analizinde verinin ölçüm tipine bağlı olarak genellikle Pearson korelasyon katsayısı kullanılmaktadır. Ancak sosyal ve davranış bilimlerinde çoğu uygulamada gözlenen değişkenlerin sürekli olmak yerine dikotomik (ikili) ya da sıralama ölçeği ile toplandığı görülmektedir.⁴⁶ Dolayısıyla Pearson korelasyon katsayısının yanı sıra dört düzeyli (tetrachoric) ve çok düzeyli (polyhoric) korelasyon katsayılarından da yararlanılmaktadır. Bu çalışmada teorik olarak sürekli olan bir değişken dikotomik

⁴⁵ Thompson, **a.g.e.** , p.28-29.

⁴⁶ David B. Flora and Patrick J. Curran, “An Empirical Evaluation of Alternative Methods of Estimation for Confirmatory Factor Analysis with Ordinal Data”, **Psychological Methods**, Vol.9, No.4, 2004, p.467.

forma dönüştürüldüğünden dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon katsayısı kullanılacaktır.

Karl Pearson tarafından önerilen dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon katsayısı, temelinde normal dağıldığı varsayılan iki değişken arasındaki doğrusal ilişkiyi ölçmektedir.⁴⁷ Söz konusu korelasyon katsayısının hesaplanma sürecinin gösterilebilmesi için 2×2 çapraz tabloda a, b, c, d frekanslarının ve toplam frekansın N olduğunu varsayalım.

a	b	$a+b$
c	d	$c+d$
$a+c$	$b+d$	N

Şekil 2.7: Çapraz Tablo

Şekil 2.7’de verilen çapraz tabloda yer alan b değeri, birinci değişkenin i kategorisindeki ve ikinci değişkenin j kategorisindeki olayların sayısını göstermektedir.

z_1 ve z_2 , $(a+c)/N$ ve $(a+b)/N$ marjinal olasılıkları ile standart normal dağılmaktadırlar.

$$z_1 = \Phi^{-1} \left\{ (a+c)/N \right\} , \quad z_2 = \Phi^{-1} \left\{ (a+b)/N \right\} \quad (2.11)$$

Standart normal dağılım için birikimli dağılım fonksiyonu (cumulative distribution function) Φ ile gösterilmektedir. Dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon katsayısı (r) aşağıdaki eşitliği sağlayan korelasyon katsayısıdır.

⁴⁷ Joakim Ekström, “The Phi-Coefficient, the Tetrachoric Correlation Coefficient, and the Pearson-Yule Debate”, **Department of Statistics Papers**, UCLA, 2011, p.9.

$$\frac{a}{N} = \int_{-\infty}^{z_2} \int_{-\infty}^{z_1} \Phi(x_1, x_2, r) dx_1 dx_2 \quad (2.12)$$

Eşitlik (2.12)'de yer alan $\Phi(x_1, x_2, r)$ ise iki değişkenli normal dağılımın olasılık yoğunluk fonksiyonunu ifade etmektedir.

$$\Phi(x_1, x_2, r) = \left\{ 2\pi(1 - r^2)^{1/2} \right\}^{-1} \exp\left(-\frac{x_1^2 - 2rx_1x_2 + x_2^2}{2(1-r^2)}\right) \quad (2.13)$$

$x_1 = z_1$ ve $x_2 = z_2$ olması durumunda söz konusu iki değişkenli normal dağılım, olasılıkları 2x2 büyüklüğünde çapraz tablodaki dört hücrenin olasılıklarına karşılık gelen dört parçaya bölünmektedir.⁴⁸

$a = d = 0$ olması durumunda $r = -1$ ve $b = c = 0$ olması durumunda ise $r = 1$ olarak bulunmaktadır. Bunun yanı sıra, $z_1 = z_2 = 0$ durumundaysa Eşitlik (2.12)'nin çözümü $r = -\cos\left(\frac{2\pi a}{N}\right)$ şeklinde olmaktadır. Diğer tüm durumlarda ise r , Eşitlik (2.12)'nin yinelemeli (iteratif) olarak çözülmesi ile hesaplanmaktadır.⁴⁹ Ayrıca söz konusu katsayının hesaplanmasında uygun örnek büyüklüğü (en az 400 gözlem) ile çalışılması sonuçların kabul edilebilirliği açısından önem arz etmektedir.⁵⁰

2.3.3. Örnek Büyüklüğü ve Seçimi

Örnek büyüklüğü, faktör analiz sonuçları dâhil tüm istatistiksel bulguların kesinliğini etkilemektedir. Dolayısıyla birçok araştırmacı tarafından asgari örnek

⁴⁸ Morton B. Brown, "Algorithm AS 116: The Tetrachoric Correlation and its Asymptotic Standard Error", **Journal of the Royal Statistical Society, Series C (Applied Statistics)**, Vol. 26, No. 3, 1977, p.343.

⁴⁹ **A.e.**, p.344.

⁵⁰ J. Paul Guilford, "When not to factor analyze", **Psychological Bulletin**, 49 (1), 1952, p.33.

büyüklüğüne karar verilmesi hususunda genel kabul görmüş kriterler ortaya konulmuştur.⁵¹ Fakat bu öneriler arasındaki değişkenliğin yüksek olması önemli sorunlara neden olmaktadır. Bu hususta Richard L. Gorsuch, gözlem sayısının değişken sayısından en az beş kat büyük olmasını önermiş olup değişken sayısının 20'den küçük olması durumunda bile gözlem sayısı 100'den küçük olmaması gerektiğini ifade etmiştir.⁵² Andrew L. Comrey ise örnek büyüklüğünün 50 olması durumunda elde edilecek korelasyon katsayısının güvenilir olmayacağını ifade etmiştir. Bunun yanı sıra örnek büyüklüğünün yeterliliğine ilişkin bir değerlendirme yaparak 50- çok kötü, 100- kötü, 200- orta, 300-iyi, 500-çok iyi ve 1000-mükemmel olduğunu belirtmiştir.⁵³ Bu hususta Raymond B. Cattell, gözlem sayısının değişken sayısından 3 ile 6 kat büyük ve asgari gözlem sayısının yaklaşık 250 olması gerektiğini ifade etmiştir.⁵⁴ Bir diğer öneri ise her bir değişken için en az 5 veya 10 gözlemin gerekli olduğu ancak gözlem sayısının 300'ü aşması durumunda söz konusu değişken ile gözlem sayısı arasındaki ilişkinin önemini yitirdiği yönündedir.⁵⁵ Söz konusu önerilerin ortak yanı, mümkün olan en yüksek gözlem sayısının elde edilmesidir. Çünkü yüksek örnek büyüklüğü, korelasyon katsayılarındaki ve dolayısıyla faktör yüklerindeki hataların azaltılmasında yani örnekleme hatasının en küçüklenmesi hususunda önem arz etmektedir.⁵⁶

Literatürde örnek büyüklüğünün belirlenmesiyle ilgili çeşitli kurallar önerilmiş olmasına rağmen söz konusu kurallar genellikle yazarların tecrübelerine dayanmaktadır. Bu kuralların yanı sıra örnek büyüklüğü ile elde edilen bulgular arasındaki ilişkinin ampirik olarak incelendiği çalışmalar da bulunmaktadır. Bu çalışmalarda kitle örüntüsüyle yaklaşık olarak aynı olan ve istikrarlı (stable) örnek örüntüsünü elde edebilmek için asgari gözlem sayısının kaç olması gerektiği

⁵¹ Thompson, **a.g.e.** , p.24.

⁵² Gorsuch, **a.g.e.** , p. 333.

⁵³ Comrey, **a.g.e.** , p.200.

⁵⁴ Raymond B. Cattell, **a.g.e.** , pp.508-509.

⁵⁵ Howard E. A. Tinsley and Diane J. Tinsley, "Use of Factor Analysis in Counseling Psychology Research", **Journal of Counseling Psychology**, Vol. 34, No. 4, 1987, p.415.

⁵⁶ J. Paul Guilford, **Psychometric methods**, Second Edition, New York, McGraw-Hill, 1954, p.532-533.

araştırılmıştır.⁵⁷ Faktör analizinin uygulanabilirliği açısından gereken asgari örnek büyüklüğünün belirlenmesi için yapılan benzetim (simulation) çalışmalarından biri Daniel J. Mundrom ve diğerleri⁵⁸ tarafından gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmada faktör sayısı, faktör başına değişken sayısı ve ortak varyans büyüklüğü dikkate alınarak 180 farklı kitle durumu incelenmiştir. Bu süreçte faktör sayısı 1 ile 6 arasında, faktör başına değişken sayısı 3 ile 12 arasında ve 0,6 ile 0,8 arası yüksek, 0,2 ile 0,8 arası geniş, 0,2 ile 0,4 arası düşük olmak üzere üç farklı ortak varyans örüntüsü ele alınarak ($3 \times 6 \times 10 = 180$) oluşturulan her bir durum için 100 farklı kitle korelasyon matrisi oluşturulmuştur. Sonrasında ise 18000 kitle matrisinden hareketle çeşitli örnek büyüklükleri için örnek korelasyon matrisleri üretilmiştir. Bu aşamada faktör analizi için en çok olabilirlik yöntemi⁵⁹ uygulanıp Varimax⁶⁰ döndürmesi yapılmıştır. Kitle faktör analizi sonuçları ile örnekten elde edilen faktör analizi sonuçları arasındaki benzerliğin ortaya konulması için benzerlik (congruence) katsayısı⁶¹ hesaplanmıştır.

$$C_k = \frac{\sum_{j=1}^p f_{jk(s)} f_{jk(t)}}{\sqrt{(\sum_{j=1}^p f_{jk(s)}^2)(\sum_{j=1}^p f_{jk(t)}^2)}} \quad (2.14)$$

Eşitlik (2.14)'te yer alan $f_{jk(t)}$, kitle için j değişkenin k faktörü üzerindeki yükünü, $f_{jk(s)}$ ise benzer şekilde olup örnek için faktör yükünü göstermektedir. m faktör boyunca benzerlik derecesini bulabilmek için C_k değerlerinin ortalaması hesaplanmıştır. Dolayısıyla Eşitlik (2.15)'te yer alan K, C_k değerlerinin ortalamasını göstermekte ve 0,98 ile 1 arasında değer alması mükemmel uyum (excellent

⁵⁷ Edward Guadagnoli and Wayne F. Velicer, "Relation of Sample Size to the Stability of Component Patterns", **Psychological Bulletin**, Vol. 103, No. 2, 1988, p.265.

⁵⁸ Daniel J. Mundrom, Dale G. Shaw and Tian Lu Ke, "Minimum Sample Size Recommendations for Conducting Factor Analyses", **International Journal of Testing**, Vol. 5, No. 2, 2005, pp.159-168.

⁵⁹ En çok olabilirlik yöntemi, faktör türetme yöntemlerinden biridir.

⁶⁰ Varimax, üçüncü bölümde faktör döndürme yöntemleri başlığı altında detaylı olarak incelenecektir.

⁶¹ Bakınız. Harry H. Harman, **Modern Factor Analysis**, Second Edition, Chicago, The University of Chicago Press, 1967,p.268-272.

agreement), 0,92 ile 0,98 arasında değer alması ise iyi uyum (good agreement) göstergesi olarak ifade edilmektedir.⁶²

$$K = \frac{\sum_{k=1}^m C_k}{m} \quad (2.15)$$

Bu çalışma neticesinde, asgari örnek büyüklüğünün belirlenmesinde değişken sayısının uygun bir gösterge olmadığı anlaşılmıştır. Bunun yanı sıra faktör analizinin uygulanabilmesi için yaklaşık 250 gözlemin gerekli olduğu yönündeki önerilerin aksine faktör başına değişken sayısının en az 7, düşük ortak varyans örüntüsü ve mükemmel uyum koşulları altında bile asgari gözlem sayısının 180'den büyük olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Söz konusu çalışmada önerilen asgari örnek büyüklükleri Tablo 2.5'te yer almaktadır.⁶³

Tablo 2.5: Çeşitli Kriterler için Asgari Örnek Büyüklüğü Önerileri

Kriter	Yüksek Ortak Varyans		Geniş Ortak Varyans		Düşük Ortak Varyans	
	D/F	n	D/F	n	D/F	n
Mükemmel Uyum	4	500	4	900	4	1400
	6	250	6	200	6	260
	8	100	8	130	8	130
İyi Uyum	5	130	5	140	5	200
	7	55	8	60	8	80

Not: D/F=Faktör başına gözlenen değişken sayısı

Tablo 2.5'te görüldüğü üzere faktör başına gözlenen değişken sayısı arttıkça asgari gözlem sayısı azalmaktadır.

⁶² Robert C. MacCallum et. al., "Sample Size in Factor Analysis", **Psychological Methods**, Vol. 4, No. 1, 1999, pp. 92-93.

⁶³ Mundfrom, Shaw and Ke, **a.g.e.** , p. 167.

W. A. Arrindell ve Jan van der Ende⁶⁴ ise 1985 yılında yayımladıkları çalışmasında Korku Tarama Ölçeği - III (Fear Survey Schedule (FSS) –III) ve Korku Anketi (Fear Questionnaire - FQ) kullanarak topladığı gerçek veri üzerinden elde edilen örnek sonuçları ile kitle sonuçlarını karşılaştırmıştır. FSS ve FQ formlarında sırasıyla 76 ve 20 madde bulunmakta olup sırasıyla 1104 ve 968 katılımcı tarafından yanıtlanmıştır. Söz konusu kitleler, alt örneklere bölünerek çeşitli durumlar için faktör analizi sonuçları elde edilmiştir. Söz konusu örneklere ait bilgiler Tablo 2.6’da yer almaktadır.⁶⁵

Tablo 2.6: Çeşitli Örnek Büyüklükleri için Gözlem Sayısı ve n/d Değerleri

Örnek	FSS - III		FQ	
	n	n/d	n	n/d
1	100	1.3	26	1.3
2	200	2.6	52	2.6
3	300	3.9	78	3.9
4	504	6.6	132	6.6
5	-	-	280	14
6	-	-	392	19.8
Toplam	1104	14.5	960	48

Not: n/d= örnek büyüklüğü / gözlenen değişken sayısı

Kaynak: Willem A. Arrindell and Jan van der Ende, “An Empirical Test of the Utility of the Observations-To-Variables Ratio in Factor and Components Analysis”, **Applied Psychological Measurement**, Vol. 9, No. 2, 1985, p.168.

Tablo 2.6 incelendiğinde 1104 katılımcının yanıtladığı FSS-III, dört alt örnek grubuna bölünürken FQ içinse; 960 katılımcının oluşturduğu kitle, altı alt örnek grubuna ayrıştırılmıştır. Bir sonraki aşamada ise faktör analizi neticesinde elde edilen kitle ve alt örneklere ait bulgular, Tucker’in benzerlik (congruence) katsayısı kullanılarak karşılaştırılmıştır. Elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde örnek büyüklüğünün gözlenen değişken sayısına oranının FSS-III için en az 1.3 ve FQ için

⁶⁴ Willem A. Arrindell and Jan Van der Ende, “An Empirical Test of the Utility of the Observations-To-Variables Ratio in Factor and Components Analysis”, **Applied Psychological Measurement**, Vol. 9, No. 2, 1985, pp. 165-178.

⁶⁵ A.e. , p.168.

en az 3.9 olması gerektiği belirlenmiştir. Bu durumlara karşılık gelen asgari gözlem sayısının ise FSS-III için 100 ve FQ için 78 olduğu tespit edilmiştir.

Literatürde yer alan yaygın eğilimin aksine örnek büyüklüğünün 50'den küçük olması durumunda uygulanan faktör analizi neticesinde elde edilen bulguların da istenilen özelliklere sahip olduğu görülmektedir. Bu hususta J. C. F. de Winter, D. Dodou ve P. A. Wieringa⁶⁶ tarafından ortaya konulan çalışmada güvenilir faktör sonuçları elde edebilmek için gerekli asgari örnek büyüklüğünü belirlemek için çeşitli durumlar altında benzetim (simulation) yapılmıştır. Faktör yükünün değeri, faktör sayısı, değişken sayısı koşulları dikkate alındığında faktör yükünün yüksek, gözlenen değişken sayısının yüksek ve faktör sayısının düşük olması halinde 50'den küçük örnek büyüklükleri için istikrarlı (stable) sonuçlar elde edilmiştir. Örneğin, faktör yükünün 0.9, faktör sayısının 4 ve gözlenen değişken sayısının 12 olması durumunda gözlem sayısının 12 olmasının yeterli olduğu ifade edilmiştir.⁶⁷

Faktör analizinin uygulanabilirliği hususunda sıklıkla önerilen asgari gözlem sayısı veya gözlem sayısının değişken sayısına oranı gibi kriterler dikkate alınırken faktör modelinin de göz ardı edilmemesi gerekmektedir. Faktör modelinde gözlenen değişkenler, ortak ve spesifik faktörlerin doğrusal bileşeni olarak gösterilmektedir. Bu açıdan bakıldığında modelin, gerçek veri kümesi ile mükemmel uyum sağlayamayacağı anlaşılmaktadır.⁶⁸ Bu duruma neden olan hata kaynaklarının incelenmesi gerekmektedir. Bu hususla ilgili olarak 2.3.1. kısmında incelenen faktör modeli yeniden ele alınmıştır. Eşitlikte $y - \mu$, $p \times 1$ boyutlu fark vektörünü; Λ , $p \times k$ boyutlu faktör yükleri matrisini; f , $k \times 1$ boyutlu ortak faktör vektörünü; s ise $p \times 1$ boyutlu spesifik faktör vektörünü göstermektedir.

⁶⁶ J. C. F. De Winter, D. Dodou and P. A. Wieringa, "Exploratory Factor Analysis with Small Sample Sizes", **Multivariate Behavioral Research**, 44, 2009, pp.147-181.

⁶⁷ **A.e.**, pp.153-156.

⁶⁸ Robert C. MacCallum and Ledyard R. Tucker, "Representing Sources of Error in the Common-Factor Model: Implications for Theory and Practice", **Psychological Bulletin**, Vol. 109, No. 3, 1991, p.502.

$$y - \mu = \Lambda f + s \quad (2.16)$$

Eşitlik (2.16)'dan hareketle $E(y) = \mu = 0$ ve $Var(y) = 1$ olduğu varsayımı altında hesaplanan korelasyon matrisi Eşitlik (2.17)'de yer almaktadır.

$$Kor(y) = \Sigma = E(y - \mu)(y - \mu)^I = E(\Lambda f + s)(\Lambda f + s)^I \quad (2.17)$$

$$Kor(y) = \Sigma = \Lambda E(ff^I)\Lambda^I + \Lambda E(fs^I) + E(sf^I)\Lambda^I + E(ss^I)$$

Faktör analizi modelinde; ortak faktörlerin birbirleriyle ilişkili (correlated) ya da ilişkisiz (uncorrelated) olabileceği ancak spesifik faktörlerin her zaman kendi aralarında ve ortak faktörlerle ilişkisiz olduğu varsayıldığından $Kor(y)$, Eşitlik (2.18) haline dönüşmektedir.

$$Kor(y) = \Sigma = \Lambda \Phi \Lambda^I + \Psi \quad (2.18)$$

Kitle için ifade edilen bu durum, örnekleme hatası (sampling error) nedeniyle örnek korelasyon matrisi için her zaman geçerli olmamaktadır. Bu durum, verilerin modele uygunluğu hususunda örnek büyüklüğünün etkisini göstermektedir. Örnek büyüklüğü arttıkça Eşitlik (2.18)'de yer alan modele yaklaşma eğiliminde olacağı ifade edilmektedir. Bu açıdan bakıldığında örnek büyüklüğünün yeterliliğine karar verilmesi sürecinde faktör analizi sonucunda elde edilen ortak varyans büyüklüğü ve faktör başına düşen gözlenen değişken sayısı önemli birer göstergedir. Eğer faktör analizi sonucunda yüksek ortak varyanslar ve faktör başına yüksek sayıda gözlenen değişken elde edilmişse çalışılan örnek büyüklüğünün yeterli olduğu söylenebilmektedir. Örneğin, tüm ortak varyansların 0,6'dan büyük olması durumunda örneklemin model uyumu ve tahmin üzerindeki olumsuz etkisi azalmakta olup örnek büyüklüğünün etkisini de zayıflatmaktadır. Dolayısıyla bu durumda örnek büyüklüğünün 100'den küçük olması yeterli olmaktadır.⁶⁹ Kristine Y. Hogarty ve diğerleri⁷⁰ de söz konusu çalışmayı destekleyici yönde bulgular elde etmişlerdir.

⁶⁹ MacCallum et. al., **a.g.e.**, p. 97.

⁷⁰ Kristine Y. Hogarty et. al., "The Quality of Factor Solutions in Exploratory Factor Analysis: The Influence of Sample Size, Communalities, and Overdetermination", **Educational and Psychological Measurement**, Vol. 65, No. 2, 2005, pp.224-225.

Faktör analizi neticesinde ulaşılan bulguların incelenen verinin özelliklerine ve model uyumuna bağlı olduğu ifade edilmektedir. Eğer veri kümesi gerekli özelliklere sahip değilse yüksek gözlem sayısı bile yetersiz olabilmektedir. Dolayısıyla bu özelliklerin de dikkate alınması gerekmektedir. Fabrigar ve diğerleri, ideal, vasat ve kötü olmak üzere üç durum için asgari gözlem sayısı için önerilerde bulunmuştur. **İdeal durum**; ortak varyanslar 0,70 ve üzeri olup her faktörde dört ile beş gözlenen değişken olması halinde örnek büyüklüğünün 100 olmasının yeterli olabileceği önerilmektedir. **Vasat durum**; ortak varyanslar 0,40 ile 0,70 arasında olup her faktörde en az üç gözlenen değişken olması halinde gözlem sayısının en az 200 olması önerilmektedir. **Kötü durum**; ortak varyanslar 0,40'dan düşük olup bazı faktörlerde sadece iki gözlenen değişkenin olması halinde gözlem sayısının 400'den az olmaması tavsiye edilmektedir.⁷¹

Örnek büyüklüğünün yanı sıra örnek seçimi de elde edilecek korelasyon katsayıları ve dolayısıyla faktör analizi sonuçları üzerinde etkili olmaktadır. İncelenen gözlenen değişkenlerin örneklem gözlem değerlerinin değişim aralığı ile kitle gözlem değerlerinin değişim aralığı arasında meydana gelen önemli farklılık, örnekleme sürecinden kaynaklanmakta olup faktör analizi sonuçlarına yansımaktadır.

Değişim aralığının faktör analizi sonuçları üzerindeki önemini gösterebilmek için sözel beceri, sayısal beceri, algılama hızı, aritmetik muhakeme ve hafıza testlerinin kitleden tesadüfi olarak seçilmiş büyük bir topluluğa uygulandığını varsayalım. Söz konusu test skorları arasındaki korelasyon matrisine uygulanan faktör analizi neticesinde “genel zeka” ismi verilen faktörün elde edildiğini ve bahsedilen testlerle yüksek faktör yüklerine sahip olduğunu düşünelim. Bir sonraki aşamada ise örnek büyüklüğü aynı olmakla birlikte kitleden zeka düzeyi (IQ) 100 olanlar arasından tesadüfi olarak bir topluluğun seçildiğini düşünelim. Bu durumda test skorları arasındaki korelasyon matrisine uygulanan faktör analizi neticesinde

⁷¹ Leandre R. Fabrigar et. al., “Evaluating the Use of Exploratory Factor Analysis in Psychological Research”, **Psychological Methods**, Vol. 4, No. 3, 1999, pp.282-283.

“genel zeka” faktörü türetilmeyecektir. Çünkü katılımcıların zeka düzeyleri arasında önemli bir değişkenlik bulunmamaktadır⁷².

Bahsedilen hususların yanı sıra faktör analizinde, farklı kaynaklardan gelen topluluk verilerinin birleştirilmesinde dikkatli olunması gerekmektedir. Çünkü söz konusu toplulukların faktör yapıları birbirinden çok farklı olabilmektedir. Bu durumda toplulukların ayrı ayrı analiz edilmesi daha uygun olmaktadır. Örneğin; bir test, 6 yaşındaki çocuklar için anlama kapasitesini, yetişkinler için algılama hızını ölçebilmektedir. Dolayısıyla 6 yaşındaki çocuklara ve yetişkinlere ait verilerin tek bir veri kümesi olarak ele alınması, faktör analizinin amaçları için istenmeyen bir durum olarak ortaya çıkmaktadır.⁷³

2.4. Faktör Analizinin Uygulanabilirliği

Faktör analizinin uygulanabilmesi için bazı varsayımların sağlanması gerekmektedir. Bu varsayımlar, istatistiksel olmaktan öte kavramsal varsayımlardır ve bu varsayımlar, seçilen değişken kümesi ve örnek seçimi ile ilgili olmaktadır. Diğer bir deyişle, kavramsal açıdan faktör analizinin temel varsayımı, seçilen gözlenen değişkenlerin arkasında yatan gizil yapıların var olduğu yönündedir. İstatistiksel açıdan bakıldığında ise *normallik (normality)*, *eş varyanslılık (homoscedasticity)* ve *doğrusallık (linearity)* varsayımlarından sapmalar durumunda sadece hesaplanan korelasyon katsayıları küçülmektedir. *Normallik (normality)* varsayımı, faktörlerin anlamlılığının test edilmesi durumunda gerekli olmakla birlikte bu testler nadiren kullanılmaktadır. Ayrıca faktör analizinde gözlenen değişkenler arasındaki iç ilişkiler araştırıldığından belirli düzeyde *çoklu doğrusal bağlantının (multicollinearity)* olması istenmektedir.⁷⁴

Faktör analizinin uygulanabilirliği hususunda gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon katsayılarının büyüklüğü önem arz etmektedir. Çünkü gözlenen değişkenler arasındaki yüksek korelasyon katsayıları, söz konusu değişkenlerin

⁷² Comrey, **a.g.e.** , p. 201.

⁷³ **A.e.** , p.202.

⁷⁴ Hair et. al., **a.g.e.** , p.99

homojen kümelerde gruplanabileceğini göstermektedir⁷⁵. Bir başka deyişle, gözlenen değişkenler arasında yüksek korelasyonların varlığı, ortak faktörlerin etkilerinin bir göstergesi kabul edilebilmektedir. Dolayısıyla korelasyon matrisinin yüksek korelasyon katsayılarını içermesi istenen bir durumdur. Korelasyon matrisi incelendiğinde 0,30'dan büyük değerler bulunmaması, faktör analizinin uygulanabilirliğini tartışmalı hale getirmekte ve analizi uygulamayı yeniden düşündürmeyi gerektirmektedir.⁷⁶ Bunun yanı sıra sadece gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon katsayıları değil kısmi korelasyon katsayılarının da incelenmesi gerekmektedir. Çünkü kısmi korelasyon katsayılarının yüksek olması faktör analizinin uygulanmasının uygun olmadığını göstermektedir.⁷⁷ Özetle, gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon katsayılarının yüksek, kısmi korelasyon katsayılarının ise düşük olması faktör analizinin uygulanabilirliği için gereklidir.

Faktör analizinin uygulanabilirliğine karar verilmesi sürecinde korelasyon matrisinin değerlendirilmesi amacıyla kullanılan bir diğer kriter ise *Bartlett küresellik testi (Bartlett test of sphericity)*'dir ve bu test, korelasyon matrisinin istatistiksel olarak anlamlılığını sınamaktadır.

Bartlett küresellik testinin temel hipotezi, "Korelasyon matrisi birim matristir." şeklinde olup H_0 olarak gösterilmiştir. Faktör analizinin uygulanabilmesi için temel hipotezin reddedilmesi gerekmektedir.

$$H_0: \mathbf{R} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Bartlett test istatistiğinin kritik değerden büyük olması durumunda temel hipotez reddedilmektedir. Bu test, bir ki-kare testi olup test istatistiği Eşitlik (2.19)'da görülmektedir.

$$\chi^2 = - \left[(N - 1) - \left(\frac{2p+5}{6} \right) \right] \log_e |R| \quad (2.19)$$

⁷⁵ Sharma, **a.g.e.** , p. 116

⁷⁶ Tabachnick and Fidell, **a.g.e.** , p. 619.

⁷⁷ Hair et. al., **a.g.e.** , p.99

Eşitlik (2.19)'da yer alan N, örnek büyüklüğünü, p, değişken sayısını ve |R| ise korelasyon matrisinin determinantını göstermektedir. Bu test için serbestlik derecesi ise $\frac{p(p-1)}{2}$ olarak hesaplanmaktadır. Serbestlik derecesi, korelasyon matrisinin ana köşegeni üstünde ya da altında kalan korelasyon katsayısı sayısını göstermektedir. Ayrıca Bartlett testi için korelasyon matrisinin determinantının hesaplanması gerektiği de gözden kaçırılmamalıdır. Çünkü determinantın sıfır ya da negatif olması durumunda söz konusu değerlerin logaritmalarının alınması mümkün olmamaktadır.⁷⁸

Bartlett küresellik testi, örnek büyüklüğüne duyarlı olduğundan gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon katsayıları düşük olsa bile yüksek gözlem sayısı ile çalışıldığında temel hipotez reddedilebilmektedir.⁷⁹ Dolayısıyla Bartlett küresellik testi sonucunda elde edilen bulguların yanı sıra diğer kriterlerin de değerlendirip faktör analizinin uygulanabilirliği hususunda karar verilmesi gerekmektedir.

Faktör analizinin uygulanabilirliğine karar verilmesi sürecinde dikkate alınması gereken bir diğer kriter ise, *Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) ölçütü*dür. Bu ölçüt, korelasyon katsayılarının büyüklüğü ile kısmi korelasyon katsayılarının büyüklüğünü karşılaştırarak örneklem yeterliliği hususunda bilgi vermektedir.⁸⁰

$$KMO = \frac{\sum_{i \neq j}^n \sum_{j \neq i}^n r_{ij}^2}{\sum_{i \neq j}^n \sum_{j \neq i}^n r_{ij}^2 + \sum_{i \neq j}^n \sum_{j \neq i}^n a_{ij}^2}$$

r_{ij} , i. ve j. gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon katsayısını gösterirken a_{ij} ise i. ve j. gözlenen değişkenler arasındaki kısmi korelasyon katsayısını ifade etmektedir. Eğer gözlenen değişkenler arasındaki korelasyonlar yüksek ve kısmi korelasyonlar sıfıra yakınsa KMO indeksi 1 değerine yaklaşmaktadır. Ayrıca bu formülde $i \neq j$ olduğunu gözden kaçırmamak gerekmektedir. Kısmi korelasyon matrisi Q olmak üzere $Q = D \times R^{-1} \times D$ şeklinde hesaplanabilmektedir. D,

⁷⁸ Pett, Lackey and Sullivan, **a.g.e.** , p. 73-74.

⁷⁹ Tabachnick and Fidell, **a.g.e.** , p. 619.

⁸⁰ Mulaik, **a.g.e.** , p.241.

diyagonal bir matris olup gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon matrisinin tersinden hareketle elde edilmektedir. R^{-1} ise gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon matrisinin tersini göstermektedir.⁸¹

$$D = \begin{bmatrix} 1 & \cdots & 0 \\ \frac{1}{\sqrt{r_{11}^{-1}}} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & 1 \\ 0 & \cdots & \frac{1}{\sqrt{r_{nn}^{-1}}} \end{bmatrix}$$

KMO indeksi 0 ile 1 arasında değer almakta olup 1 değerine yaklaşması değişkenlerin birbirlerini mükemmel bir şekilde hatasız tahmin edebileceğini göstermektedir.⁸² KMO indeks değerinin değerlendirilmesine ilişkin bilgiler Tablo 2.7’ de yer almaktadır.⁸³

Tablo 2.7: KMO Değerleri ve Yorumları

KMO Değeri	Yorumu
0,90 ve üzeri	Mükemmel
0,80 - 0,89	Çok İyi
0,70 - 0,79	İyi
0,60 – 0,69	Orta
0,50 - 0,59	Kötü
0,5’den aşağı	Kabul edilemez

KMO indeks değerinin 0,5’ten küçük olması durumunda veri kümesinin faktör analizine uygun olmadığı kabul edilmektedir. KMO indeks değeri; gözlenen değişken sayısının artması, faktör sayısının azalması, korelasyonların yükselmesi, örnek büyüklüğü artması durumlarında artmaktadır.⁸⁴

⁸¹ A.e. , p.240-241.

⁸² Hair et. al., a.g.e. , p.99

⁸³ Henry F. Kaiser and J. Rice, “Little Jiffy Mark IV”, **Educational and Psychological Measurement**, 34, 1974, pp. 111-117.

⁸⁴ Barbara A. Cerney ve Henry F. Kaiser, “A Study of A Measure of Sampling Adequacy for Factor Analytic Correlation Matrices”, **The Journal of Multivariate Behavioral Research**, 1977, 12: 1, p.44.

KMO ölçütünün yanı sıra her gözlenen değişken için örneklem yeterliliği hususunda bilgi sunan *örneklem yeterlilik (Measure of Sampling Adequacy – MSA) indeksi* de bulunmaktadır.

$$MSA(i) = \frac{\sum_{j \neq i}^n r_{ij}^2}{\sum_{j \neq i}^n r_{ij}^2 + \sum_{j \neq i}^n a_{ij}^2}$$

Formülde yer alan katsayılar, KMO formülündeki ile aynı olup hesaplanan değerlerin yorumlanması da aynı şekilde yapılmaktadır. MSA değeri düşük olan gözlenen değişkenlerin analizden çıkarılması gerekmektedir.⁸⁵

⁸⁵ Mulaik, **a.g.e.** , p.241.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

FAKTÖR MODELİNİN TAHMİNİ VE DEĞERLENDİRİLMESİ

Faktör analizinin, araştırma sorusunun yanıtlanması için uygun bir yöntem olduğuna karar verilmesinden sonra değişken seçimi, örnek büyüklüğü gibi tasarım hususlarının kurgulanıp analizin uygulanabilirliğinin sınanması gerekmektedir. Bu aşamada faktör analizinin uygulanabilir olduğuna karar verilmesi neticesinde takip edilmesi gereken bazı adımlar bulunmaktadır. Söz konusu adımlar; faktör modelinin tahmini için uygun metodun seçilmesi, uygun faktör sayısının belirlenmesi, gerek duyulması halinde uygun faktör döndürme tekniğinin seçilmesi ve arzu edilmesi durumunda faktör skorlarının hesaplanması için uygun metodun tercih edilmesi şeklinde sıralanabilir.⁸⁶

Bu bölümde faktör analizinde kullanılan tahmin metotlarına ve bahsedilen diğer adımlara ilişkin bilgilere yer verilecektir.

3.1. Faktör Tahmin Metotları

Faktör analizinin uygulanabilirliğine karar verildikten sonra faktör modelinin tahmini için uygun metodun seçilmesi gerekmektedir. Bu aşamada faktör türetme metotları olarak da bilinen çok sayıda tahmin metodu arasından uygun olan tercih edilmektedir. Söz konusu aşamada hangi metot tercih edilirse edilsin, metotların tümünün ardındaki modelin (ortak faktör modeli – the common factor model) aynı olduğunun varsayıldığını unutmamak gerekmektedir. Söz konusu metotlar, sadece ortak faktör modelinin parametrelerinin tahmin edilmesinde kullandıkları hesaplama yaklaşımları ile birbirinden ayrılmaktadır. Dolayısıyla bu metotların genellikle benzer sonuçlar ortaya koyması beklenmektedir. Fakat her bir metodun sahip olduğu avantajlar ve dezavantajlar nedeniyle bazı durumlarda farklı sonuçlar ortaya çıkmaktadır.⁸⁷

⁸⁶ Brown, **a.g.e.** ,p.20-21.

⁸⁷ Fabrigar and Wegener, **a.g.e.** , p.40.

Genellikle göz ardı edilmesine rağmen klasik faktör analizi metotlarının, kategorik değil sürekli veriler ile kullanılmak üzere tasarlandığı bilinmektedir. Bu durum yaygın kullanılan paket programlar incelendiğinde de görülmektedir. Çünkü söz konusu paket programlarda yer alan faktör tahmin metotlarının çoğu Pearson korelasyon katsayısına dayanmaktadır. Dolayısıyla söz konusu metotlar, katılıyorum-katılmıyorum gibi ikili değişkenler için uygun olmamaktadır. Çünkü bu durum için Pearson korelasyon katsayısı, doğrusal ilişki katsayısını olması gerekenden düşük bulma eğilimindedir. Dolayısıyla dikotomik ya da ikili veri kümesi için dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon katsayısının kullanılması önerilmektedir. Dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon matrisinden faktör yüklerini türetmek için genellikle en küçük kareler (EKK) tahmin edicisi kullanılmaktadır.⁸⁸ Dolayısıyla bu kısımda ağırlıklandırılmamış EKK metodu, genelleştirilmiş EKK metodu, ağırlıklandırılmış EKK metodu ve dayanıklı (robust) ağırlıklandırılmış EKK metodunun yanı sıra paket programlarda yaygın olarak yer alan temel bileşenler metodu hakkında bilgi verilecektir.

3.1.1. Temel Bileşenler Metodu

Temel bileşenler metodu veya analizi, Karl Pearson (1901)'in çalışmasına dayanmakta olup Harold Hotelling (1933) tarafından geliştirilmiştir. Temel bileşenler analizi, yaygın olarak kullanılan paket programlarda ve kitaplarda faktör analizi başlığı altında ele alınmakta olup bir tahmin metodu olarak sunulmaktadır. Fakat faktör analizi ve temel bileşenler analizi, söz konusu görüşün aksine birbirinden farklı tekniklerdir. Literatürde yer alan bu karışıklık ise Harold Hotelling'in 1933 yılında yayımladığı çalışmasından⁸⁹ kaynaklanmaktadır. Çünkü bu çalışmada temel bileşenler, p tane gözlenen değişkenin az sayıda yeni değişken ile temsil edilmesi olarak tanıtılmıştır.⁹⁰

⁸⁸ Carol M. Woods, “ Factor Analysis of Scales Composed of Binary Items: Illustration with the Maudsley Obsessional Compulsive Inventory”, **Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment**, Vol. 24, No. 4, 2002, pp. 215-216.

⁸⁹ Bknz. Harold Hotelling, “Analysis of a complex of statistical variables into principal components”, **Journal of Educational Psychology**, 24(6), 1933, pp. 417-441.

⁹⁰ I. T. Jolliffe, **Principal Component Analysis**, Second Edition, USA, Springer, 2002, p.150.

Temel bileşenler analizi; gözlenen değişken kümesini, aralarında doğrusal ilişki bulunmayan ve gözlenen değişkenlerin doğrusal bileşeni olan daha az sayıda yeni değişkene dönüştürmektedir. Böylelikle çok sayıda gözlenen değişkenin sahip olduğu bilginin büyük bir kısmı, az sayıda yeni değişken tarafından yansıtılmaktadır. Dolayısıyla temel bileşenler analizinin amacı, gözlenen değişken kümesinin boyutunu indirgemek olarak ifade edilmektedir. Bu açıdan bakıldığında faktör analizi ile benzerlik göstermesine rağmen aralarında birtakım farklılıklar söz konusudur. Bu hususla ilgili olarak standardize gözlenen değişkenler ele alındığında temel bileşenler analizinin, veri kümesinin ardında yatan modeli dikkate almaksızın korelasyon matrisini ayrıştırmak için kullanıldığını ifade etmek gerekmektedir. Daha da önemlisi, faktör analizindeki ortak ve spesifik varyans ayrımı temel bileşenler analizinde yapılmamaktadır.⁹¹ Temel bileşenler analizinin faktör analizine uyarlanmasıyla temel faktör metodu (principal factor method) olarak da adlandırılan bu metot ortaya konulmuştur. Yine de tahmin edilen model, ortak faktör modelinden farklı olmaktadır. Söz konusu model Eşitlik (3.1)'de gösterilmektedir.

$$X_j = a_{j1}F_1 + a_{j2}F_2 + \dots + a_{jn}F_n \quad (j = 1, 2, \dots, n) \quad (3.1)$$

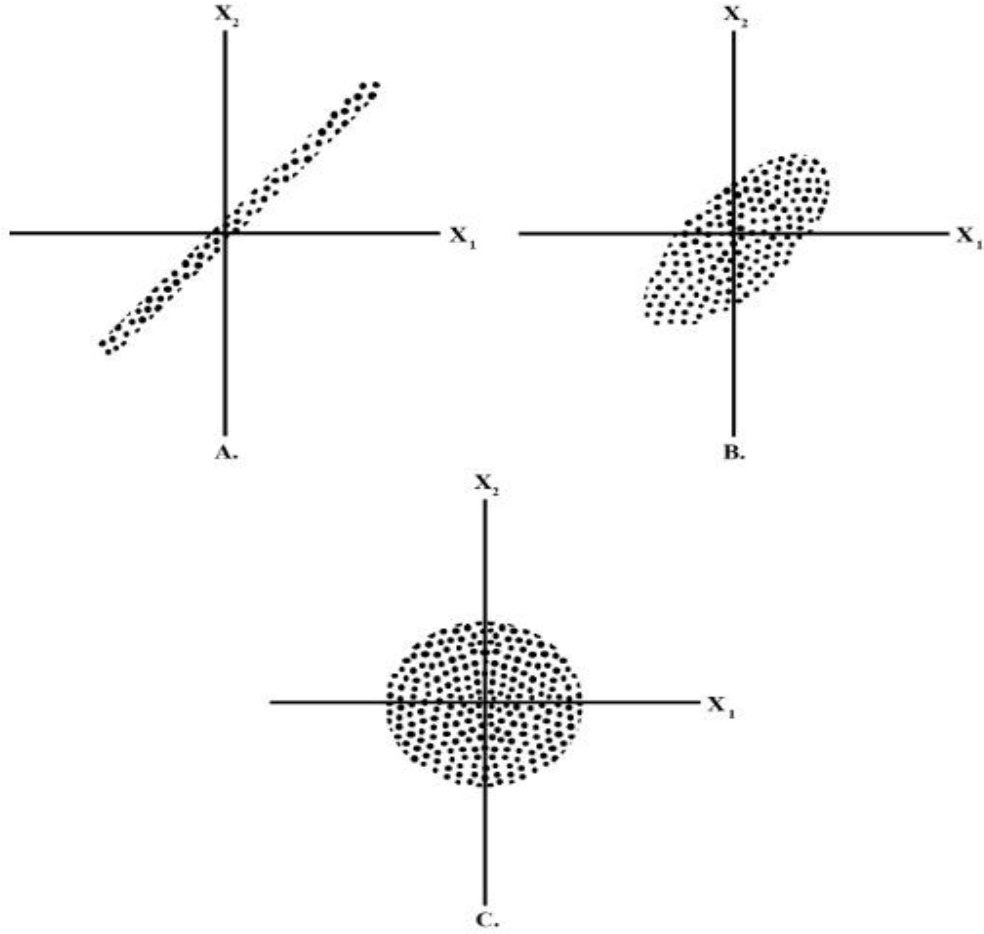
n gözlenen değişkenden her biri, birbirinden bağımsız n sayıda yeni değişken ($F_1, F_2, \dots, F_n$) ile tanımlanmaktadır. Söz konusu model incelendiğinde spesifik varyansın yer almadığı görülmektedir. Bu metot ile veri özetlemenin yanı sıra türetilen ardışık bileşenlerle toplam varyansın açıklanmasına katkıda bulunmaktadır. Yani, ilk bileşen toplam varyansın açıklanmasına en çok katkıyı sunmakta; ikinci bileşen ise ilk bileşenle korelasyonsuz olup ikinci en yüksek katkıyı sunmaktadır. Dolayısıyla n gözlenen değişkenin varyanslarının toplamı, n temel bileşenin varyanslarının toplamına eşit olmaktadır.⁹²

Söz konusu metodun geometrik gösterimi, analizin daha iyi anlaşılması hususunda yardımcı olabilir. Bunun için N gözlem ve n gözlenen değişkenden oluşan **X** veri matrisinin n boyutlu uzaydaki konumu düşünüldüğünde her bir gözlem bir noktayı göstermek üzere çok sayıda noktadan oluşan bir nokta kümesinin meydana

⁹¹ George H. Dunteman, **Principal Components Analysis**, USA, Sage Publications, 1989, pp.7-9.

⁹² Harman, **a.g.e.**, p. 136.

geldiği söylenebilmektedir. Bu durumu daha anlaşılır kılmak amacıyla X_1 ve X_2 olmak üzere sadece iki gözlenen değişkenimiz olduğunu düşünelim. Söz konusu iki değişken arasındaki ilişkinin gösterimi için dikey eksenin X_2 ve yatay eksenin X_1 olduğu koordinat sistemini ele alalım. Dolayısıyla X_1 ve X_2 gözlenen değişkenleri arasındaki ilişkinin muhtemel görünümü yansıtmak amacıyla üç farklı duruma ait çizimler Şekil 3.1’te sunulmuştur.

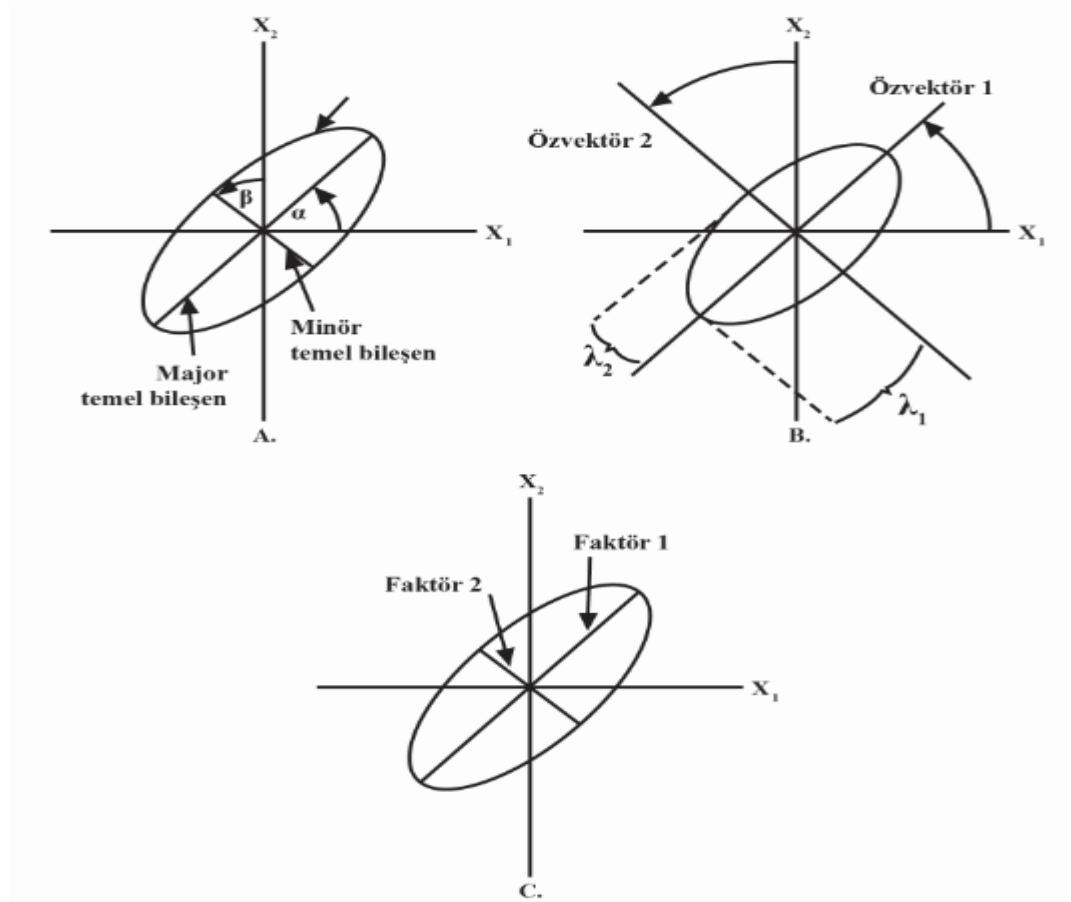


Kaynak: R. J. Rummel, **Applied Factor Analysis**, USA, Evanston: Northwestern University Press, 1970, p.340.

Şekil 3.1: X_1 ve X_2 Değişkenleri Arasındaki İlişkinin Gösterimi

Koordinat sisteminde noktalar, Şekil 3.1 A.’daki gibi doğru üzerinde yer alıyorsa; iki değişken arasında aynı yönlü ve güçlü korelasyon olduğu yani aralarında mükemmel doğrusal ilişki bulunduğu anlaşılmaktadır. Eğer noktalar Şekil 3.1 B.’deki gibi elips meydana getiriyorsa; bu durumda iki değişken arasında doğrusal

ilişkinin varlığından bahsedilmektedir. Son durum olan Şekil 3.1 C. ise iki değişken arasında doğrusal ilişki olmadığını göstermektedir.⁹³ Dolayısıyla Şekil 3.1 C.'deki gibi iki gözlenen değişken bağımsız ise temel bileşen türetilmeyecek ve temel bileşenler metodunun kullanılması herhangi bir fayda sağlamayacaktır.⁹⁴



Kaynak: R. J. Rummel, **Applied Factor Analysis**, USA, Evanston: Northwestern University Press, 1970, p.341.

Şekil 3.2: Temel Bileşenlerin Gösterimi

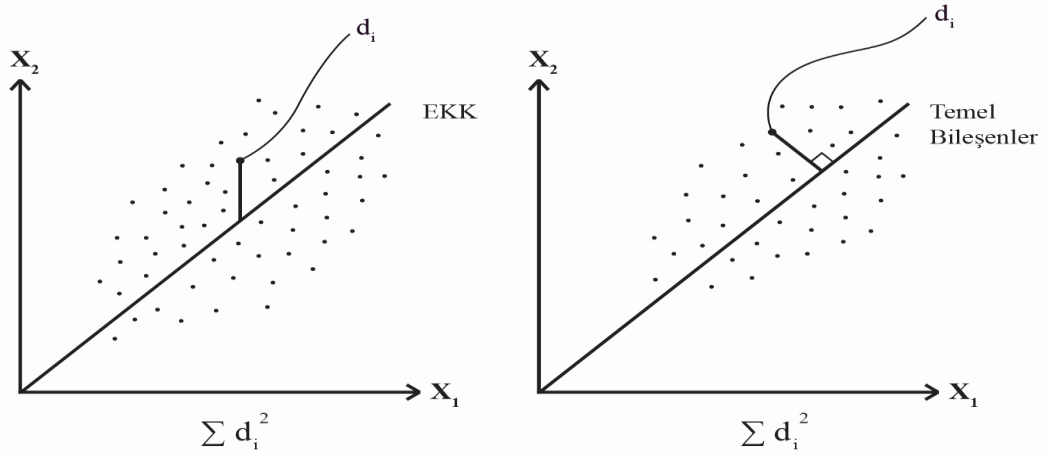
Şekil 3.2 incelendiğinde A. , B. ve C. olmak üzere üç çizim olduğu görülmektedir. Şekil 3.2 A. , Şekil 3.1 B.'yi yansıtmakta olup nokta kümesine yer verilmeksizin elipsoit olarak özetlenmiş halini göstermektedir. Söz konusu şekilde

⁹³ Rummel, **a.g.e.** , p.339.

⁹⁴ Kim ve Mueller (b), **a.g.e.** , p.14.

elipsoidin majör ve minör eksenleri görülmektedir. Bu eksenler, veri kümesindeki toplam değişkenliği ölçmektedir.⁹⁵

Şekil 3.2 A. 'ya bakıldığında arasında korelasyon bulunan iki gözlenen değişkene ait gözlemlerin oluşturduğu noktaların eliptik bir bölge oluşturduğu görülmektedir. Şekil 3.2 A.'da görüldüğü üzere bu bölgede yer alan herhangi bir nokta, X_1 ve X_2 eksenleri yerine α ve β açıları ile saat yönünün aksine döndürülerek yeni eksenlere yani majör ve minör eksenlere göre elde edilmektedir. Böylelikle dik doğrusal dönüşüm işlemi gerçekleştirilmektedir. Bu işlemi gerçekleştirirken amaçlanan ise veri kümesindeki değişimi en çok açıklayacak vektörleri bulmaktır. Genel olarak temel eksen, bulut kümesinde yer alan her bir noktanın eksene olan dik uzaklıklarının karelerinin toplamının en küçük olduğu doğru olarak tanımlanabilmektedir.⁹⁶ Bu tanım, EKK metodu ile elde edilen regresyon doğrusunu akla getirmekle birlikte dik (orthogonal) regresyon doğrusu olarak adlandırılmaktadır. Çünkü dik uzaklıkların karesi dikkate alınmaktadır. Şekil 3.3 'te iki metot arasındaki fark gösterilmekte olup; burada d_i uzaklığı ifade etmektedir.



Kaynak: Jae-On Kim ve Charles W. Mueller, **Factor Analysis: Statistical Methods and Practical Issues**, USA, Sage Publications, 1978, s.16.

Şekil 3.3: EKK ile Temel Bileşenler Metodunun Karşılaştırılması

⁹⁵ Rummel, a.g.e. , p.340.

⁹⁶ Kim ve Mueller (b), a.g.e. , p.14.

Bu hesaplamadaki amaç, projeksiyonun karesini en çok yapan yani varyansı en çok açıklayan vektörü elde etmektir. Diğer bir deyişle, en uygun a vektörü araştırılmaktadır.

$$\begin{aligned} X_1 &= a_1^l F \\ \text{Var}(X_1) &= a_1^l \Sigma a_1 \end{aligned} \quad (3.2)$$

Eşitlik (3.2)'de Σ , varyans-kovaryans matrisini göstermekte olup standardize değişkenler için $\Sigma = R$ olmaktadır. a ise doğrusal bileşim katsayılarını gösteren vektör olup bu katsayıların sınırsız büyümeleri pratikte zorluk çıkaracağından birim vektör olarak ele alınmaktadır. Bu durum neticesinde $a_1^l a_1 = 1$ kısıtı konulmaktadır. Dolayısıyla $a^l \Sigma a$ ifadesini $a^l a = 1$ kısıtı altında en çok kılmak için Eşitlik (3.3) çözümlidir.

$$|\Sigma - \lambda I| = 0 \quad (3.3)$$

Öyleyse a vektörü, Σ matrisinin özvektörü olup λ_1 ise özdeğeridir ve $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_n \geq 0$ olmaktadır.⁹⁷ Bu durumda aranan en büyük projeksiyonun karesi ya da maksimum varyans, en büyük özdeğere (λ_1) eşit olmaktadır. En büyük özdeğere sahip olan vektöre birinci temel bileşen, ikinci büyüklükteki özdeğere sahip olan vektöre ise ikinci temel bileşen denilmektedir.⁹⁸ Ayrıca gözlenen değişken sayısı kadar özdeğer elde edilmekte ve özdeğerlerin toplamı ($\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n$), $\Sigma = R$ matrisinin asıl köşegen elemanlarının toplamına yani söz konusu matrisin izi (trace)'ne eşit olmaktadır. Diğer bir deyişle özdeğerlerin toplamı, gözlenen değişken sayısına eşit olmaktadır.⁹⁹

Hatırlanacağı üzere Şekil 3.2 B.'de yer alan λ_1 ve λ_2 , özdeğerleri göstermekte olup eksen uzunluklarını vermektedir. Bunun yanı sıra standardize değişkenler için varyans-kovaryans ya da korelasyon matrisinin özvektörleri, **temel bileşen yüklerini (loadings)** göstermektedir. Faktör yükleri (factor loadings) ise her

⁹⁷ Özdeğer ve özvektör kavramları için bakınız. P. R. Gould, "On the Geographical Interpretation of Eigenvalues", **Transactions of the Institute of British Geographers**, No.42, 1967, pp. 53-86.

⁹⁸ Enis Sınıksaran, "Bazı İstatistiksel Kavram ve Tekniklere Geometrik Bir Yaklaşım", İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 1993, s.77-78 (Yayınlanmamış Doktora Tezi)

⁹⁹ Nunnally and Bernstein, **a.g.e.**, p.475.

bir özdeğerin karekökü ile o özdeğere ait özvektör elemanlarının çarpılmasıyla elde edilmektedir.¹⁰⁰

Bu hususla ilgili olarak standardize değişkenlerden elde edilen varyans-kovaryans veya korelasyon matrisinin *spektral ayrışımı (spectral decomposition)* hakkında bilgi sunulması faydalı olacaktır.

Spektral ayrışım (spectral decomposition); herhangi $n \times n$ boyutlu simetrik bir matrisi (R), A ve Λ olmak üzere iki matrisin çarpımı olarak ayrıştırmaktadır. A , R matrisinin birim özvektörleri olup $A^I A = I$ 'dır. Λ ise diyagonal bir matris olup R matrisinin özdeğerlerini göstermektedir. Bu durumda R matrisi Eşitlik (3.4)'teki görüldüğü üzere ayrıştırılabilmektedir.

$$R = A \Lambda A^I \quad (3.4)$$

Eşitlik (3.4)'te özdeğer matrisinin karekökünün alınmasıyla Eşitlik (3.5)' e ulaşılmaktadır.

$$R = A \sqrt{\Lambda} \sqrt{\Lambda} A^I = (A \sqrt{\Lambda}) (\sqrt{\Lambda} A^I) \quad (3.5)$$

Eşitlik (3.5)'te yer alan $A \sqrt{\Lambda}$ ifadesini L olarak adlandırırsak $\sqrt{\Lambda} A^I$ ise L^I olacaktır. Bu durumda elde edilen R matrisi Eşitlik (3.6)'da ifade edilmiştir.

$$R = L L^I \quad (3.6)$$

Eşitlik (3.6)'da bulunan L , faktör yüklerini göstermekte olup devriği (transpoze) ile çarpılması sonucunda **yeniden türetilmiş korelasyon matrisi (reproduced correlation matrix)** hesaplanmaktadır. Bilindiği üzere; faktör analizi ile veri kümesinde bulunan gözlenen değişkenler arasındaki doğrusal ilişkilerden yararlanılarak daha az sayıda ve faktör olarak adlandırılan yeni (hipotetik) değişkenler elde edilmektedir. Dolayısıyla gözlenen değişken sayısı kadar yeni değişken türetilmemesi durumunda Eşitlik (3.6) sağlanamamakta ve gözlenen

¹⁰⁰ Pett, Lackey and Sullivan, **a.g.e.** , p. 92.

değişkenler arasındaki korelasyon matrisi ile yeniden üretilmiş korelasyon matrisi arasında fark ortaya çıkmaktadır. Bu fark ***kalıntı korelasyon matrisi (residual correlation matrix - S)*** olarak adlandırılmaktadır.¹⁰¹

$$R = LL^I + S \quad (3.7)$$

Eşitlik (3.7)'de gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon matrisinin, LL^I olarak ifade edilen yeniden türetilmiş korelasyon matrisi ve S olarak ifade edilen kalıntı korelasyon matrisinin toplamına eşit olduğu görülmektedir. Ayrıca LL^I matrisinin köşegen elemanlarının ortak varyansları ve S matrisinin köşegen elemanlarının ise spesifik varyansları gösterdiğini belirtmek gerekmektedir. R ile LL^I arasında farkın küçük olması çözümün iyi olduğunu göstermektedir. Söz konusu farkın değerlendirilmesinde ***kalıntı kareler ortalamasının karekökü (root mean square residual – RMSR)*** bir ölçüt olarak kullanılabilir.¹⁰²

$$RMSR = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p \text{kalıntı}_{ij}^2}{p(p-1)/2}} \quad (3.8)$$

RMSR formülünde yer alan p, değişken sayısını göstermekte olup RMSR değerinin sıfıra yakın olması iyi uyumu göstermektedir.¹⁰³

Özetle temel bileşenler metodu, kitle korelasyon matrisini yeniden üretmek için gerekli asgari dik faktör sayısının belirlenmesinde yaygın olarak kullanılmaktadır. Dolayısıyla analiz neticesinde elde edilen faktör yükleri birbirine diktir. Ayrıca bulunan temel eksenler döndürülerek kavramsal olarak anlamlı sonuçlar elde edilebilmektedir.¹⁰⁴

¹⁰¹ Tabachnick and Fidell, **a.g.e.** , pp. 622-627.

¹⁰² Sharma, **a.g.e.** , p.106.

¹⁰³ Karin Schermelleh-Engel, Helfried Moosbrugger and Hans Müller, “Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures”, **Methods of Psychological Research Online**,8(2), 2003, p. 38.

¹⁰⁴ Rummel, **a.g.e.** , p.344.

3.1.2. Ağırlıklandırılmamış En Küçük Kareler Metodu

Faktör analizinde kullanılan bir diğer faktör tahmin metodu, ağırlıklandırılmamış en küçük kareler (unweighted least squares – ULS) olup gözlenen ve yeniden türetilmiş (reproduced) korelasyon matrisleri arasındaki (asıl köşegen elemanları hariç) fark kareler toplamını en küçüklemektedir.¹⁰⁵ ULS, temel faktör metodunun aksine sadece korelasyon matrisinin asıl köşegen dışı elemanlarını kullanmakta ve bu nedenle ortak varyansın tahminini gerektirmemektedir.¹⁰⁶ Dolayısıyla ortak varyanslar, çözümün bir sonucu olarak tahmin edilmek yerine çözümden türetilmektedir. Yani, ortak varyanslar çözümden sonra tahmin edilmektedir.¹⁰⁷

Başlangıçta en küçük kalıntı (minimum residual – Minres) metodu olarak adlandırılan ULS, Comrey (1962) tarafından ortaya konulmuş olup sonrasında Harman ve Jones (1966)¹⁰⁸ tarafından geliştirilmiştir.¹⁰⁹ ULS metodunda en küçüklenmesi istenen uyum fonksiyonu Eşitlik (3.9)'da yer almaktadır. Söz konusu eşitlikte R , gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon matrisini ve $\Lambda\Lambda' + \Psi$ ise türetilen korelasyon matrisini göstermektedir.¹¹⁰

$$F_{ULS}(\Lambda, \Psi) = \frac{1}{2} tr[(R - \Lambda\Lambda' - \Psi)^2] \quad (3.9)$$

Söz konusu fonksiyon Λ ve Ψ 'ya bağlı olarak en küçüklenmekte olup Ψ , diyagonal olan spesifik varyans matrisidir.¹¹¹ Ayrıca Eşitlik (3.9)'daki tr ifadesi matrisin izini (trace) ifade etmektedir.

¹⁰⁵ Pett, Lackey and Sullivan, **a.g.e.** , p. 113.

¹⁰⁶ Comrey, **a.g.e.** , p.86.

¹⁰⁷ Tabachnick and Fidell, **a.g.e.** , p. 641.

¹⁰⁸ Bknz. Harry H. Harman and Wayne H. Jones, "Factor analysis by minimizing residuals (minres)", **Psychometrika**, Vol. 31, Issue 3, 1966, pp. 351-368.

¹⁰⁹ Tabachnick and Fidell, **a.g.e.** , p. 641.

¹¹⁰ Mulaik, **a.g.e.** , p.193.

¹¹¹ Karl G. Jöreskog, "Factor Analysis and Its Extensions", **Factor Analysis at 100: Historical developments and future directions**, Ed.: Robert Cudeck and Robert C. MacCallum, USA, Lawrence Erlbaum Associates, 2007, p.52.

ULS metodu, tahmin edilen ve gözlenen korelasyon matrisleri arasındaki farkı dikkate almaktadır. Bu aşamada öncelikle uyum fonksiyonunun birinci mertebe kısmi türevleri alınıp sıfıra eşitlenmekte ve parametre tahminleri elde edilmektedir. Sonrasında ise uyum fonksiyonunun ikinci mertebe kısmi türevlerinde tahmin değerleri yerlerine konulmakta ve matrisin pozitif tanımlı olması halinde uyum fonksiyonu en küçüklenmiş olmaktadır.¹¹²

Gözlenen ve tahmin edilen korelasyon matrisleri arasındaki farkın en küçüklenmesi sürecinde tahmin edilen korelasyon matrisi $\hat{R} = \hat{\Lambda}\hat{\Lambda}' + \hat{\Psi}$ şeklinde gösterilmekte olup $\hat{\Lambda}$ ve $\hat{\Psi}$ elde edilmektedir.¹¹³ ULS, gözlenen değişkenlerin sahip olduğu özel bir dağılıma ilişkin varsayımlara bakmaksızın tutarlı tahmincilerle sahiptir. Fakat bu tahminciler, asimptotik olarak en etkin tahminciler değildir.¹¹⁴

ULS, özellikle veri kümesinin normal dağılımdan sapmasının büyük olduğu durumlarda kullanışlı olmaktadır.¹¹⁵ Söz konusu metodun dezavantajı ise ULS sonuçlarının, değişkenlerin ölçeğindeki değişimden etkilenmesi yani ölçek değişmezliği (scale invariant) özelliğine sahip olmamasıdır. Dolayısıyla ULS sonuçları, varyans-kovaryans matrisi yerine korelasyon matrisi kullanılarak analiz yapıldığında farklılık göstermektedir.¹¹⁶

3.1.3. Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Metodu

Genelleştirilmiş en küçük kareler (generalized least squares – GLS) metodu, ULS gibi faktör tahmin metodlarından biri olup gözlenen ve yeniden türetilmiş korelasyon matrisleri (asıl köşegen elemanları hariç) arasındaki farkların kareleri toplamını en küçüklemektedir. Söz konusu metodlar arasındaki fark ise GLS'de

¹¹² Bollen, **a.g.e.** , pp. 111-112.

¹¹³ Nancy E. Briggs and Robert C. MacCallum, “Recovery of Weak Common Factors by Maximum Likelihood and Ordinary Least Squares Estimation”, **Multivariate Behavioral Research**, 38 (1), 2003, p.26.

¹¹⁴ Bollen, **a.g.e.** , p. 112.

¹¹⁵ Nunnally and Bernstein, **a.g.e.** , p. 480.

¹¹⁶ J. Edward Jackson, **A User's Guide To Principal Components**, USA, John Wiley & Sons Inc., 1991, p. 402.

korelasyonlar, değişkenlerin spesifik varyanslarıyla ters orantılı olarak ağırlıklandırılarak en küçükleme işlemi gerçekleştirilmektedir.¹¹⁷

ULS, spesifik varyans matrisinin asıl köşegen elemanlarının hepsinin aynı değere sahip olduğunu varsaydığından ağırlıklandırma yapılmamaktadır. Bu durumun aksine asıl köşegen elemanlarının farklı değerlere sahip olması **değişen varyans (heteroscedasticity)** olarak adlandırılmakta olup bu bir varsayımdan sapma durumudur. Bunun yanı sıra ULS’de söz konusu matrisin köşegen dışı değerlerinin sıfıra eşit olduğu yani hatalar terimleri arasında korelasyon olmadığı da varsayılmaktadır. Bahsedilen iki varsayımdan sapma olması durumunda ULS tahmincilerini kullanmak doğru olmamaktadır. Dolayısıyla fark karelerinin toplamının en küçüklenmesi yerine uygun bir şekilde ağırlıklandırılmış fark kareler toplamı en küçüklenmeli yani GLS tahmincileri kullanılmalıdır.¹¹⁸

GLS uyum fonksiyonunun genel formu Eşitlik (3.10)’da gösterilmiştir.¹¹⁹

$$F_{GLS}(\Lambda, \Psi) = \frac{1}{2} tr[(R - \Lambda\Lambda^I - \Psi)R^{-1}]^2 \quad (3.10)$$

Eşitlik (3.10)’da $(R - \Lambda\Lambda^I - \Psi)$ matrisinde yer alan elemanlar R^{-1} ile ağırlıklandırılmaktadır. Ağırlık matrisi olarak R^{-1} ’nin kullanılabilmesi için $E(r_{ij}) = \rho_{ij}$ yani örnek korelasyon katsayısı (r_{ij}) , kitle korelasyon katsayısının (ρ_{ij}) sapmasız tahmincisi olduğu varsayılmaktadır. İkinci varsayım ise R ’nin elemanlarının asimptotik dağılımı, ρ_{ig} ortalama ve asimptotik korelasyonları $AKOR(r_{ij}, r_{gh}) = N^{-1}(\rho_{ig}\rho_{jh} + \rho_{ih}\rho_{jg})$ olan r_{ij} ve r_{gh} ile çok değişkenli normal dağılıma sahip olduğu şeklindedir. Dolayısıyla GLS tahmincileri, tutarlı (consistent) ve asimptotik olarak normal dağılımlı olup ayrıca asimptotik olarak da etkindir.¹²⁰

F_{ULS} , F_{GLS} ’nin özel bir durumu olup $R^{-1} = I$ olduğunda $F_{GLS} = F_{ULS}$ sağlanmaktadır. Bahsedildiği üzere GLS tahmincileri, ULS tahmincileri gibi

¹¹⁷ Pett, Lackey and Sullivan, **a.g.e.**, p. 113.

¹¹⁸ Peter Kennedy, **A Guide to Econometrics**, Sixth Edition, Blackwell Publishing, USA, 2008, pp. 112-115.

¹¹⁹ Karl G. Jöreskog and Arthur S. Goldberger, “Factor analysis by generalized least squares”, **Psychometrika**, Vol. 37, No. 3, 1972, pp. 243-245.

¹²⁰ Michael W. Browne, “Generalized Least Squares Estimators in the Analysis of Covariance Structures”, **ETS Research Bulletin Series**, Issue 1, 1973, pp. 1-36.

tutarlıdır. Ancak ULS'nin aksine ölçek değişmezliği özelliğine sahiptir. F_{GLS} 'nin bir diğer özelliği ise asimptotik ki-kare dağılımına sahip sonuçların $(N - 1)F_{GLS}$ ile değerlendirilmesine olanak sağlamasıdır.¹²¹ Söz konusu istatistik değerinde N, gözlem sayısı olup F_{GLS} ise uyum fonksiyonunun en küçük değerini göstermektedir.¹²² Bu özellik uyumun iyiliğini (goodness of fit) göstermesi açısından önem arz etmektedir. Söz konusu özellik için örneklem büyüklüğünün de yeterli olması gerekmektedir.¹²³

3.1.4. Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler Metodu

GLS metodu, hatırlanacağı üzere istenilen asimptotik özelliklere sahip olup gözlenen değişkenlerin normal dağıldığını varsaymaktadır.¹²⁴ Dolayısıyla değişkenler sürekli olmasına rağmen normal dağılım varsayımının ihlal edilmesi halinde GLS metodu yerine ağırlıklandırılmış en küçük kareler (weighted least squares – WLS) metodunun kullanılması önerilmektedir. Bu metod, asimptotik olarak dağılımdan bağımsız (asymptotically distribution free – ADF) olarak da adlandırılmaktadır.¹²⁵ Ayrıca söz konusu metod; değişkenlerin bir kısmı sıralı ölçekle ölçülmüş ve diğerleri sürekliyse ya da sürekli değişkenlerin dağılımları normallikten önemli ölçüde sapmışsa ya da incelenen değişkenler dikotomik ise kullanılabilir.¹²⁶

WLS'nin uyum fonksiyonu ise Eşitlik (3.11)'de gösterilmiştir.¹²⁷

$$F_{WLS} = (r - \rho)'W^{-1}(r - \rho) \quad (3.11)$$

¹²¹ Bollen, **a.g.e.** , p. 115.

¹²² Raykov ve Marcoulides, **a.g.e.** , p. 41.

¹²³ Mulaik, **a.g.e.** , p.463.

¹²⁴ Schumacker and Lomax, **a.g.e.** , p.67.

¹²⁵ Michael W. Browne, "Asymptotically distribution free methods for the analysis of covariance structures", **British Journal of Mathematical and Statistical Psychology**, 37, 1984, pp.62-83.

¹²⁶ Schermelleh-Engel, Moosbrugger and Müller, **a.g.e.** , p.27.

¹²⁷ Bengt Muthen and David Kaplan, " Comparison of some methodologies for the factor analysis of nonnormal Likert variables", **British Journal of Mathematical and Statistical Psychology**, 38 (2), 1985, p.174.

Eşitlik (3.11)'de yer alan W^{-1} , pozitif tanımlı ağırlık matrisini ifade etmektedir. Söz konusu ağırlık matrisi, asimptotik korelasyon matrisinin tutarlı bir tahmincisi olan W 'nin tersi alınarak bulunmaktadır.

WLS metodu birtakım avantajlara sahip olmasına rağmen dezavantajları da bulunmaktadır. Bu metodun en önemli avantajı, değişkenlerin dağılımları hakkında çok az varsayıma sahip olmasıdır.¹²⁸ Bunun yanı sıra gözlem sayısı yeterince yüksekse WLS uygun bir ki-kare test istatistiği ve doğru standart hatalar ortaya koymaktadır.¹²⁹ WLS'nin sahip olduğu önemli avantajlara rağmen dezavantajları da bulunmaktadır. Bunlardan en önemlisi, gözlenen değişken sayısının artmasıyla birlikte ağırlık matrisinin hesaplanmasında kullanılan W 'nin hızlı bir şekilde büyümesidir. Yani ağırlık matrisinin boyutu, gözlenen değişken sayısına bağlı olarak yükselmektedir. p , gözlenen değişken sayısını göstermek üzere; $k \times k$ boyutlu asimptotik korelasyon matrisinin boyutu $k = p(p + 1)/2$ formülüyle belirlenmekte ve örneğin; $p = 10$ için asimptotik korelasyon matrisinin boyutu 55×55 olmaktadır. Ardından 55×55 boyutlu W matrisin tersi alınmaktadır. Dolayısıyla gözlenen değişken sayısının artması F_{WLS} 'nin hesaplanması açısından bir dezavantaj olmaktadır.¹³⁰

Özetle, veri kümesi çok değişkenli normal dağılıma sahip ve örnek büyüklüğü yeterince yüksek ise gerek hesaplama kolaylığı gerek istatistiksel sonuçların doğruluğu açısından GLS metodu tercih edilmektedir. Fakat normallik varsayımının ihlal edilmesi durumunda WLS metodu önerilmektedir.¹³¹

3.1.5. Dayanıklı Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler Metodu

WLS metodu uygulanırken W genellikle pozitif tanımlanmamakta ve tersi alınamamaktadır. Ayrıca istikrarlı (stable) tahminler üretebilmek için yüksek bir örnek büyüklüğü gerekmektedir. Bahsedilen sorunlar üzerine dayanıklı

¹²⁸ Bollen, **a.g.e.**, p. 432.

¹²⁹ Schermelleh-Engel, Moosbrugger and Müller, **a.g.e.**, p.28.

¹³⁰ Bollen, **a.g.e.**, p. 432.

¹³¹ Chih-Ping Chou and Peter M. Bentler, "Estimates and Tests in Structural Equation Modeling", **Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications**, Ed.: Rick H. Hoyle, USA, Sage Publications, 1995, pp.37-55.

ağırlıklandırılmış en küçük kareler (robust weighted least square – RWLS) metodu ortaya konulmuştur.¹³² WLS'nin aksine RWLS'de W^{-1} tahmin sürecinde yer almadığından W 'nin pozitif tanımlı olması gerekmemektedir. Bunun yanı sıra WLS'ye göre daha küçük örnek büyüklüğüne gerek duymaktadır.¹³³

RWLS başlığı altında ortalamaya göre düzeltilmiş ağırlıklandırılmış en küçük kareler (mean adjusted weighted least square – WLSM) tahmincisi ile ortalamaya ve varyansa göre düzeltilmiş ağırlıklandırılmış en küçük kareler (mean and variance adjusted weighted least square – WLSMV) tahmincisi olmak üzere iki tahminci bulunmaktadır. WLS, WLSM ve WLSMV aynı asimptotik korelasyon matrisini kullanmasına rağmen söz konusu matrisi nasıl kullandıkları hususunda farklılaşmaktadır. Bu hususla ilgili olarak WLSM ve WLSMV'nin ağırlık matrisinin sadece diyagonal elemanlarını kullandıklarını belirtmek gerekmektedir.¹³⁴

WLSM tahmincisi diyagonal ağırlık matrisi (W_d), dayanıklı standart hatalar ve ortalamaya göre düzeltilmiş ki-kare test istatistikleri kullanarak; WLSMV tahmincisi ise diyagonal ağırlık matrisi (W_d), dayanıklı standart hatalar ve ortalama ve varyansa göre düzeltilmiş ki-kare test istatistiklerini kullanarak WLS parametrelerini tahmin etmektedir.¹³⁵ WLSMV ve WLSM arasındaki fark, uyum iyiliği kriterinin seçimindedir.

Özetle, RWLS'nin istatistiksel performansı ve hesaplama hızı dikkate alındığında kullanışlı bir metot olduğu anlaşılmakta olup kategorik ve sürekli değişkenlerin analizine elverişlidir. Son olarak örnek büyüklüğü hususu ile ilgili olarak yapılan benzetim çalışmalarında WLSMV'nin 200 gözlem için çok iyi performans sergilediğini belirtmek gerekmektedir.¹³⁶

¹³² Flora ve Curran, **a.g.e.**, p. 469.

¹³³ Brown, **a.g.e.**, p.388-389.

¹³⁴ S. J. Finney and C. DiStefano, “Non-Normal and Categorical data in structural equation modelling”, **Structural Equation Modeling: A Second Course**, Ed.: G. R. Hancock and R. O. Mueller, Greenwich, Connecticut:Information Age Publishing, 2006, p.292.

¹³⁵ Linda K. Muthen ve Bengt O. Muthen, (1998-2010). **Mplus User's Guide**, Sixth Edition, Los Angeles, CA: Muthen&Muthen, 2010, pp.41-97.

¹³⁶ Bengt O. Muthen, Stephen H. C. du Toit and Damir Spisic, “Robust Inference using Weighted Least Squares and Quadratic Estimating Equations in Latent Variable Modeling with Categorical and

3.2. Uygun Faktör Sayısının Belirlenmesi

Araştırmacı ortak faktör modelinin tahmini için uygun metodu belirledikten sonra veri kümesinin ardındaki gizil yapının açıklanması amacıyla ortak faktör sayısına karar vermelidir. Dolayısıyla uygun ortak faktör sayısının belirlenmesi analiz bulguları açısından önem arz etmektedir. Bu süreçte araştırmacı, faktör modeline dâhil edilecek ortak faktör sayısına karar verirken *cimrilik* (parsimony – görece az sayıda ortak faktör bulunan model) ile *akla yatkınlık* (plausibility) arasında denge kurmalıdır.¹³⁷ Çünkü ortak faktör sayısının yanlış seçilmesi yanıltıcı bulguların elde edilmesine neden olmaktadır.

Ortak faktör sayısının belirlenmesi hususundan önce faktör modelinin örnek veri kümesine uyumunun her zaman mükemmel olmadığını hatırlatmak gerekmektedir. Bu durumun nedeni olarak örnekleme hatası (sampling error) ve model hatası (model error) gösterilebilmektedir. Model doğru olsa bile örnekleme hatasının olması durumunda uyum sorunu meydana gelmektedir.¹³⁸ Bu nedenle ortak faktör sayısı araştırılırken “doğru” ya da “gerçek” ifadeleri yerine “uygun” kelimesinin kullanılması gerekmektedir. Çünkü araştırmacının amacı, istatistiksel ve kavramsal olarak model için uygun ortak faktör sayısını belirlemektir.¹³⁹ Amaç basit olmasına rağmen ortak faktör sayısının belirlenmesinde kesin bir çözüm bulunmamaktadır. Örneğin, bir araştırmacı grubu aynı veri kümesinden farklı çözümler elde edilebilmektedir. Bununla birlikte, uygun ortak faktör sayısına karar verilmesine yardımcı olması amacıyla önerilmiş birkaç kriter mevcuttur.¹⁴⁰ Bu çalışmada Kaiser-Guttman kuralı, yamaç testi (scree test), varyans yüzdesi (percent of variance) kriteri, paralel analiz (parallel analysis - PA), en küçük ortalamalı kısmi korelasyon (minimum average partial – MAP) metodu ve yorumlanabilirlik kriteri incelenecektir.

Continuous Outcomes”, 1997, pp.24-25, (Online), https://www.statmodel.com/download/Article_075.pdf, 10.10.2015.

¹³⁷ Fabrigar et. al., **a.g.e.**, p.277.

¹³⁸ Robert C. MacCallum, Michael W. Browne and Li Cai, “Factor Analysis Models as Approximations”, **Factor Analysis at 100: Historical Developments and Future Directions**, Ed.: Robert Cudeck and Robert C. MacCallum, USA, Lawrence Erlbaum Associates Inc., 2007, pp.160-161.

¹³⁹ Fabrigar and Wegener, **a.g.e.**, p.54.

¹⁴⁰ Pett, Lackey and Sullivan, **a.g.e.**, p. 115.

3.2.1. Kaiser – Guttman Kuralı

Kaiser – Guttman kuralı, korelasyon matrisinin bir ve birden büyük özdeğer sayısı kadar ortak faktör belirlenmesini önermektedir. İstatistiksel paket programları, faktör analizi çözümlerinde genellikle öntanımlı olarak Kaiser – Guttman kuralını uyguladıklarından dolayı en yaygın kullanılan kriter olarak ifade edilmektedir.¹⁴¹ Bu kriter, Louis Guttman tarafından ortaya konulmuş olup uyarlanması ve bilinirliğinin artması Kaiser tarafından sağlanmıştır.¹⁴²

L. Guttman, 1954 yılında Psychometrika dergisinde yayımlanan çalışmasında faktör sayısını belirlenmesi için üç alt sınır ortaya koymuştur. Söz konusu alt sınırlar b_1, b_2 ve b_3 , korelasyon matrisinin rankı $r(R_{m \times m})$ ve toplam faktör sayısı p ile gösterildiğini düşünelim. L. Guttman, asıl köşegen elemanları 1 olan gramian korelasyon matrisi için b_1 'i Eşitlik (3.12)' de tanımlamıştır.¹⁴³ Gramian matris, yalnızca negatif olmayan özdeğerlere sahip olup söz konusu özdeğer sayısı ise matrisin rankına eşit olmaktadır. Bunun yanı sıra geri kalan özdeğerleriyse sıfırdır.¹⁴⁴

$$b_1 = \text{özdeğer sayısı} \geq 1 \quad \text{ve} \quad r(R_{m \times m}) \geq b_1 \quad (3.12)$$

Eşitlik (3.12)'de yer alan tanım, en zayıf alt sınır (weakest lower bound) olarak adlandırılmaktadır.

İkinci sınır olan b_2 , asıl köşegen elemanlarında ortak varyans tahminleri olarak çoklu korelasyon katsayılarının karelerinin yer aldığı korelasyon matrisi için Eşitlik (3.13)'de tanımlanmıştır.

$$b_2 = \text{özdeğer sayısı} \geq 0 \quad \text{ve} \quad r(R_{m \times m}) \geq b_2 \quad (3.13)$$

Eşitlik (3.13) yer alan b_2 ise en güçlü alt sınır (strongest lower bound) olarak adlandırılmaktadır.

¹⁴¹ Nunnally and Bernstein, **a.g.e.** , p.482.

¹⁴² Keith A. Yeomans and Paul A. Golder, "The Guttman – Kaiser Criterion as a Predictor of the Number of Common Factors", **Journal of the Royal Statistical Society, Series D (The Statistician)**, Vol. 31, No. 3, 1982, p.222.

¹⁴³ Rummel, **a.g.e.** , p.357.

¹⁴⁴ Mulaik, **a.g.e.** , p.171.

Üçüncü sınır olan b_3 ise b_2 'den kötü fakat b_1 'den daha iyidir. Söz konusu sınır için ise korelasyon matrisinin sütunundaki en yüksek korelasyon katsayısının karesi kullanılarak ortak varyansların tahminleri elde edilmektedir. Böylelikle son sınır olan b_3 'de Eşitlik (3.14)'te tanımlanmıştır.

$$b_3 = \text{özdeğer sayısı} \geq 0 \quad \text{ve} \quad r(R_{mxm}) \geq b_3 \quad (3.14)$$

Dolayısıyla tanımlanan üç sınır ile faktör sayısı arasındaki ilişki Eşitlik (3.15)'te görüldüğü şekilde olmaktadır.¹⁴⁵

$$p \geq b_2 \geq b_3 \geq b_1 \quad (3.15)$$

H. Kaiser, 1960 yılında yayımlanan “The Application of Electronic Computers to Factor Analysis” başlıklı çalışması neticesinde ortak faktör sayısının belirlenmesinde en güçlü alt sınır yaklaşımı benimsendiğinde; toplam gözlenen değişken sayısının yarısından fazla ortak faktör bulunduğunu ve bunun araştırmacılar tarafından istenmeyen bir durum olduğunu ifade etmiştir. Ayrıca en zayıf alt sınır kullanıldığında toplam gözlenen değişken sayısının genellikle $\frac{1}{6}$ ile $\frac{1}{3}$ 'ü kadar ortak faktör elde edildiği ve en anlamlı sonuçlara ulaşıldığını ileri sürmüştür. Dolayısıyla L. Guttman'ın ortaya koyduğu ve en zayıf alt sınır olarak tanımladığı b_1 , H. Kaiser tarafından uygun ortak faktör sayısının belirlenmesinde en iyi çözüm olarak savunulmuştur.¹⁴⁶ Böylece b_1 , Kaiser – Guttman kuralı olarak adlandırılmıştır. H. Kaiser'in b_1 'i kullanma gerekçesi matematiksel değil pragmatik olup kendi tecrübeleri neticesinde genellikle yorumlanabilir ve anlamlı bulgulara ulaşmasına bağlanmaktadır.¹⁴⁷ Hâlbuki H. Kaiser ilgili özdeğerin birden küçük olması durumunda faktörün negatif güvenilirliğe sahip olacağını ortaya koymuştur.¹⁴⁸ Fakat Norman Cliff 1988 yılında yayımladığı çalışmasında faktör güvenilirliğinin

¹⁴⁵ Rummel, **a.g.e.** , pp.357-358.

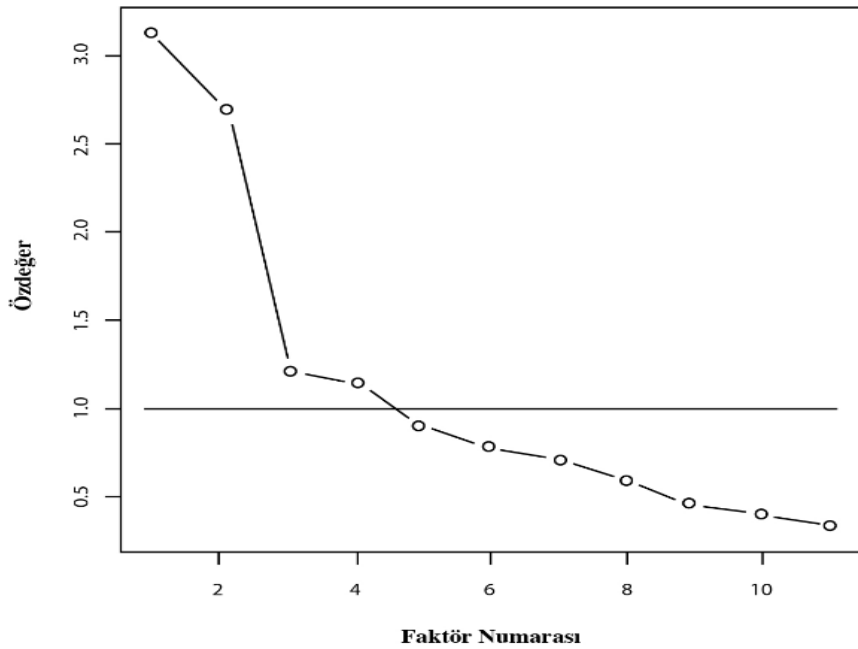
¹⁴⁶ **A.e.** , pp.358-359.

¹⁴⁷ Mulaik, **a.g.e.** , p.186.

¹⁴⁸ Nunnally and Bernstein, **a.g.e.** , p.482.

özdeğerin büyüklüğüne değil ölçümlerin güvenilirliğine bağlı olduğunu göstermiştir.¹⁴⁹

Faktör sayısına karar verilirken sadece Kaiser – Guttman kuralı ile faktörler arasında özdeğerin birin üstünde ya da altında olmasına göre ayırım yapılması kavramsal olarak keyfi bulguların ortaya çıkmasına neden olabilmektedir. Örneğin, özdeğeri 1,01 olan ortak faktör önemli olarak değerlendirilirken özdeğeri 0,99 olan ortak faktör ise önemsiz sayılmaktadır.¹⁵⁰ Ayrıca Kaiser – Guttman kuralı, genellikle ortak faktör sayısını olması gerekenden fazla tahmin etmektedir.¹⁵¹



Kaynak: Gilles Raiche, Martin Riopel and Jean-Guy Blais, “Non Graphical Solutions for the Cattell’s Scree Test”, *International Meeting of the Psychometric Society*, Montreal, 16 Haziran, 2006.

Grafik 3.1: Kaiser – Guttman Kuralının Gösterimi

Şekil 3.4’te Kaiser – Guttman kuralının grafiksel gösterimi yer almakta olup yatay ekseninde faktör numarası dikey eksenini ise özdeğer bulunmaktadır. 11 özdeğer

¹⁴⁹ Norman Cliff, “The Eigenvalues-Greater-Than-One Rule and the Reliability of Components”, *Psychological Bulletin*, Vol. 103, No. 2, 1988, p. 278.

¹⁵⁰ Fabrigar and Wegener, *a.g.e.*, p.56.

¹⁵¹ William R. Zwick and Wayne F. Velicer (a), “Factors influencing four rules for determining the number of components to retain”, *Multivariate Behavioral Research*, Vol. 17, Issue 2, 1982, p.265.

için çizilmiş olan grafikte özdeğeri bir ve birden büyük olan 4 faktör olduğu görülmektedir. Dolayısıyla uygun ortak faktör sayısı 4 olarak belirlenmiştir.

3.2.2. Yamaç Testi

R. B. Cattell, 1966 yılında yayımladığı “The Scree Test for the Number of Factors” başlıklı çalışmada uygun faktör sayısını belirlemede grafiksel bir test önermiştir. Söz konusu grafiğin yatay eksenini faktör numarasını dikey ekseniyse özdeğeri göstermektedir. Hatırlanacağı üzere özdeğer, ilgilenilen faktörün açıklanan varyansa katkısı hakkında bilgi sunmaktadır. Dolayısıyla yamaç testine temel teşkil eden grafikte; türetilme sırasına göre faktör sayısı artarken varyansa katılım düzeyinin değişimi gösterilmektedir.¹⁵²

Yamaç testi, grafikte yamaç olarak ifade edebileceğimiz konumda bulunan yüksek özdeğerler ile giderek azalan özdeğerler arasında oluşan eğrinin kırılma noktalarını araştırmaktadır. Bu eğri, dağın yamacından eteğine doğru olan döküntüye benzediğinden yamaç testi olarak adlandırılmıştır.¹⁵³

Yamaç testi ile uygun faktör sayısının belirlenmesi hususunda hatırlanacağı üzere özdeğerlere ait grafik incelenmektedir. Söz konusu grafikte yer alan eğrinin hemen hemen yatay eğilimli düz bir çizgi şeklini almaya başladığı nokta, uygun faktör sayısını işaret etmektedir.¹⁵⁴

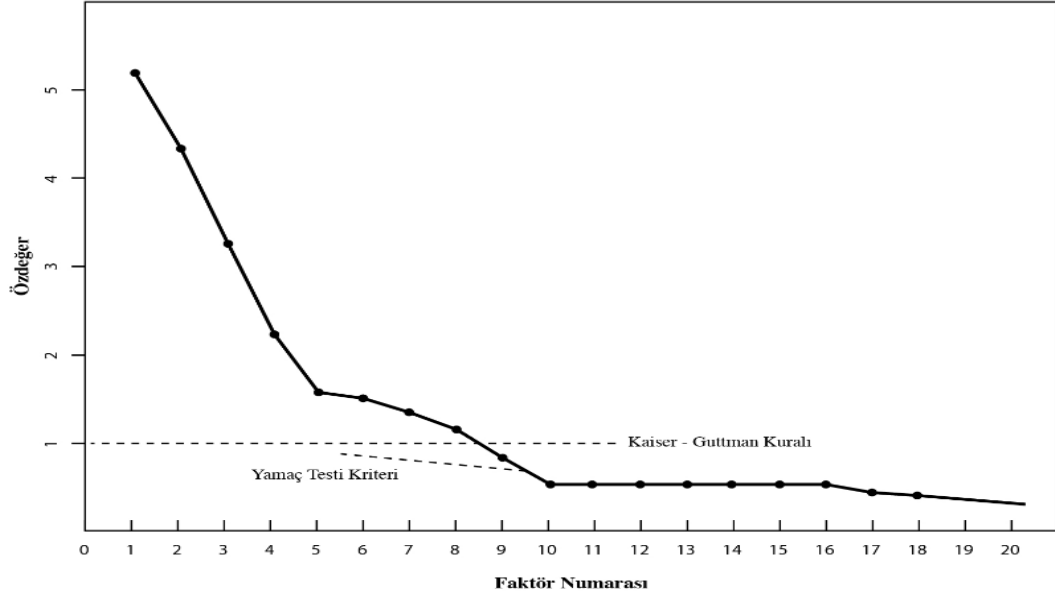
Grafik 3.2, 18 faktörün türetildiği bir çalışmaya ait yamaç testi grafiğini göstermektedir. Bu grafikte ilk faktörden başlayarak yaşanan hızlı düşüş daha sonra yavaşlayarak düz bir çizgi halini almaktadır. Dolayısıyla yamaç testine göre uygun ortak faktör sayısının 10 olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca söz konusu grafik, Kaiser – Guttman kuralına göre değerlendirilirse uygun faktör sayısının 8 olduğu görülmektedir. Yani yamaç testi kullanılarak Kaiser – Guttman kuralına göre 2 faktör fazladan elde edilmiştir. Genel olarak, yamaç testi bulguları neticesine Kaiser –

¹⁵² Thompson, a.g.e. , pp.32-33.

¹⁵³ Gorsuch, a.g.e. , p. 152.

¹⁵⁴ Kim ve Mueller (b), a.g.e. , p.44.

Guttman kuralına göre en az 1 olmak üzere bazen de 2 ya da 3 faktör daha fazla elde edilmektedir.¹⁵⁵



Kaynak: Joseph F. Hair et. al., **Multivariate Data Analysis**, Fifth Edition, New Jersey, Prentice-Hall International, Inc. , 1998, p.105.

Grafik 3.2: Yamaç Testi Grafiği

Yamaç testinin uygulanması kolay olmasına rağmen bazı durumlarda kırılma noktasına karar verilmesiyle ilgili sorunlarla karşılaşılabilir. Bu durumlardan biri, birden fazla kırılma noktasının bulunması diğeri ise belirgin bir kırılma noktasının olmaması durumudur.¹⁵⁶

3.2.3. Varyans Yüzdesi Kriteri

Uygun faktör sayısının belirlenmesinde kullanılan bir diğer kriter ise varyans yüzdesidir. Bu kriter, toplam varyansın ardışık faktörler tarafından açıklanan belirlenmiş bir birikimli yüzdesine dayanmaktadır. Söz konusu kriterde, birikimli yüzdenin değeri için kabul edilmiş mutlak bir oran bulunmamakla beraber sosyal bilimlerde için toplam açıklanan birikimli varyansın %60 olmasının yeterli olduğu

¹⁵⁵ Hair et. al., **a.g.e.** , p.104.

¹⁵⁶ Gorsuch, **a.g.e.** , pp. 153-154.

ifade edilmektedir.¹⁵⁷ Fakat bu kriter için önerilen toplam açıklanan birikimli varyans oranı yazardan yazara değişmektedir. Dolayısıyla bu oran kolay uygulanabilmesine rağmen öznellik barındırmaktadır. Örneğin, Wayne F. Velicer, Cheryl A. Eaton ve Joseph L. Fava çalışmasında¹⁵⁸ %70, Marjorie A. Pett, Nancy R. Lackey ve John J. Sullivan ise çalışmasında¹⁵⁹ %75-80 olarak ifade etmiştir.

Varyans yüzdesi kriterinin uygulanmasıyla ilgili olarak p standardize gözlenen değişkenin varyansının p'ye eşit olduğu ve her bir özdeğerin ilgili faktör tarafından açıklanan varyansı gösterdiğini hatırlatmakta fayda bulunmaktadır. Dolayısıyla $\sum_{i=1}^p \lambda_i = p$ olduğundan varyans kriterinde $\frac{\sum_{i=1}^m \lambda_i}{p}$ oranı dikkate alınarak ortak faktör sayısına karar verilmektedir.

Son olarak, faktör sayısına karar verilirken ilave edilecek yeni faktörün toplam açıklanan birikimli varyansa yapacağı katkının büyüklüğünün de göz önünde bulundurulması önem arz etmektedir.¹⁶⁰

3.2.4. Paralel Analiz

John L. Horn'un 1965 yılında "A Rationale and Test for the Number of Factors in Factor Analysis" başlıklı çalışmasında önerdiği bir kriter olan paralel analiz, Kaiser – Guttman kuralını temel almaktadır. Hatırlanacağı üzere Kaiser – Guttman kuralı, bir ve birden büyük özdeğer sayısı kadar faktör belirlenmesini önermektedir. Bu kuralın ispatları, kitle korelasyon matrisine dayandığından kitleye ya da sonsuz büyüklükteki örneğe uygulanması uygun olmaktadır.¹⁶¹ Çünkü kitle korelasyon matrisinin tüm özdeğerleri 1 olsa bile herhangi bir sonlu örnek ise

¹⁵⁷ Hair et. al. , **a.g.e.** , p.104.

¹⁵⁸ Wayne F. Velicer, Cheryl A. Eaton and Joseph L. Fava, "Construct Explication through Factor or Component Analysis: A Review and Evaluation of Alternative Procedures for Determining the Number of Factors or Components", **Problems and Solutions in Human Assessment: Honoring Douglas N. Jackson at seventy**, Ed.: R. D. Goffin and E. Helmes, USA, Kluwer Academic Publishers, 2000, pp.41-71.

¹⁵⁹ Pett, Lackey and Sullivan, **a.g.e.** , p. 116.

¹⁶⁰ Gorsuch, **a.g.e.** , p. 151.

¹⁶¹ Mulaik, **a.g.e.** , p.188.

örneklem değişkenliği nedeniyle birden büyük özdeğere sahip olabilecektir.¹⁶² Dolayısıyla örnekleme hatası nedeniyle özdeğer hesaplamalarında hata meydana gelmektedir. Paralel analizi, sonlu örneklemin neden olduğu örnekleme hatasını dikkate alarak uygun ortak faktör sayısını belirlemektedir. Bu açıdan bakıldığında paralel analiz, kitle tabanlı Kaiser – Guttman kuralının örneklem alternatifi olarak düşünülebilmektedir.¹⁶³

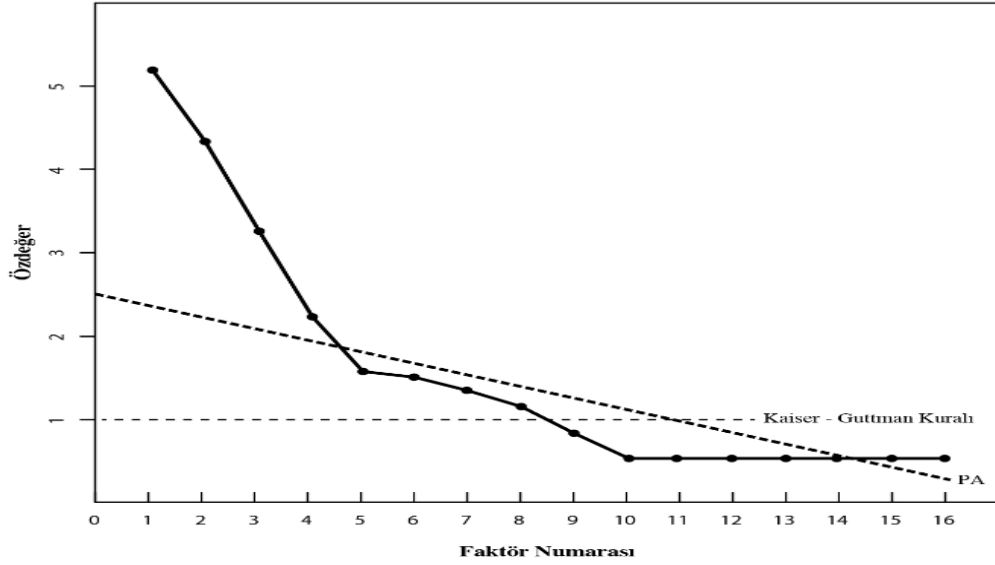
Paralel analiz uygulanırken öncelikle incelenen veri kümesindeki gözlenen değişken sayısı ve gözlem sayısı ile aynı sayılara sahip tesadüfi veri kümeleri üretilmektedir. Sonrasında üretilen veri kümelerinden hareketle korelasyon matrisleri elde edilmekte olup her bir korelasyon matrisi için özdeğerler hesaplanmaktadır. Son aşamada ise her faktör için elde edilen özdeğerlerin ortalaması hesaplanmakta ve ulaşılan sonuçlar gerçek veriden elde edilen bulgular ile karşılaştırılmaktadır.¹⁶⁴ Söz konusu analiz neticesinde uygun faktör sayısına karar verilirken gerçek veri kümesinden elde edilen korelasyon matrisinin ilk özdeğeri ile paralel analiz sonucunda elde edilen ilk özdeğer karşılaştırılmaktadır. Eğer gerçek veriden elde edilen özdeğer, paralel analiz sonucunda bulunandan büyükse ilgili faktör kabul edilmekte ve bu işlem ikinci özdeğerlerin karşılaştırılmasıyla devam etmektedir. Bu karşılaştırma işlemi, paralel analizden elde edilen özdeğerin gerçek veriden elde edilen özdeğerden büyük olması durumunda durdurulmaktadır. Çünkü gerçek özdeğerlerin paralel analiz neticesinde bulunan ortalama özdeğerlere eşit ya da düşük olması durumun örnekleme hatasından kaynaklandığı düşünülmektedir.¹⁶⁵ Böylelikle uygun ortak faktör sayısına karar verilmektedir. Grafik 3.3 incelendiğinde örnek veri kümesinden elde edilen özdeğerlere, Kaiser – Guttman kuralına ve paralel analize ilişkin eğriler görülmektedir. Söz konusu grafiğin yatay eksen faktör numarasını, dikey eksen ise özdeğerleri göstermektedir. Grafik 3.3'te görüldüğü üzere paralel analiz neticesinde uygun faktör sayısının dört olması önerilmektedir.

¹⁶² Andreas Buja and Nermin Eyupoglu, “Remarks on parallel analysis”, **Multivariate Behavioral Research**, 27 (4), 1992, pp.509-540.

¹⁶³ Luis Eduardo Garrido, Francisco Jose Abad and Vicente Ponsoda, “A New Look at Horn’s Parallel Analysis with Ordinal Variables”, **Psychological Methods**, Vol. 18, No. 4, 2013, p. 455.

¹⁶⁴ Tabachnick and Fidell, **a.g.e.**, p. 650.

¹⁶⁵ James C. Hayton, David G. Allen and Vida Scarpello, “Factor Retention Decisions in Exploratory Factor Analysis: A Tutorial on Parallel Analysis”, **Organizational Research Methods**, Vol. 7, No. 2, 2004, p. 194.



Grafik 3.3: Uygun Ortak Faktör Sayısı için Paralel Analiz Grafiği

Son olarak, paralel analizde üretilen veri kümelerine ait korelasyon matrislerinin özdeğerlerinin ortalamasının kullanılmasının ortak faktör sayısını fazla belirleme eğiliminde olduğu ve bunun yerine yüzde 95'lik veya 99'luk dilimlerin kullanılmasının önerildiği ifade edilmektedir.¹⁶⁶ Ayrıca paralel analiz, uygun faktör sayısının belirlenmesi için en çok önerilen kriterler arasında yer almaktadır.¹⁶⁷

3.2.5. En Küçük Ortalamalı Kısmi Korelasyon Metodu

Wayne F. Velicer'in 1976 yılında yayımladığı "Determining the Number of Components from the Matrix of Partial Correlations" başlıklı çalışmada önerdiği en küçük ortalamalı kısmi korelasyon (minimum average partial – MAP) metodu, uygun faktör sayısına karar verilmesinde kısmi korelasyon matrislerini

¹⁶⁶ Li-Jen Weng and Chung-Ping Cheng, "Parallel Analysis with Unidimensional Binary Data", **Educational and Psychological Measurement**, Vol. 65, No. 5, 2005, pp. 697-716.

¹⁶⁷ Marieke E. Timmerman and Urbano Lorenzo-Seva, "Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis", **Psychological Methods**, 2011, Vol. 16, No. 2, pp.209-220.

kullanmaktadır.¹⁶⁸ Bu metodun uygulanabilmesi için paralel analizin aksine tesadüfi veri üretmeye gerek bulunmamaktadır.

MAP analizinde m sayıda faktör için her bir faktör dışarıda tutularak kısmi korelasyon matrisi hesaplanmakta sonrasında ise kısmi korelasyonların (asıl köşegen elemanları hariç) karelerinin ortalaması alınmaktadır. Bu analizde öncelikle birinci faktör dışarıda bırakılmakta daha sonra ilk iki faktör dışarıda bırakılmakta olup hesaplanan kısmi korelasyonların karelerinin ortalaması en küçük değere ulaşana kadar işlem devam etmektedir. Kısmi korelasyonların karelerinin ortalaması en küçük değere ulaştığında daha fazla faktör türetilmemektedir. Ayrıca bu noktada kısmi korelasyon matrisi, birim matrise oldukça benzemektedir. Söz konusu noktadan sonra ise kısmi korelasyonların karelerinin ortalaması yükselmektedir.¹⁶⁹

Kısmi korelasyon matrisinden yararlanılarak hesaplanan değer in elde edilmesine ilişkin formül Eşitlik (3.16)'da gösterilmiştir.

$$MAP_m = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1, j \neq i}^p \frac{(r_{ijm}^*)^2}{p(p-1)} \quad (3.16)$$

Söz konusu eşitlikte r_{ij}^* , kısmi korelasyon matrisinin i. satır ve j. sütununda yer alan elemanı olup p ise gözlenen değişken sayısını göstermektedir. Eğer $MAP_1 > MAP_0$ olursa hiç faktör türetilmeyecektir. Ayrıca söz konusu hesaplama işlemi, m kere tekrar edilebilmekte olup m ise 1 ile (p-1) arasında yer almaktadır. Çünkü $m = p$ için kısmi korelasyon matrisinin diyagonal elemanları sıfırlardan meydana gelecek olup belirsizlik (indeterminate) durumunu ortaya çıkmaktadır.¹⁷⁰

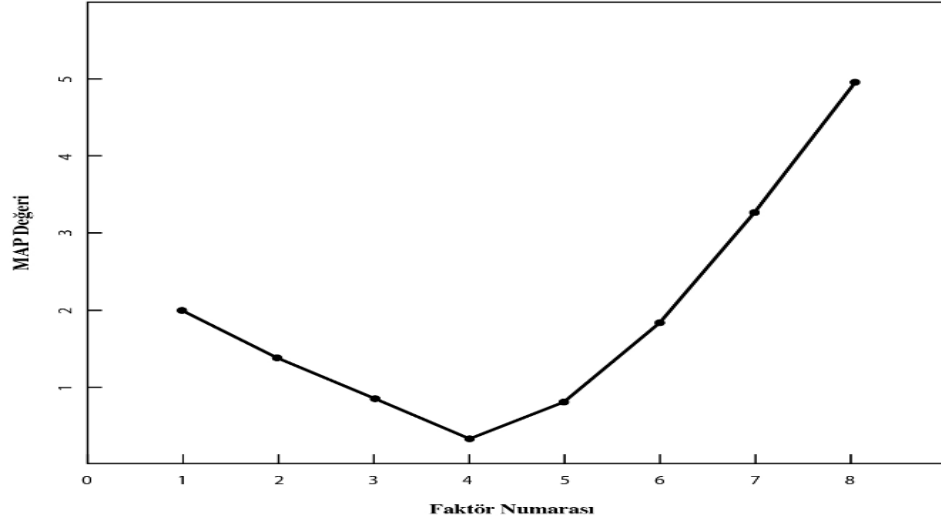
Grafik 3.4 incelendiğinde dikey eksen de MAP değerlerinin yatay eksen de ise faktör numarasının yer aldığı görülmektedir. MAP değeri, önce azalmakta belirli bir noktada en küçük değere ulaşmakta ve sonrasında ise yükselmektedir. MAP değerinin en küçük olduğu noktada, ortak ve spesifik varyanslar ayrılmakta olup

¹⁶⁸ Wayne F. Velicer, "Determining the number of components from the matrix of partial correlations", **Psychometrika**, 1976, Vol. 41, Issue 3, p.321.

¹⁶⁹ William R. Zwick and Wayne F. Velicer (b), "Comparison of Five Rules for Determining the Number of Components to Retain", **Psychological Bulletin**, Vol. 99, No. 3, 1986, p. 434.

¹⁷⁰ Velicer, **a.g.e.** , p. 323.

uygun ortak faktör sayısı belirlenmektedir. Dolayısıyla sadece ortak varyanstan oluşan faktör sayısına karar verilmiş olmaktadır.¹⁷¹



Grafik 3.4: En Küçük Ortalamalı Kısmi Korelasyon Metodu

Grafik 3.4'te görüldüğü üzere MAP metodu, uygun faktör sayısının 4 olmasını önermektedir.

Son olarak yapılan benzetim çalışmalarının bulgularına yer vermek gerekirse; MAP metodu, Kaiser – Guttman kuralı ile yamaç testinden daha doğru sonuçlar vermekte olup söz konusu kriterlere göre daha az sayıda ortak faktör sayısı önermektedir. Anlaşıldığı üzere ortak faktör sayısını olduğundan daha az tahmin etme eğiliminde olan MAP metodu, faktör yüklerinin düşük olması ve faktör başına az gözlenen değişken düşmesi durumunda bu eğilimini sürdürmektedir. Dolayısıyla en doğru sonuçlara ulaşabilmek için faktör yüklerinin yüksek olması veya faktör başına düşen ortalama gözlenen değişken sayısının sekiz ya da daha fazla olması gerekmektedir. Ayrıca MAP metodunun uygun faktör sayısının belirlenmesi sürecinde belirgin ve kesin bir nokta sunması önem arz etmektedir.¹⁷²

¹⁷¹ Velicer, Eaton and Fava, **a.g.e.** , p. 55.

¹⁷² Zwick and Velicer (b), **a.g.e.** , p.440.

3.2.6. Yorumlanabilirlik Kriteri

Uygun faktör sayısına karar verilirken dikkate alınması gereken en önemli hususlardan biri de ortak faktörlerin yorumlanabilir olmasıdır. Çünkü faktör modeli, veri kümesinin ardındaki yapıyı kavramsal olarak yansıtabilirse kullanışlı olmaktadır. Dolayısıyla uygun faktör sayısına karar verilmesinde her bir faktörün kolayca yorumlanabilir olması önem taşımaktadır. Hatırlanacağı üzere ortak faktör sayısının belirlenmesinde kullanılan kriterler, belirsiz veya çelişkili sonuçlar verebilmektedir. Böylesi durumlarda bu modeller arasından seçim yapılırken genellikle yorumlanabilirlik ve teorik anlamlılık belirleyici olmaktadır.

Yorumlanabilirlik kriteri başlığı altında ortak faktör isimlendirilirken ilgili gözlenen değişkenler önemli faktör yüklerine sahip olmalı ve bu ortak faktör de belirli bir yapıyı yansıtmalıdır. Yani aynı ortak faktörde yüksek faktör yüklerine sahip gözlenen değişkenler, ortak bir tema oluşturmalıdır. Ancak bazı durumlarda ortak faktör, önemli faktör yüklü gözlenen değişkenlere sahip olmamakta ya da sadece yüksek faktör yüklü bir gözlenen değişkene sahip olmaktadır. Bu durum genellikle faktör sayısının olması gerekenden fazla belirlenmiş olduğunu göstermektedir. Söz konusu durumun aksine olması gerekenden daha az sayıda faktör belirlenmişse iki ya da daha fazla ortak faktör aynı faktör içinde yer alacaktır.¹⁷³ Dolayısıyla faktör yorumlanabilirliği, uygun ortak faktör sayısına karar verirken dikkate alınması gereken önemli bir kriterlerden biri olarak karşımıza çıkmaktadır.

Ayrıca uygun faktör sayısının belirlenmesi başlığı altında ele alınan kriterlerin yanı sıra önceki kısımda değinilen ve uyumun iyiliğini gösteren RMSR ile ki-kare istatistiği de bu amaç doğrultusunda kullanılabilir. Hatırlanacağı üzere RMSR, kalıntı korelasyon matrisine dayanmakta ve RMSR değerinin sıfıra yakın olması faktör modeline uyumun iyi olduğunu göstermektedir. Uyumun iyiliği açısından RMSR değerinin 0,10'dan küçük olması kabul edilebilir bir değer olarak

¹⁷³ Fabrigar and Wegener, a.g.e. , pp. 65-67.

ifade edilmektedir.¹⁷⁴ Ki-kare istatistiği ise GLS ve asimptotik olarak dağılımdan bağımsız tahmin metotlarının varsayımsal özellikleri sağlaması durumunda hesaplanmakta olup temel hipotezi; kitle korelasyon matrisinin tahmini korelasyon matrisine eşit olduğunu şeklindedir. Eğer temel hipotez reddedilirse, modele bir veya daha fazla faktör eklenmelidir.¹⁷⁵ Fakat ki-kare istatistiği, örneklem büyüklüğüne duyarlı olduğundan gözlem sayısı arttıkça ki-kare değeri de artmakta ve temel hipotez reddedilmektedir.¹⁷⁶ Bu durum nedeniyle (*ki-kare/serbestlik derecesi*) ölçütünün kullanılması önerilmekte olup görüş birliği olmamasına rağmen söz konusu değerin 2 ile 3 arasında olması halinde uyumun iyi olduğunu düşünülmektedir.¹⁷⁷

Özetle, uygun faktör sayısı belirlenirken bahsedilen kriterlerden yalnızca biri değil birkaçı kullanılarak elde edilen bulgular üzerinden karar verilmesi gerekmektedir. Çünkü bazı kriterler, ortak faktör sayısını olması gerekenden daha az bazıları ise daha fazla bulma eğilimindedir. Dolayısıyla birkaç kriterden elde edilen bulguların, yorumlanabilirlik ve teori açısından değerlendirildikten sonra nihai kararın alınmasının faydalı olacağı anlaşılmaktadır.

3.3. Faktör Döndürme Yöntemleri

Faktör modeli tahmin edilip uygun faktör sayısına karar verildikten sonra gerekli görülmesi halinde faktör döndürme yöntemleri uygulanmaktadır.

Hatırlanacağı üzere gözlenen değişkenler arasındaki korelasyonlardan hareketle gözlenen değişken sayısından daha az sayıda olan ve toplam değişkenliğin önemli bir kısmını açıklayan ortak faktörler türetilmektedir. Böylelikle faktör analizinin amaçlarından biri olan boyut indirgemesi gerçekleştirilmiş olmaktadır. Ancak *faktör modelinin tahmini ve uygun faktör sayısının belirlenmesi* aşamaları neticesinde ulaşılan faktör analizi sonuçları incelendiğinde; en yüksek açıklayıcılığa

¹⁷⁴ Rex B. Kline, **Principles and Practice of Structural Equation Modeling**, Second Edition, New York, USA, Guilford Press, 2005, p. 141.

¹⁷⁵ Frank J. Floyd and Keith F. Widaman, "Factor Analysis in the Development and Refinement of Clinical Assessment Instruments", **Psychological Assessment**, Vol. 7, No. 3, 1995, p. 291.

¹⁷⁶ Schermelleh-Engel, Moosbrugger and Müller, **a.g.e.**, p. 33.

¹⁷⁷ Bollen, **a.g.e.**, p. 278.

sahip olan ilk faktör, genellikle hemen hemen tüm gözlenen değişkenlerle önemli faktör yüklerine sahip olmakta ve *genel faktör (general factor)* olarak düşünülebilmektedir. Sonraki faktörlerle gözlenen değişkenler arasındaki faktör yükleri ise düşük olmaktadır. Bu durum söz konusu faktör analizi çözümünün kavramsal olarak nasıl yorumlanacağı problemini ortaya çıkarmaktadır.¹⁷⁸ Dolayısıyla bu problem karşısında kavramsal olarak anlamlı ve yorumlanabilir basit yapıya ulaşmak için faktör döndürme yöntemleri kullanılmaktadır.

Çok boyutlu uzayda iki ya da daha fazla ortak faktör bulunan model için faktörlerin alternatif yönelimleri ile sonsuz sayıda eşdeğer çözüm bulunmaktadır. Yani, iki ya da daha fazla faktör bulunan modeller tek bir çözüme sahip değildir. Dolayısıyla araştırmacı, söz konusu sonsuz sayıdaki eşdeğer çözümlerden birini seçmektedir. Bu aşamada ise döndürme belirsizliği (rotational indeterminacy) olarak ifade edilen durum ile karşılaşmaktadır. Söz konusu belirsizlik karşısında ise L. L. Thurstone tarafından geliştirilen *basit yapı (simple structure)* için önerilen kriterler dikkate alınmaktadır.¹⁷⁹ Döndürme sonucunda ulaşılan matrisin basit yapıya uygunluğunun değerlendirilmesinde kullanılan kriterler¹⁸⁰ şu şekildedir;

- Faktör matrisinin her bir satırında en az bir tane sıfır değeri olmalıdır.
- m ortak faktör sayısını göstermek üzere her bir sütunda en az m tane sıfır değeri bulunmalıdır.
- Faktör matrisindeki her bir faktör çiftinin birinde yük değeri görülürken diğerinde görülmemelidir.
- m dört ya da daha büyük olduğu durumda faktör matrisindeki her bir faktör çifti için değişkenlerin büyük çoğunluğunun yük değeri sıfır olmalıdır.
- Faktör matrisindeki her bir faktör çifti için sadece az sayıda değişkenin sıfırdan farklı yük değeri olmalıdır.

¹⁷⁸ Mulaik, **a.g.e.** , p. 275.

¹⁷⁹ Fabrigar and Wegener, **a.g.e.** , pp. 67-70.

¹⁸⁰ L. L. Thurstone, **Multiple Factor Analysis: A Development and Expansion of The Vectors of Mind**, Chicago, USA, The University of Chicago Press, 1947, p. 335.

L. L. Thurstone tarafından ileri sürülen kriterlerden özellikle ilk üçü basit yapıya ulaşmak için önem arz etmektedir. L. L. Thurstone' un çalışmasından sonra diğer araştırmacılar ise basit yapıya ilişkin değişen tanımlar sunmuşlardır. Örneğin, Robert I. Jennrich 2007 yılında yayımlanan çalışmasında *mükemmel basit yapıyı* (*perfect simple structure*) tanımlamıştır. R. I. Jennrich, faktör yükü matrisinde her gözlenen değişkenin sadece bir tane sıfırdan farklı değere sahip olduğunu ve yük matrisinin L. L. Thurstone'ın basit yapısı ile kıyaslandığında daha fazla sıfır değeri bulundurduğunu ifade etmiştir.¹⁸¹ Bahsedilen bu durum, Tablo 3.1'de gösterilmiştir.

Tablo 3.1: Mükemmel Basit Yapı ile Thurstone'ın Basit Yapısının Kıyaslanması

Mükemmel Basit Yapı			Thurstone'ın Basit Yapısı		
F1	F2	F3	F1	F2	F3
1	0	0	1	0	0
1	0	0	0	1	0
1	0	0	0	0	1
0	1	0	0,89	0,45	0
0	1	0	0,89	0	0,45
0	0	1	0	0,71	0,71

Kaynak: Robert I. Jennrich, "Rotation Methods, Algorithms, and Standard Errors", **Factor Analysis at 100: Historical Developments and Future Directions**, Ed.: Robert Cudeck and Robert C. MacCallum, USA, Lawrence Erlbaum Associates Inc. , 2007, p. 316.

Tablo 3.1'de görüldüğü üzere incelen faktör yükü matrisinin döndürme sonrası halleri yer almakta olup Thurstone'un basit yapısının daha karmaşık olduğu anlaşılmaktadır. Yine bu hususla ilgili olarak bir diğer araştırmacı Michael W. Browne ise 2010 yılında yayımladığı çalışmasında faktör yükü matrisinin satırlarında bulunan sıfırdan farklı değerlerin sayısının değişkenin karmaşıklığını işaret ettiğini ifade etmiştir. Ayrıca bir gözlenen değişken sıfırdan farklı sadece bir yüke sahipse *mükemmel indikatör* (*perfect indicator*) olarak adlandırılmaktadır. Eğer gözlenen değişkenler mükemmel indikatörlerse; faktör yükü matrisi, mükemmel bir küme

¹⁸¹ Robert I. Jennrich, "Rotation Methods, Algorithms, and Standard Errors", **Factor Analysis at 100: Historical Developments and Future Directions**, Ed.: Robert Cudeck and Robert C. MacCallum, USA, Lawrence Erlbaum Associates Inc. , 2007, p.316.

yapılandırması sunmaktadır.¹⁸² Söz konusu duruma ilişkin görünüm Tablo 3.2’de yer almaktadır. Tablo 3.2’de bulunan X değerleri, sıfırdan farklı değerleri göstermektedir.

Tablo 3.2: Mükemmel İndikatör ile Thurstone’ın Basit Yapısının Kıyaslanması

Mükemmel İndikatör Durumu			Thurstone’ın Basit Yapısı		
F1	F2	F3	F1	F2	F3
X	0	0	X	0	X
X	0	0	0	X	0
X	0	0	X	X	0
X	0	0	X	0	0
0	X	0	0	X	X
0	X	0	X	X	0
0	0	X	0	0	X
0	0	X	0	X	X
0	0	X	X	0	X

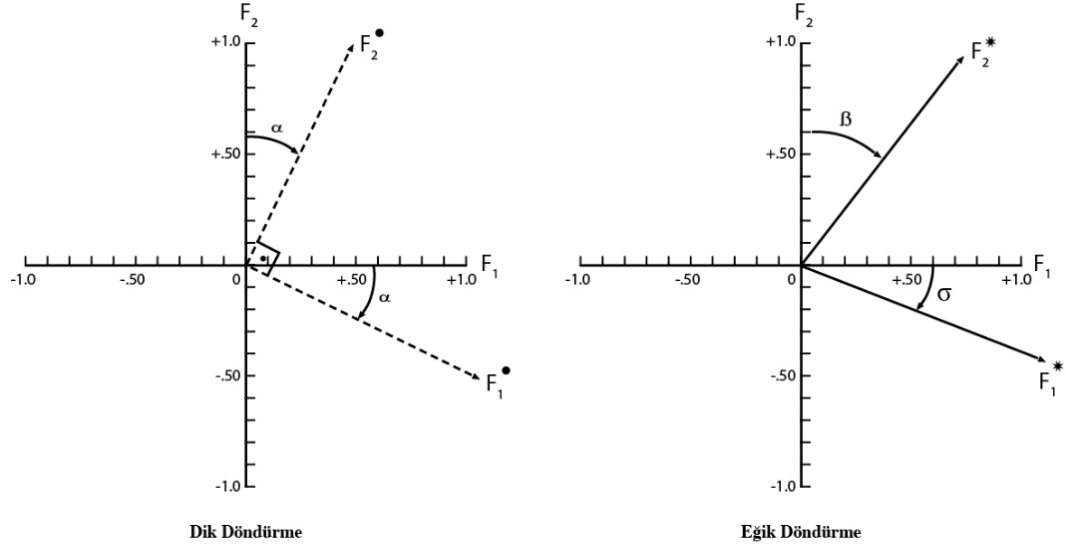
Kaynak: Michael W. Browne, “An Overview of Analytic Rotation in Exploratory Factor Analysis”, **Multivariate Behavioral Research**, 36(1), 2001, pp.115-116.

Faktör modelinin tahmini sonucunda elde edilen çözümün kavramsal olarak anlamlı ve yorumlanabilir olmaması durumunda uygulanan faktör döndürme yöntemleri ile bahsedilen basit yapılara ulaşılmak amaçlanmaktadır. Bu amaçla, dik (orthogonal) ve eğik (oblique) döndürme yöntemleri kullanılmaktadır. Dik faktör döndürmesiyle elde edilen faktörler birbirinden bağımsız olmasına karşılık eğik faktör döndürmesi neticesinde aralarında doğrusal ilişki bulunan faktörler elde edilmektedir. Fakat en iyi basit yapı çözümü; dik faktörleri gerektiriyorsa bu durumda eğik faktör döndürmesi uygulansa bile, faktörler arasında sıfıra yakın korelasyonlar bulunacak ve dik faktör döndürmesi çözümüne oldukça yakın sonuç elde edilecektir.¹⁸³

¹⁸² Michael W. Browne, “An Overview of Analytic Rotation in Exploratory Factor Analysis”, **Multivariate Behavioral Research**, 36(1), 2001, pp.115-116.

¹⁸³ Harman, **a.g.e.** , p. 314.

Grafik 3.5'e bakıldığında dik ve eğik faktör döndürmesine ilişkin çizim görülmektedir.



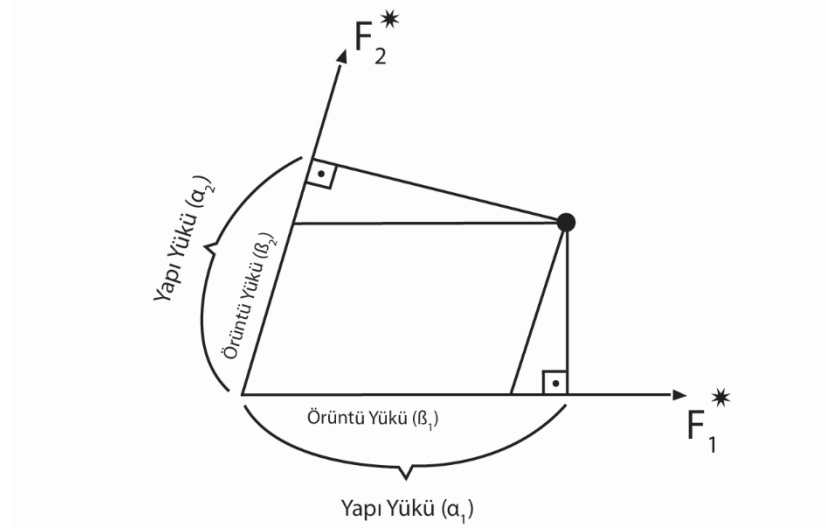
Kaynak: Joseph F. Hair et. al. , **Multivariate Data Analysis**, Fifth Edition, New Jersey, Prentice-Hall International, Inc. , 1998, pp.107-108.

Grafik 3.5: Dik ve Eğik Faktör Döndürmesi Gösterimi

Grafik 3.5'te görüldüğü üzere F_1 ve F_2 eksenleri α açısıyla saat yönünde döndürülerek aralarında 90 derece bulunan F_1^* ve F_2^* eksenleri elde edilmiştir. Söz konusu grafiğin sağ kısmında yer alan eğik döndürmeye ait çizimde ise F_1 eksenini β açısıyla F_2 eksenine σ açısı ile saat yönünde döndürülerek aralarında doğrusal ilişki bulunan F_1^* ve F_2^* eksenleri meydana getirilmiştir. Ayrıca dik faktör döndürmesinde F_1 ve F_2 eksenleri aynı açı ile döndürülürken eğik faktör döndürmesinde β ve σ olmak üzere farklı açılarla döndürüldüğü dikkat çekmektedir.

Hatırlanacağı üzere; dik faktör modelinde yapı yükleri ile örüntü yükleri aynı olup faktör yüklerine eşittir. Dolayısıyla dik faktör döndürmesi neticesinde raporlanan bulgular; faktör yükü matrisi ve faktörler arası korelasyon matrisi olmaktadır. Bu durumun aksine eğik faktör döndürmesi sonucunda yapı yükü matrisi, örüntü yükü matrisi ve faktörler arası korelasyonlar matrisi bulgularına

ulaşmaktadır.¹⁸⁴ Söz konusu durumu açıklayan gösterim ise Grafik 3.6'da yer almaktadır.



Kaynak: Subhash Sharma, **Applied Multivariate Techniques**, John Wiley & Sons, Inc, USA, 1996, pp.140-141.

Grafik 3.6: Yapı Yüğü ve Örüntü Yüğü Gösterimi

İkinci bölümde bahsedildiği üzere *örüntü yükü*, standardize doğrusal ağırlığı (standardized linear weights) gösterirken *yapı yükü*, ortak faktör ile gözlenen değişken arasındaki korelasyon katsayısını vermektedir. Eğik faktör modelinde F_1^* ve F_2^* arasındaki korelasyonun düşük olması durumunda örüntü yükleri ile yapı yükleri birbirine yakın olmaktadır. Ayrıca dik faktör modelinden farklı olarak ortak varyans için aynı satırda bulunan örüntü ve yapı yüklerinin çarpımlarının toplamı hesaplanmaktadır. Dolayısıyla eğik faktör döndürmesinde eksenlerin farklı açılarla döndürülmesi, raporlanan sonuçların fazlalığı ve matematiksel açıdan daha karmaşık olması nedeniyle genellikle dik faktör döndürmesi tercih edilmektedir.¹⁸⁵ Ancak zihinsel yetenekler, kişilik özellikleri, tutumlar gibi incelenen birçok yapının birbirleriyle ilişkili olduğu teorik ve ampirik olarak ortaya konulmuş ve ilgilenilen yapıların ilişkili olması halinde eğik döndürmenin daha doğru ve gerçekçi sonuçlar sunduğu ifade edilmiştir. Üstelik böyle bir durumda dik döndürme kullanılmasının

¹⁸⁴ Nunnally and Bernstein, **a.g.e.** , p.499

¹⁸⁵ **A.e.** , pp. 499-502.

yanıltıcı sonuçlar ortaya çıkardığı da ifade edilmektedir.¹⁸⁶ Dolayısıyla araştırmacı, döndürme yöntemini seçerken faktörler arası korelasyonlar matrisini incelemeli ve korelasyonların ihmal edilebilir olması durumunda dik faktör döndürmesini tercih etmelidir.¹⁸⁷

Bu çalışmada dik faktör modeliyle ilgilenildiğinden sadece dik faktör döndürme yöntemlerinden bahsedilecektir.

Hatırlanacağı üzere kitle için temel faktör modeli $Kor(y) = \Sigma = \Lambda\Lambda' + \Psi$ olarak gösterilmektedir. Buradan hareketle örneklem için faktör modeli ise $\hat{\Lambda}\hat{\Lambda}' + \hat{\Psi}$ olmaktadır. Dik faktör döndürmesi sürecinde bahsedilen modelde yer alan $\hat{\Lambda}$ matrisinin $TT' = T'T = I$ koşulunu sağlayan dik matris ile çarpılmasıyla döndürülmüş faktör yükü matrisi ($\hat{\Lambda}^\bullet$) elde edilmektedir. Söz konusu sürece ilişkin ifade Eşitlik (3.17)'de gösterilmiştir.

$$\hat{\Lambda}^\bullet = \hat{\Lambda}T \quad (3.17)$$

Döndürme işlemi sonrası örneklem korelasyon matrisi değişmemektedir. Bu durum Eşitlik (3.18)'de gösterilmiştir.

$$\hat{\Lambda}\hat{\Lambda}' + \hat{\Psi} = \hat{\Lambda}TT'\hat{\Lambda}' + \hat{\Psi} = \hat{\Lambda}^\bullet\hat{\Lambda}^{\bullet'} + \hat{\Psi} \quad (3.18)$$

Eşitlik (3.18)'de görüldüğü üzere $\hat{\Lambda}$ matrisine uygulanan dik döndürme, örneklem korelasyon matrisini etkilememektedir. Hatta ortak ve spesifik varyanslar da değişmemektedir.¹⁸⁸

Basit yapıya ulaşmak için dik faktör döndürmesi uygulanmasında grafiksel ve analitik yöntemler bulunmaktadır. Ortak faktör sayısı iki olduğunda ya da ikişerli olarak ele alındığında basit yapıya dönüşüm için çoğu zaman grafik yöntemi kullanılabilir. Bu yöntemde eksenler, uygun α açısı ile saat yönünde veya saat yönünün tersinde döndürülmektedir.

¹⁸⁶ Fabrigar et. al., **a.g.e.** , p. 282.

¹⁸⁷ Elazar J. Pedhazur and Liora Pedhazur Schmelkin, **Measurement, Design, and Analysis: An Integrated Approach**, New Jersey, USA, Lawrence Erlbaum Associates Inc. , 1991, p.615.

¹⁸⁸ Johnson and Wichern, **a.g.e.** , p.501.

$$\hat{\Lambda}_{px2}^{\bullet} = \hat{\Lambda}_{px2} T_{2x2} \quad (3.19)$$

$$T = \begin{bmatrix} \cos \alpha & \sin \alpha \\ -\sin \alpha & \cos \alpha \end{bmatrix} \quad \text{veya} \quad T = \begin{bmatrix} \cos \alpha & -\sin \alpha \\ \sin \alpha & \cos \alpha \end{bmatrix}$$

Eşitlik (3.19)'da ifade edilen dik faktör döndürmesinde kullanılan T dik dönüşüm matrisi, saat yönünde ve saat yönünün tersinde olmak üzere sırasıyla gösterilmiştir. Eksenlerin saat yönünde dik döndürülmesiyle j değişkeni için elde edilen döndürülmüş faktör yükü Eşitlik (3.20) yardımıyla hesaplanmaktadır.

$$\hat{\lambda}_{j1}^{\bullet} = \hat{\lambda}_{j1} \cos \alpha - \hat{\lambda}_{j2} \sin \alpha \quad (3.20)$$

$$\hat{\lambda}_{j2}^{\bullet} = \hat{\lambda}_{j1} \sin \alpha + \hat{\lambda}_{j2} \cos \alpha$$

Eşitlik (3.20)'de yer alan $\hat{\lambda}_{j1}^{\bullet}$ ve $\hat{\lambda}_{j2}^{\bullet}$ döndürülmüş faktör yüklerini ifade etmektedir. Bu faktör yükleri, j değişkenine ait döndürülmüş faktör yükleri olmaktadır.¹⁸⁹ Söz konusu yüklerin hesaplanmasına örnek olması için Tablo 3.3 oluşturulmuştur. $\cos \alpha = 0,643$ ve $\sin \alpha = 0,766$ olmak üzere yeni yükler 0,08 ve 0,72 olarak hesaplanmıştır.

Tablo 3.3: Saat Yönünde Dik Faktör Döndürmesi

D	F_1	F_2	Ortak Varyans	$F_1^{\bullet}$	$F_2^{\bullet}$	Ortak Varyans
j	0,6	0,4	0,52	0,08	0,72	0,52

Kaynak: Benjamin Fruchter, **Introduction to Factor Analysis**, USA, D. Van Nostrand Company, 1954, pp.38-41.

Tablo 3.3 incelendiğinde dik faktör döndürmesiyle ortak varyansın değişmediği de görülmektedir. Bu arada dik dönüşüm matrisi olan T'nin sağlaması gereken koşullar bulunmaktadır. Söz konusu örnek üzerinden koşulları açıklamak gerekirse;

¹⁸⁹ Fruchter, **a.g.e.** , pp.39-40.

$$T = \begin{bmatrix} \cos \alpha & \sin \alpha \\ -\sin \alpha & \cos \alpha \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,643 & 0,766 \\ -0,766 & 0,643 \end{bmatrix} \quad (3.21)$$

$$0,643^2 + (-0,766)^2 = 1$$

$$0,766^2 + (0,643)^2 = 1$$

$$(0,643 \times 0,766) + (-0,766 \times 0,643) = 0$$

T'nin elemanlarının üç koşulu sağlaması durumunda döndürmenin dik olduğu söylenebilmektedir.¹⁹⁰ Bunun yanı sıra F_1, F_2 ve F_3 olmak üzere üç faktör olması durumunda F_1 ile F_2 'nin saat yönünde dik döndürülmesi için dönüşüm matrisi Eşitlik (3.22)'deki gibi olmaktadır.¹⁹¹

$$T_{12} = \begin{bmatrix} \cos \alpha & \sin \alpha & 0 \\ -\sin \alpha & \cos \alpha & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (3.22)$$

Grafik yöntemi ile faktör döndürmesini gerçekleştirmek araştırmacıdan araştırmacıya öznellik taşımakta, zaman kaybına neden olmakta ve faktör sayısının artmasıyla zorlaşmaktadır. Dolayısıyla dik faktör döndürmesi için analitik yöntemler geliştirilmiş olup bu çalışmada paket programlarda yaygın olarak yer alan Quartimax, Varimax ve Equimax yöntemlerine yer verilecektir.

Quartimax yöntemi, faktör yükü matrisinin satırlarını basitleştirmeyi amaçlamaktadır. Yani, bir gözlenen değişken bir faktörle yüksek faktör yüküne sahipken diğerleri ile düşük faktör yüklerine sahip olmaktadır. Bu döndürme işlemiyle çoğu gözlenen değişkenin aynı faktörle yüksek ya da yükseğe yakın ilişkiye sahip olma ihtimali bulunmakta olup genel faktör türetme eğilimi görülmektedir.¹⁹² Dolayısıyla Quartimax yöntemi ile değişken basitleştirilmesi yapılarak değişkenlerin yorumlanabilirliği kolaylaştırmaktadır. Söz konusu yöntemin en çoklamaya çalıştığı amaç fonksiyonu ise Eşitlik (3.23)'te yer almaktadır.

$$Q = \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^m \hat{\lambda}_{jk}^2 \quad (3.23)$$

¹⁹⁰ Harman, **a.g.e.** , p.256.

¹⁹¹ **A.e.** , p.257.

¹⁹² Hair et. al. , **a.g.e.** , p.109.

Quartimax yönteminde Eşitlik (3.23)'te yer alan Q fonksiyonun en çoklandığı durumda döndürme işlemi sonuçlanmaktadır. Eşitlik (3.23)'te yer alan p gözlenen değişken sayısını ve m faktör sayısını göstermektedir.¹⁹³

Varimax yöntemi, 1958 yılında H. F. Kaiser tarafından geliştirilmiş olup Quartimax yönteminin aksine sütunları yani faktörleri basitleştirmektedir. Dolayısıyla sütunlarda bulunan karesi alınmış faktör yüklerinin varyanslarının toplamı en çoklanmaktadır.¹⁹⁴ Varimax yönteminin amaç fonksiyonu Eşitlik (3.24)'te gösterilmiştir.¹⁹⁵

$$V = \sum_{k=1}^m \left[\frac{\sum_{j=1}^p \hat{\lambda}_{jk}^4}{p} - \frac{\left(\sum_{j=1}^p \hat{\lambda}_{jk}^2 \right)^2}{p^2} \right] \quad (3.24)$$

Eşitlik (3.24)'te yer alan ifade satır varimax kriteri olarak bilinmektedir. Ancak söz konusu eşitlikte yüksek başlangıç faktör yüklerinin sonuç üzerindeki olumsuz etkisini en küçükleme için normalize edilmiş faktör yüklerinin kullanılması daha uygun olmaktadır. Dolayısıyla Eşitlik (3.24)'te $\hat{\lambda}_{jk}^4$ yerine $\frac{\hat{\lambda}_{jk}^4}{h^4}$ ve $\hat{\lambda}_{jk}^2$ yerine $\frac{\hat{\lambda}_{jk}^2}{h^2}$ kullanılması gerekmektedir.¹⁹⁶

Varimax yöntemi ile sütun basitleştirmesi yapıldığından faktörlerin yorumlanabilirliği için basit yapı sunulmaktadır. Ayrıca Varimax, en yaygın kullanılan dik faktör döndürme yöntemi olup paket programlarda öntanımlı (default) olarak yer almaktadır.

Equimax yöntemi, faktörleri basitleştiren Varimax yöntemi ile gözlenen değişkenleri basitleştiren Quartimax yönteminin birleşiminden meydana gelmektedir. Fakat söz konusu yöntem yaygın kabul görmediği için nadiren kullanılmaktadır.¹⁹⁷

¹⁹³ Kim ve Mueller (b), **a.g.e.** , p.35.

¹⁹⁴ Nunnally and Bernstein, **a.g.e.** , p.506.

¹⁹⁵ Jan R. Magnus and H. Neudecker, **Matrix Differential Calculus with Applications in Statistics and Econometrics**, Third Edition, New York, USA, John Wiley&Sons, 2007, p.418.

¹⁹⁶ Kim and Mueller (b), **a.g.e.** , p.36.

¹⁹⁷ Hair et. al. , **a.g.e.** , p.110.

Equimax yöntemi Eşitlik (3.25)'te yer alan ifadeyi en çoklamaktadır.¹⁹⁸ Söz konusu eşitlikte yer alan Q ve V ise sırasıyla Eşitlik (3.23) ve (3.24)'te tanımlanmıştır.

$$Z = \alpha Q + \beta V \quad (3.25)$$

Eşitlik (3.25)'ten hareketle Eşitlik (3.26) elde edilmiş olup $\gamma = \frac{\beta}{(\alpha+\beta)}$ 'tır. Eğer $\gamma = \frac{m}{2}$ ise Equimax döndürmesi yapılmaktadır.

$$Z = \sum_{k=1}^m \left(\sum_{j=1}^p \hat{\lambda}_{jk}^2 \right)^2 - \gamma \left(\sum_{j=1}^p \hat{\lambda}_{jk}^2 \right)^2 / p \quad (3.26)$$

Özetle, dik faktör döndürmesi ile birbirinden bağımsız faktörler elde edilmekte ve söz konusu işlem neticesinde herhangi bir gözlenen değişkenin ortak varyansı değişmemektedir. Dik faktör döndürmesi amacıyla kullanılan analitik yöntemler arasında en sık kullanılan ise Varimax yöntemi olup faktör basitleştirmesi sağlamaktadır.

3.4. Faktör Skorlarının Hesaplanması

Faktör modeli tahmin edilip kavramsal olarak anlamlı ve yorumlanabilir faktörler türetilmesi halinde incelenen birimlerin, bu gizil yapılar açısından değerlendirilmesi amacıyla faktör skorları hesaplanmaktadır. Faktör skorları olarak adlandırdığımız faktör değerlerinin tahmini; incelenen birimlerin gizil yapıdaki göreceli konumlarının belirlenmesi, gizil yapılar için vekil değişken (proxy variable) olarak ele alınması gibi çeşitli amaçlarla kullanılmaktadır.¹⁹⁹ Özellikle, faktör analizi kullanılan araştırmalarda sonraki analizler (regresyon analizi, kümeleme analizi, diskriminat analizi, varyans analizi gibi) için girdi veri olarak kullanılmak üzere faktör skorlarının hesaplanması oldukça yaygındır.²⁰⁰

Faktör skorlarının paket programlar aracılığıyla hesaplanması oldukça kolay olmasına rağmen matematiksel olarak belirsizlik olduğu bilinmektedir. Bu durum faktör skor belirsizliği (factor score indeterminacy) olarak adlandırılmakta olup aynı

¹⁹⁸ Kim and Mueller (b), **a.g.e.** , p.36.

¹⁹⁹ Brown, **a.g.e.** , p.36.

²⁰⁰ Frank Acito and Ronald D. Anderson, "A Simulation Study of Factor Score Indeterminacy", **Journal of Marketing Research**, Vol. 23, 1986, p.111.

faktör modeli çözümünden sonsuz sayıda farklı faktör skorlarının hesaplanması olarak tanımlanmaktadır.²⁰¹ Faktör skor belirsizliğine geçmeden önce belirsizlik kavramını örneklendirmek için Eşitlik (3.27)'de yer alan modelden bahsetmenin faydalı olacağı düşünülmektedir.

$$Y^2 - 100Y + X = 0 \quad (3.27)$$

Eşitlik (3.27)'de Y, gizil değişkeni X ise gözlenen değişkeni göstermekte ve X'in kesikli bir dağılıma sahip olduğu bilinmektedir. Bu örnekte X değişkeninin 99 değerini alması durumunda Y'nin 1 veya 99 değeri için model doğru olmaktadır. Yani X değişkeninin değeri 99 olduğunda Y her zaman 1 de 99 da olabilmektedir. Dolayısıyla Y'nin belirsiz olduğu ifade edilmektedir.²⁰² Faktör skor belirsizliğini kavrayabilmek içinse ortak faktör modelini tekrar ele alalım. Hatırlanacağı üzere ortak faktör modelinde p gözlenen değişken, k ortak faktörün ve p spesifik faktörün doğrusal bileşeni olarak ifade edilmektedir.

$$\begin{aligned} Y_1 &= \lambda_{11}F_1 + \lambda_{12}F_2 + a_1S_1 \\ Y_2 &= \lambda_{21}F_1 + \lambda_{22}F_2 + a_2S_2 \\ Y_3 &= \lambda_{31}F_1 + \lambda_{32}F_2 + a_3S_3 \end{aligned} \quad (3.28)$$

Eşitlik (3.28) incelendiğinde λ_{ij} ve a_i katsayılarının sırasıyla F_i ve S_i 'nin ağırlıkları olduğu görülmektedir. Bilindiği üzere faktör analizi söz konusu katsayıların tahmin edilmesiyle başlamakta ve elde edilen söz konusu katsayılardan yararlanarak sonsuz sayıda farklı faktör skorları bulunmaktadır. Çünkü Eşitlik (3.28)'de görüldüğü üzere denklem sayısından fazla bilinmeyen (F ve S) söz konusudur. Bu durumsa matematiksel olarak faktör skorlarının tek olmamasına yani faktör skor belirsizliğine neden olmaktadır.²⁰³ Bundan dolayı faktör skorlarının tahmini için çeşitli yöntemler geliştirilmiştir. Ancak faktör skorlarının tahmini ifadesindeki tahmin kelimesi alışıldık anlamda kullanılmamaktadır. Bilindiği üzere

²⁰¹ Andre Beauducel, "In spite of indeterminacy many common factor score estimates yield an identical reproduced covariance matrix", **Psychometrika**, Vol. 72, No. 3, 2007, p. 437.

²⁰² James H. Steiger, "Some Additional Thoughts on Components, Factors, and Factor Indeterminacy", **Multivariate Behavioral Research**, 25(1), 1990, p.44

²⁰³ Acito and Anderson, **a.g.e.**, p.112.

tahmin kelimesi, bir gerçek skor olduğunda onu kestirim için kullanılmakta fakat burada yaklaşık olarak faktör skorlarının hesaplanması için farklı yöntemler olduğunu belirtmek amacıyla kullanılmaktadır.²⁰⁴ Bu çalışmada söz konusu yöntemlerden paket programlarda yaygın olarak yer alan Regresyon yöntemi, Bartlett yöntemi ve Anderson-Rubin yöntemi ele alınacaktır.

Regresyon yöntemi, en küçük kareler tahmincisi ile faktör skor katsayılarını hesaplamaktadır. Bu yöntem uygulanarak faktör skorları Eşitlik (3.29)'da olduğu gibi elde edilmektedir. Söz konusu eşitlikte yer alan Y gözlenen değişkenler, standardize gözlenen değişkenleri ifade etmektedir.

$$\widehat{F}_{k_i} = \widehat{\beta}_{k_1} Y_{1i} + \widehat{\beta}_{k_2} Y_{2i} + \cdots + \widehat{\beta}_{k_p} Y_{pi} \quad (3.29)$$

Eşitlik (3.29)'da F_{k_i} k. faktörde yer alan i. birimin skorunu, β_k k. gizil değişken için standardize regresyon katsayılarını, Y_{1i} birinci gözlenen değişkende i. birimin gözlenen değerini ve Y_{2i} ikinci gözlenen değişkende i. birimin gözlenen değerini göstermektedir. Söz konusu eşitlikten faktör skorlarının elde edilebilmesi için faktör skor katsayıları olarak da ifade edebileceğimiz β_k 'ların tahmin edilmesi gerekmektedir.²⁰⁵ Bu amaç doğrultusunda Eşitlik (3.29) matrisyel notasyonla gösterildiğinde Eşitlik (3.30) haline dönüşmektedir.

$$\widehat{F} = Y\widehat{\beta} \quad (3.30)$$

Eşitlik (3.30)'nun her iki yanını da $\frac{1}{n}Y'$ ile çarparsak Eşitlik (3.31)'e ulaşılmaktadır.

$$\frac{1}{n}Y'\widehat{F} = \frac{1}{n}Y'Y\widehat{\beta} \quad (3.31)$$

Eşitlik (3.31)'de $\frac{1}{n}Y'Y = R$ ve $\frac{1}{n}Y'\widehat{F} = \widehat{\Lambda}$ olduğundan Eşitlik (3.32)'ye geçilmektedir.

$$\widehat{\beta} = R^{-1}\widehat{\Lambda} \quad (3.32)$$

²⁰⁴ P. H. Schönemann and J. H. Steiger, "Regression component analysis", **British Journal of Mathematical and Statistical Psychology**, 29(2), 1976, pp. 175-189.

²⁰⁵ Comrey, **a.g.e.**, p. 235.

Böylelikle faktör skor katsayılarının örneklem korelasyon matrisinin tersi ile tahmin edilen faktör yüklerinin çarpımı neticesinde elde edileceği anlaşılmaktadır. Söz konusu işlem neticesinde ulaşılan katsayılar, Eşitlik (3.29)'daki gibi yerine konulduğunda faktör skorları tahmin edilmektedir.²⁰⁶ Bu yöntemle elde edilen faktör skorlarının aritmetik ortalaması sıfıra ve standart sapması ise tahmin edilen faktör skorları ile gerçek faktör değerleri arasındaki korelasyon katsayısına aynı zamanda faktör skor tahmini ile gözlenen değişkenler arasındaki çoklu korelasyon katsayısına (multiple correlation) eşit olmaktadır.²⁰⁷

Bartlett yöntemi, regresyon yöntemine alternatif olarak M. S. Bartlett tarafından 1937 yılında “The Statistical Conception of Mental Factors” başlıklı çalışmasında önerilmiştir. Regresyon yönteminde gerçek ve tahmini faktör skorları arasındaki farkların kareleri toplamı en küçüklenirken Bartlett yönteminde değişkenler arasındaki spesifik faktörlerin kareleri toplamı en küçüklenmektedir.²⁰⁸ Bu amacı gerçekleştiren tahminci Eşitlik (3.33)'te yer almaktadır.

$$\hat{\beta} = \widehat{\Psi}^{-1} \widehat{\Lambda} (\widehat{\Lambda}' \widehat{\Psi}^{-1} \widehat{\Lambda})^{-1} \quad (3.33)$$

Eşitlik (3.33)'te yer alan tahminci doğrusal, sapmasız ve en küçük varyansa sahip olup en iyi doğrusal sapmasız tahminci (the best linear unbiased estimator-BLUE)'dir.²⁰⁹ Söz konusu katsayılar, gözlenen değişkenlere ait ilgili değerlerle çarpılarak faktör skorlarına ulaşılmaktadır. Bu yaklaşımda faktör skorları, en çok benzerlik ile tahmin edilmekte ve yüksek olasılıkla gerçek faktör skorlarını yansıtmaktadır.²¹⁰

Anderson – Rubin yöntemi, T. W. Anderson ve H. Rubin tarafından 1956 yılında “Statistical Inference in Factor Analysis” başlıklı çalışmasında önerilmiştir. Söz konusu yöntem, Bartlett yöntemine benzemekle birlikte faktör skorlarının dik olması kısıtı getirilmiştir. Dolayısıyla faktör skor katsayılarının tahmini için

²⁰⁶ Rummel, **a.g.e.** , p. 437-438.

²⁰⁷ Harman, **a.g.e.** , p. 352.

²⁰⁸ **A.e.** , p. 369.

²⁰⁹ Timm, **a.g.e.** , p. 509.

²¹⁰ Christine DiStefano, Min Zhu and Diana Mindrila, “Understanding and Using Factor Scores: Considerations for the Applied Researcher”, **Practical Assessment, Research and Evaluation**, Vol. 14, No. 20, 2009, p. 5.

kullanılan denklem, Bartlett yönteminkinden daha karmaşıktır. Bu ifade Eşitlik (3.34)'te gösterilmiştir.²¹¹

$$\hat{\beta} = \widehat{\Psi}^{-1} \widehat{\Lambda} (\widehat{\Lambda}' \widehat{\Psi}^{-1} R \widehat{\Psi}^{-1} \widehat{\Lambda})^{-\frac{1}{2}} \quad (3.34)$$

Anderson – Rubin yöntemi ile her zaman ortalaması 0 ve standart sapması 1 olan birbirinden bağımsız faktör skorları tahmin edilmektedir. Bunun yanı sıra söz konusu tahminci sapmalıdır. Fakat korelasyonsuz faktör skorları isteniyorsa bu durumda en iyi tercih Anderson – Rubin'dir.²¹²

Söz konusu yöntemlerle tahmin edilen faktör skorlarının sahip olması istenen birtakım özellikler bulunmaktadır. Bu özelliklerden birincisi, tahmin edilen faktör skorları ile ilgili faktörler arasındaki korelasyon katsayılarının yüksek olması istenmekte olup bu özellik **geçerlilik (validity)** olarak adlandırılmaktadır. Ayrıca bu özellik için söz konusu korelasyon katsayısının 0,8 ve üzeri olması önerilmektedir. İkincisi, faktör skorlarının tahmini için kullanılan tahmincinin **sapmasız (unbiased)** olması istenmektedir. Üçüncüsü, faktörlerin bağımsız olması durumunda bir faktörün tahmin edilen skorları ile diğer tüm faktörler arasındaki korelasyon katsayılarının sıfır olması istenmekte olup bu özellik **tekselilik (univocality)** olarak adlandırılmaktadır. Bu özelliğin değerlendirilmesinde satırlarında tahmin edilen faktör skorları sütunlarında ise faktörlerin yer aldığı korelasyon matrisi (UNIV) ile diğ faktörler arasındaki korelasyon matrisi (FAKT) karşılaştırılmaktadır. Eğer faktör skorları tekseli (univocal) ise UNIV matrisindeki değerler FAKT matrisindekilerle eşleşmektedir. Son özellik olarak ise tahmin edilen faktör skorları arasındaki korelasyon matrisi (SKORKOR) ile faktörler arasındaki korelasyon matrisinin (FAKTOR) eşlenmesi istenmektedir. Yani, sözel ve sayısal beceri faktörleri arasındaki korelasyon 0,3 ise söz konusu faktör skorları arasındaki korelasyon katsayısının da 0,3 olması beklenmektedir.²¹³ Ancak bahsedilen yöntemlerden herhangi biri, istenilen tüm özellikleri aynı anda taşımamaktadır.

²¹¹ Gorsuch, **a.g.e.** , p. 235.

²¹² Tabachnick and Fidell, **a.g.e.** , p. 656.

²¹³ Gorsuch, **a.g.e.** , pp. 231-236.

Bu kısımda incelenen üç yöntem de geçerlilik özelliğine sahip olmakla birlikte en yüksek derece sağlayan ise regresyon yöntemidir. Bartlett yöntemi ise tekseslilik (univocality) ve sapmasız tahminci özelliklerine sahip bulunmaktadır. Bahsedilen son özelliğe ise Anderson – Rubin yöntemi sahip olup faktörlerin dik olması durumunda aralarında korelasyon bulunmayan faktör skorları üretmektedir.²¹⁴

Özetle, faktör skor tahmini için hangi yöntemin seçileceği hususunda araştırmanın amacı doğrultusunda bahsedilen özellikler dikkate alınarak uygun kararın verilmesi gerekmektedir.

Çalışmanın bu bölümünde; ortak faktör modeli çerçevesinde yöntemin aşamaları detaylı olarak ele alınmıştır. İncelenen değişkenlerin ölçüm düzeyinin ikili olması durumunda dikkat edilmesi gereken hususlar ve izlenecek aşamalar üzerinde durulmuştur. Bir sonraki bölümde ise anket aracılığıyla toplanmış veri kümesi kullanılarak ikili değişkenler için faktör analizinin uygulamasına yer verilecektir.

²¹⁴ DiStefano, Zhu and Mindrila, **a.g.e.** , p. 9.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

DEVLET YÜKSEKÖĞRETİM KURUMLARINDA ÇALIŞAN ÖĞRETİM ELEMANLARININ ÇALIŞMA YAŞAMI KALİTESİNİN İKİLİ DEĞİŞKENLER İÇİN FAKTÖR ANALİZİ YÖNTEMİ İLE İNCELENMESİ

Çalışmanın bu bölümünde önceki bölümlerde teorik detayları anlatılan faktör analizine ilişkin bir uygulama çalışması gerçekleştirilecektir. Bu amaç doğrultusunda Türkiye’deki devlet üniversitelerinde çalışan öğretim elemanlarına uygulanan çalışma yaşamı kalitesi ölçeğiyle elde edilen veri kümesi, ikili değişkenler için faktör analizi ile incelenecektir. Bu bağlamda öncelikle uygulama çalışmamızın ana konusunu oluşturan yaşam kalitesi ve çalışma yaşamı kalitesi kavramları incelenecek ve sonrasında ampirik çalışmaya yer verilecektir.

4.1. Yaşam Kalitesi Kavramı

Evrende düşünebilen tek varlık olan ve kendi bilinmezini çözmeye çalışan “insan”, araştırmacılar için en ilginç konulardan birini oluşturmaktadır. Araştırmacının da insan olduğu düşünüldüğünde konu daha da ilginçleşmektedir. Aslında yapılan bütün çalışmalara bakıldığında merkezinde insan olduğu görülmekte ve temel amacın iyi bir yaşamın koşullarının tespiti olduğu anlaşılmaktadır. Şüphesiz ki, insanlar birbirinden farklı özelliklere sahip olduğundan bu durum karar verme süreçlerine, beklentilerine ve algılarına yansımaktadır. Dolayısıyla bir araştırmacının sadece kendi düşüncelerini ve hislerini inceleyerek varsayımlarını formüle edip kolayca tahminler yapabilmesi mümkün görünmemektedir. Bu nedenle, diğer bireylerin de gözlemlenerek iyi yaşam için çıkarsamaların yapılması gerekmektedir.

İnsanlar ve insan davranışları, sosyal bilimlerin konusu olup ekonomi, psikoloji, sosyoloji, antropoloji ve siyaset bilimi olmak üzere çeşitli alanlar bakımından incelenmektedir. Geçmişten bu yana süregelen bu incelemelerle çeşitli sorulara yanıtlar aranmakta ve yaşam kalitesinin nasıl iyileştirilebileceği

değerlendirilmektedir.¹ Dolayısıyla insanlık tarihi kadar eski olan yaşam kalitesi kavramına etki eden en erken tanımlamanın Antik Yunan filozofu Aristoteles (M.Ö. 384 – 322) tarafından yapılması şaşırtıcı olmamaktadır. Yaşam kalitesi kavramının temelini atan Aristoteles’in kullandığı “eudaimonia” kelimesinin mutlu olmayı ifade ettiği ve “iyi yaşam” veya “yüksek hayat standardı” ile aynı anlamı taşıdığı belirtilmiştir. Ayrıca mutluluk tanımının ihtilaf konusu olduğu yani aynı kişinin farklı zamanlarda farklı tanımlar yaptığı da ifade edilmiştir. Örneğin, bir kişi hasta olunca sağlığı, yoksul olunca da zenginliği mutluluk olarak tanımlamaktadır. Fakat Aristoteles’in eserinde yer alan ve günümüz dillerine mutluluk olarak tercüme edilen yaşam kalitesine kaynaklık eden “eudaimonia” kelimesi, 1926 yılında Harris Rackham tarafından *iyi olma hali (well-being)* olarak tercüme edilmiştir. Bu ifade, bir duygu durumunu ve faaliyeti işaret eden “eudaimonia” kelimesini daha iyi yansıtmaktadır. Çünkü mutluluk, statik bir durumu ifade etmektedir. Çağdaş literatürde ise bu kelime kesinlikle “yaşam kalitesi” anlamına gelmektedir.²

Yaşam kalitesi, yeni bir ifade olmasına rağmen ona ilişkin kavramlar yüzyıllardır filozoflar tarafından tartışılmaktadır.³ Anlaşıldığı üzere uzun bir geçmişe sahip olan yaşam kalitesinin, çok geniş kapsamlı ve disiplinler arası bir kavram olması nedeniyle tüm kesimlerce kabul edilen bir tanımı bulunmamaktadır. Örneğin; ekonomiste göre “*ekonomik iyi olma hali (economic well-being)*” ya da “*net ekonomik refah*”, psikologa veya sosyal psikologa göre “*genel iyilik hali*”, “*yaşam doyumu*”, “*genel mutluluk*”, çevreciye göre ise orman, hava kalitesi, temiz su olarak tanımlanmaktadır. Bunun yanı sıra yaşam kalitesi; tüketicilere göre “*tüketici tatmini*”, “*tüketicinin bilgilendirilmesi*” veya “*tüketicinin korunması*” olarak personel müdürüne göre ise aynı kavram “*çalışma yaşamı kalitesi (quality of working life)*” şeklinde ele alınmaktadır.⁴ Dolayısıyla geniş bir kavram olan yaşam kalitesi;

¹ Bernard M. S. Van Praag and A. Ferrer-i Carbonell, **Happiness Quantified: A Satisfaction Calculus Approach**, Revised Edition, New York, USA, Oxford University Press, 2008, p.1.

² Peter M. Fayers and David Machin, **Quality of Life: The Assessment, Analysis, and Interpretation of Patient – Reported Outcomes**, Second Edition, England, John Wiley & Sons, 2007, pp.5-6.

³ Ed Diener and Eunkook Suh, “Measuring Quality of Life: Economic, Social, and Subjective Indicators”, **Social Indicators Research**, 40 (1-2), 1997, pp. 189- 192.

⁴ M. Joseph Sirgy, A. C. Samli and H. Lee Meadow, “The Interface Between Quality of Life and Marketing: A Theoretical Framework”, **Journal of Marketing and Public Policy**, 1982, p.70.

hayatın bileşenlerine göre kentsel yaşam kalitesi, çalışma yaşamı kalitesi, aile yaşam kalitesi gibi belirli bir alanı yansıtacak şekilde sınırlandırılmaktadır.⁵

Bahsedildiği üzere yaşam kalitesi kavramına ait birçok tanım bulunmasına rağmen genellikle Dünya Sağlık Örgütü (The World Health Organisation – WHO)’nün tanımı kullanılmaktadır. WHO yaşam kalitesini; hedefleri, beklentileri, standartları, ilgileri ile bağlantılı olarak bireylerin yaşadıkları kültür ve değer sistemleri bağlamında durumlarını algılama biçimi olarak tanımlamaktadır. Söz konusu tanım; fiziksel sağlık, psikolojik durum, bağımsızlık düzeyi (hareket kabiliyeti, günlük yaşam aktivitelerini yerine getirebilme düzeyi, tıbbi maddelere ve yardımlara bağımlılık düzeyi vb.), sosyal ilişkiler, çevresel özellikler (ev ortamı, hava kirliliği, trafik, mali kaynaklar vb.) ve dini/kişisel inançlar olmak üzere altı boyutu bünyesinde barındırmaktadır. Dolayısıyla yaşam kalitesi kavramının; gözlemlenebilir yaşam koşulları ile ilgili birtakım nesnel bileşenler ve bireylerin kendi yaşam koşulları hakkındaki algısına yönelik birtakım öznel bileşenleri kapsadığı anlaşılmaktadır.⁶

Bahsedildiği üzere yaşam kalitesi kavramının tanımının bireyden bireye, kültürden kültüre, coğrafyadan coğrafyaya değişkenlik göstermesi nedeniyle tanım üzerinde sağlanamayan uzlaşma beraberinde yaşam kalitesinin nasıl ölçüleceği sorunu doğurmuştur. Örneğin, ABD başkanlık seçimlerinde Herbert Hoover “her garaja bir araba her tencereye bir tavuk (a car in every garage and a chicken in every pot)” vaadinde bulunmuştur. Dolayısıyla bahsedilen dönemde arabaları ve tavukları yaşam kalitesinin göstergesi olarak almak çoğu kişinin nazarında başarılı bir girişim olarak algılanabilmektedir. Günümüzde ise suç oranları, hava kirliliği, işsizlik oranı, KGSMH, boşanma oranı vb. göstergeler ile değerlendirilmektedir. Söz konusu göstergelerin yaşam kalitesi ile ilgili olduğu sezgisel olarak anlaşılmasına rağmen bunların ağırlıklarının ya da önem derecelerinin ne olduğu hususunda bir fikir bulunmamaktadır. Örneğin, boşanma oranının yükselmesi yaşam kalitesinin

⁵ K. F. Schuessler and G. A. Fisher, “Quality of Life Research and Sociology”, **Annual Review of Sociology**, Vol. 11, 1985, p. 131.

⁶ The WHOQOL Group, “The World Health Organization Quality of Life Assessment (WHOQOL): Position Paper from The World Health Organization”, **Social Science and Medicine**, 41 (10), 1995, p. 1405.

düşmesine mi yükselmesine mi işaret etmektedir. Dolayısıyla nesnel bileşenler olarak ifade edebileceğimiz suç oranları ve işsizlik gibi göstergeler ile yaşam kalitesi arasındaki ilişkinin belirgin olmaması nedeniyle öznel bileşenlerle yaşam kalitesinin ölçülmesi eğilimi ortaya çıkmıştır. Bu amaç doğrultusunda ortaya çıkan çalışmalarda bireysel mutluluk ve memnuniyet üzerine odaklanılmıştır.⁷ Özetle, filozofların yaşam kalitesi tanımı üzerinde mutabakat sağlayamamasından yaşam kalitesi ölçümleri neticesinde elmaların ve armutların karşılaştırıldığı görülmektedir. Bu duruma neden olarak ise insanoğlunun iyi bir yaşam amacı için geçmişte yaygın olarak “mutluluk (happiness)” ve “refah (welfare)” terimlerini kullanmasına rağmen günümüzde “yaşam kalitesi” ve “iyilik hali (well-being)” terimlerini kullanması gösterilebilmektedir. Çünkü söz konusu terimler, anlaşılır ve kesin anlamlara sahip olmadığından bazen iyi olan her şey için genel bir terim olarak kullanılabilirler. Hatırlanacağı üzere söz konusu kavramların alan adları ile daraltılarak kullanılmasının yaygın kullanılan tanımlamalar oluşturulmasına olanak sağladığı ifade edilmiştir. Aksi durumda literatürde yer alan anlam karmaşası, günlük dilin kullanımını da etkileyerek mevcut karışıklığı daha da arttırabilmekte ve bilginin gelişmesini engelleyebilmektedir.⁸

Yaşam kalitesinin geniş bir kavram olması nedeniyle iyilik hali, mutluluk ve yaşam memnuniyeti kavramlarının yerine kullanıldığı gözlemlenmektedir. Fakat bahsedilen kavramlar, yaşam kalitesinden farklı kavramlardır. Örneğin, iyilik hali kavramı farklı bakış açılarını içeren karmaşık bir yapıya sahiptir. Dolayısıyla iyilik halini tanımlayabilmek için birbirinden farklı özelliklere sahip hazzcı (hedonic) ve ödamonik (eudaimonic) bakış açılarına bakmak gerekmektedir. Hazzcı bakış açısına göre iyilik hali, mutluluk olarak tanımlamakta ve bu duruma hazzın arttırılması ve memnuniyetsizliğin azaltılması ile ulaşılabileceği ifade edilmektedir. Söz konusu ölçüm için çoğu hazzcı psikolog *öznel iyilik halini (subjective well-being)* kullanmaktadır.⁹

⁷ Storrs McCall, “What is Quality of Life?”, *Philosophica*, 25, 1980, pp.5-6.

⁸ Ruut Veenhoven (c), “The Four Qualities of Life: Ordering Concepts and Measures of The Good Life”, *Understanding Human Well-being*, Ed.: Mark McGillivray and Matthew Clarke, Tokyo, Japan, United Nations University Press, 2006, pp.74-75.

⁹ Pilar Sanjuan, Alejandro Magallares and Rodolfo Gordillo, “Self-serving Attributional Bias and Hedonic and Eudaimonic Aspects of Well-Being”, *The Human Pursuit of Well-Being: A Cultural Approach*, Ed.: Ingrid Brdar, Netherlands, Springer, 2011, p.17.

Öznel iyilik hali, kişilerin yaşamlarını olumlu şekilde nasıl yaşadıklarıyla ilgilenmekte olup bireylerin yaşamlarını bilişsel ve duygusal olarak değerlendirmesi olarak tanımlanmaktadır.¹⁰ Ayrıca bu alanın, felsefi köklerinin Jeremy Bentham tarafından temelleri atılan faydacılık teorisine dayandığını ifade etmek gerekmektedir. Faydacılar, iyi bir yaşamının belirleyicilerini; memnuniyetin varlığı ve acının yokluğu olarak tanımlamaktadır.¹¹ Böylelikle insanın iyi bir yaşam için memnuniyet elde etme veya acıdan kaçınma isteği ile hareket ettiği söylenebilmektedir. Bunun yanı sıra Jeremy Bentham, mutluluğu hazların ve acıların toplamı olarak ifade etmektedir. Dolayısıyla söz konusu dönemde ölçülemeyen mutluluğun, değerlendirilebilmesi açısından faydacılık teorisinin büyük bir önem arz ettiği anlaşılmaktadır.¹²

Öznel iyilik hali, birbirleriyle ilişkili üç bileşenden oluşmaktadır. Bunlar; yaşam memnuniyeti, pozitif ve negatif duygular olarak ifade edilmektedir. Söz konusu ölçümde birey, yaşamının tüm yönlerinin genel bir öznel değerlendirmesini yapmaktadır.¹³ Bu süreçte politika yapıcılarının, akademisyenlerin ya da diğer kişilerin düşünceleri yerine bireyin kendi içsel yargıları önem arz etmektedir. Örneğin; ekonomide tüketici tercihleri incelendiğinde, tüketici karar alırken uzman görüşleri yerine faydasını düşünerek davranış göstermektedir. Bu örnek, bireyin öznel iyilik hali için yaptığı değerlendirme açısından da geçerli olmaktadır. Yani, birey kendi olumlu ve acı tecrübelerini ve yaşam memnuniyetini dikkate almaktadır.¹⁴ Ayrıca sınırlı da olsa demografik değişkenlerin de öznel iyilik hali üzerinde etkisi bulunmaktadır. Son olarak, öznel iyilik halinin yükselmesinin oldukça önemli olduğunu belirtmek gerekmektedir. Çünkü bu durum kişinin mutlu olduğunu

¹⁰ Ed Diener, "Subjective Well-Being", **Psychological Bulletin**, Vol. 95, No. 3, 1984, p. 542.

¹¹ Ed Diener, Richard E. Lucas and Shigehiro Oishi, "Subjective Well-Being: The Science of Happiness and Life Satisfaction", **The Oxford Handbook of Positive Psychology**, Second Edition, Ed.: Shane J. Lopez ve C. R. Snyder, USA, Oxford University Press, 2011, p.187.

¹² Ruut Veenhoven (d), "Can We Get Happier Than We Are?", **The Human Pursuit of Well-Being: A Cultural Approach**, Ed.: Ingrid Brdar, Netherlands, Springer, 2011, p.3.

¹³ Diener, **a.g.e.**, pp.543-544.

¹⁴ Diener and Suh, **a.g.e.**, p. 201.

göstermekte ve mutlu insan ise daha fazla gönüllülük, daha fazla olumlu iş davranışı ve istenilen özellikleri (pozitif görünüm, güçlü sosyal ilişkiler vb.) sergilemektedir.¹⁵

Ödamonik bakış açısına göre ise iyilik hali; sadece memnuniyete ulaşmak değil, bireyin potansiyelini gerçekleştirmesi ya da hedefleriyle uyumunu izleyerek gerçek benliğiyle ilgilenmektedir. Ödamonik psikologlar tarafından *psikolojik iyilik hali* (*psychological well-being*) olarak adlandırılan bu yaklaşım bireyin psikolojik fonksiyonlarına ilişkin öznel değerlendirmeleri içermektedir.¹⁶ Dolayısıyla söz konusu bakış açıları incelendiğinde iyilik hali kavramının çok boyutlu bir kavram olmasına rağmen yaşam kalitesi ile aynı anlamı taşımadığı anlaşılmaktadır.

Yaşam kalitesi kavramı yerine kullanılan bir diğer terim olan *mutluluk* ise bireyin yaşam kalitesini genel olarak değerlendirmesi sonucunda ulaştığı olumluluk derecesi olarak ifade edilmektedir. Yaşamın bir bütün olarak değerlendirmesi olarak ifade edilen mutluluk, sadece bugün ya da şuan yerine geçmişi ya da geleceği de kapsayabilmektedir. Yani, kimileri sadece yaşanmışlıklarına kimileri bugüne kimileri ise geleceğe umutla bakarak mutlu olabilmektedir. Bunun yanı sıra insanların söz konusu zamansal boyutlara ilişkin ağırlıklarının da kişiden kişiye değişkenlik gösterebileceği unutmamalıdır. Son olarak bir zihin durumu olarak tanımlayabileceğimiz mutluluk için zihinde tüm olaylara eşit değer biçilmediğini belirtmek gerekmektedir. Yani insan zihni, algıladığı bilgiyi baskılayabilmekte ya da çarpıtabilmektedir. Başka bir deyişle, insan kendisini mutsuz edebilecek durumları idrak konusunda isteksiz davranıp böylelikle kendini teselli etmeyi deneyebilmektedir.¹⁷ Bu bilgilerden hareketle mutluluğun, olumlu zihin halinin derecesi olduğu ve yaşam kalitesi kavramından farklı bir anlam taşıdığı anlaşılmaktadır.

Yaşam kalitesi kavramı yerine kullanılabilen bir diğer kavram olan *yaşam memnuniyeti* (*life satisfaction*), bireyin kendi yaşam kalitesini tümüyle değerlendirmesi neticesinde ulaştığı olumluluk derecesi olarak tanımlanmaktadır.

¹⁵ Diener, Lucas and Oishi, **a.g.e.** , pp. 67-70.

¹⁶ Sanjuan, Magallares and Gordillo, **a.g.e.** , p.17.

¹⁷ Ruut Veenhoven (a), **Conditions of Happiness**, Second Edition, Holland, D. Reidel Publishing Company, 1989, pp.22-25.

Diğer bir deyişle, bireyin sürdürdüğü yaşamdan ne kadar hazzettiğini ifade etmektedir. Söz konusu kavramdaki memnuniyet kelimesi, zihin durumunu yansıtmakta olup bilişsel ve duygusal bir değerlendirmeyi içermektedir.¹⁸ Bu tanım incelendiğinde mutluluk kavramının bahsedilen tanımı ile yüksek oranda benzeştiği görülmektedir. Bu durum literatürde mutluluk teriminin en çok kullanılan eşanlamlı karşılığı olarak yaşam memnuniyeti kullanılmasından kaynaklanmaktadır.¹⁹ Dolayısıyla söz konusu iki kavram iç içe geçmiş durumda olup birbirinin yerine kullanıldığı görülmektedir. Buradan hareketle yaşam memnuniyeti kavramının da yaşam kalitesi kavramından farklı bir kavram olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca söz konusu kavramlara ilişkin tanımlar incelendiğinde yaşam kalitesinin; mutluluğun ve yaşam memnuniyetinin önceleyeni olduğuna yönelik çıkarsama yapılabilmektedir.

Bahsedildiği üzere çok boyutlu bir kavram olan yaşam kalitesi, birçok faktörden ve durumdan etkilenmektedir. Bunlar; barınma, istihdam, gelir, maddi refah, ahlaki tutumlar, kişisel ve aile yaşamı, sosyal destek, stres ve kriz, sağlık hayatına ilişkin yaşam kalitesi, sağlık hizmetleri, çalışma koşulları, beslenme, eğitim olanakları, ekolojik faktörler vb. olarak sayılabilmektedir.²⁰ Yaşamın tüm alanlarını kapsayan yaşam kalitesi kavramını etkileyen faktörler ve durumlardan göz önüne alındığında yaşam alanlarının beş faktör açısından sınıflandırılması mümkün görülmektedir. Ancak söz konusu faktör yapısı, ampirik olarak belirlenmemiş olup Şekil 4.1’de gösterilmiştir.²¹

Şekil 4.1’de görüldüğü üzere yaşam kalitesi, yaşamın çeşitli alanlarına ilişkin nesnel koşullar ve öznel algılamalar tarafından etkilenmekte ve genel iyilik halini oluşturmaktadır. Ayrıca Şekil 4.1 incelendiğinde nesnel koşullar, koşulların öznel değerlendirmesi ve kişisel değerler olmak üzere üç temel boyutunun olduğu görülmektedir. Bu hususla ilgili olarak söz konusu boyutların birbirinden bağımsız

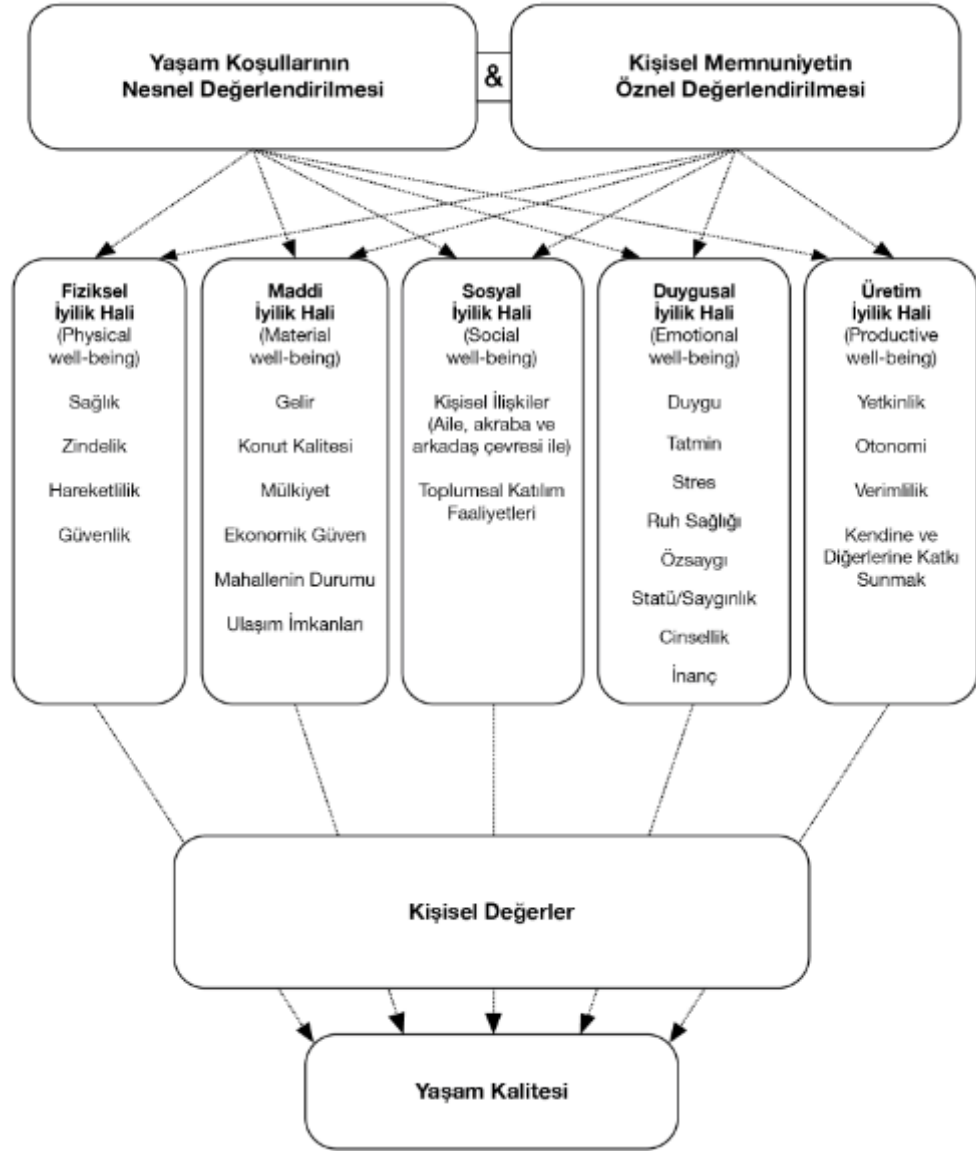
¹⁸ Ruut Veenhoven (b), “The Study of Life Satisfaction”, **A Comparative Study of Satisfaction with Life in Europe**, Ed.: W. E. Saris, R. Veenhoven, A. C. Scherpenzeel and B. Bunting, Hungary, Eötvös University Press, 1996, p.17.

¹⁹ Veenhoven (a), **a.g.e.**, p.36.

²⁰ Dalia Akranaviciute and Juozas Ruzevicius, “Quality of Life and its Components’ Measurement”, **Engineering Economics**, No. 2 (52), 2007, p. 44.

²¹ David Felce and Jonathan Perry, “Quality of Life: The scope of the term and its breadth of measurement”, **Quality of life for people with disabilities: models, research and practice**, Second Edition, Ed.: Roy I. Brown, UK, Stanley Thornes (Publishers) Ltd., 1997, pp. 58-64.

olmadığı ve birinde yaşanan etkinin diğerlerine de yansıtacağını belirtmek gerekmektedir.²²



Kaynak: David Felce and Jonathan Perry, “Quality of Life: The scope of the term and its breadth of measurement”, **Quality of life for people with disabilities: models, research and practice**, Second Edition, Ed.: Roy I. Brown, UK, Stanley Thornes (Publishers) Ltd., 1997, p. 64.

Şekil 4.1: Yaşam Kalitesi Kavramının Çerçevesi

²² A.e. , pp. 63-64.

Son olarak ise geniş ve çok boyutlu bir kavram olan yaşam kalitesinin; ana odak noktasının ve üzerine yapılan araştırmaların amacının bilim dalından bilim dalına değişkenlik gösterdiğini belirtmek gerekmektedir. Örneğin; sosyoloji alanında yaşam kalitesi, maddi olmayan refaha ve iyilik haline odaklanmakta olup bu alandaki çalışmaların amacı insan ihtiyaçları ve istekleri üzerinedir.²³ Böylelikle söz konusu kavram, daraltılarak yaşam kalitesinin boyutları incelenebilmektedir. Bu çalışmada ise yaşam kalitesinin çalışma hayatına ilişkin boyutu ele alınacaktır.

4.2. Çalışma Yaşamı Kalitesi ve Bileşenleri

Çalışma yaşamı kalitesi (Quality of working life - ÇYK), elli yılı aşkın bir süredir akademik literatürde yer alan bir terim olup genellikle geniş bir kavram olan yaşam kalitesinin çalışma hayatına ilişkin boyutlarını ifade etmektedir.²⁴ Bu bilgilerden hareketle çok boyutlu bir kavram olduğu anlaşılan ÇYK, yaşam kalitesi kavramı gibi kesin bir tanıma sahip olmayıp iş memnuniyeti, iş güvenliği, ücret gibi değişkenlerle ilişkilendirilmektedir. Hâlbuki fiziksel, psikolojik ve sosyal boyutları bulunan ÇYK'ya katkı sunan birçok önemli faktör bulunmaktadır.²⁵ Bu hususta endüstriyel psikologlar (industrial psychologists) ve yönetim bilimciler, ÇYK'nın genel olarak çalışanların iyilik haliyle ilgili olan bir yapı olduğu ve iş memnuniyeti kavramından farklı bir anlam taşıdığı yönünde hemfikirdirler. Öyle ki; iş memnuniyeti, ÇYK'nın sonuçlarından biri olarak yorumlanmaktadır. Çünkü ÇYK, sadece iş memnuniyetini değil aile hayatı, eğlence hayatı, sosyal hayat, finansal hayat ve benzeri yaşam alanlarını da etkilemektedir. Bu nedenle ÇYK'nın odağı, iş memnuniyetinin ötesinde olduğu söylenebilmektedir. Yani ÇYK, işyerinin iş memnuniyeti üzerine etkisini, iş dışındaki yaşam alanlarından duyulan memnuniyeti, genel yaşam memnuniyetini, mutluluk ve öznel iyilik halini kapsamaktadır.²⁶ Bu

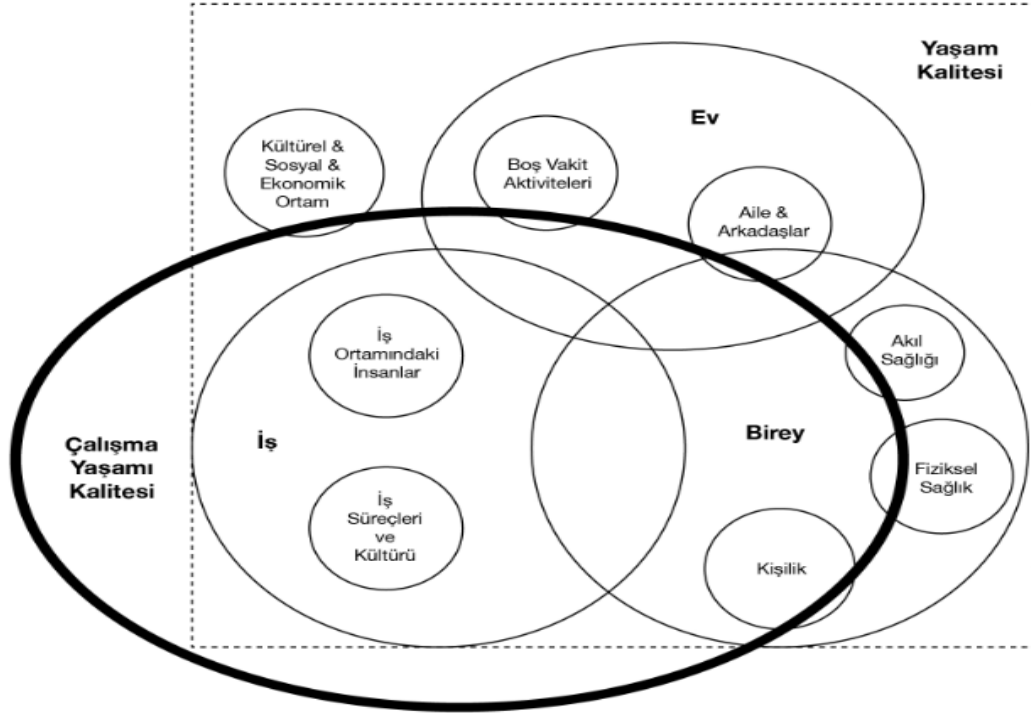
²³ Bengt Lindström, "Quality of life: A model for evaluating health for all. Conceptual considerations and policy implications", **Sozial-und Präventivmedizin**, 37(6), 1992, p.303.

²⁴ Simon Easton and Darren Van Laar, "QoWL (Quality of Working Life) – What, How, and Why?", **Psychology Research**, Vol. 3, No. 10, 2013, p.596.

²⁵ Devappa Renuka Swamy, T. S. Nanjundeswaraswamy and Srinivas Rashmi, "Quality of Work Life: Scale Development and Validation", **International Journal of Caring Sciences**, Vol. 8, Issue 2, 2015, p.282.

²⁶ M. Joseph Sirgy et. al., "A new measure of quality of work life (QWL) based on need satisfaction and spillover theories", **Social Indicators Research**, 55(3), 2001, pp.241-242.

bilgilerden hareketle, ÇYK'nın kapsamı hususunda fikir sunması açısından Şekil 4.2 sunulmuştur.



Kaynak: Simon Easton and Darren Van Laar, “What’s my QoWL?: Development of a tool to provide feedback on the Work-Related Quality of Life (WRQoL) scale to individual employees”, (Online) <http://business.kingston.ac.uk/sites/default/files/QoWL.pdf> , 10.10.2015

Şekil 4.2: Çalışma Yaşam Kalitesi Kavramı

Geçen birkaç on yıl incelendiğinde, çoğu işletmenin ÇYK'ya verdiği önemin giderek arttığı görülmektedir. Buradaki amaç ise çalışanın iyilik halini yükseltip genellikle işletmenin karını da artmaktadır. Yani, işletme yönetimi uyguladığı politikalarla çalışan verimliliğini ve iş performansını arttırarak örgütün ekonomik iyilik hali yükseltilmeyi hedeflemektedir.²⁷ Buradan hareketle ÇYK'nın çalışanın iyilik hali ve örgütsel etkinlik olarak adlandırabileceğimiz iki özellikle ilgilendiği söylenebilmektedir. Dolayısıyla çalışma yaşamındaki dönüşümlerle bireyin hedefleri

²⁷ M. Joseph Sirgy et. al. (b), “Review of research related to quality of work life (QWL) Programs”, **Handbook of Social Indicators and Quality of Life Research**, Ed.: Kenneth C. Land, Alex C. Michalos and M. Joseph Sirgy, USA , Springer, 2011, p.297.

ile organizasyonun hedefleri arasındaki uyumun giderek artması beklenmektedir.²⁸ Çalışma hayatında yaşanan dönüşümlere örnek olarak personel yönetiminden insan kaynakları yönetimine geçiş verilebilmektedir. Burada personel yönetimi ile insan kaynakları yönetimi arasındaki farkın uygulamada değil amaç ve hedeflerde olduğunu belirtmek gerekmektedir. İnsan kaynakları yönetimi, işletmede çalışan insanların stratejik amaç ve hedeflere ulaşmak için nasıl daha etkin bir biçimde yönetilebileceği hususunu ele almakta olup insanların iş yaşamlarında daha mutlu, daha üretken olabilmeleri için ne yapıldığı, ne yapılabileceği ve ne yapılması gerektiği üzerinde durmaktadır. Diğer bir deyişle, işletmede çalışan insanların en verimli ve uyumlu şekilde çalışmasını sağlayarak işletmenin hedeflerine varmasını kolaylaştıran faaliyetlerin tümünü ifade etmektedir.²⁹

Tarihsel süreç içerisinde çalışma hayatında yaşanan dönüşümlerle insanı odağına alan anlayış ve ÇYK ortaya çıkış sürecinden bahsetmeden önce önsel fikir sunması amacıyla birkaç ülkede ÇYK yerine kullanılan ifadeler yer vermenin faydalı olacağı düşünülmektedir. Örneğin, İngilizcede ÇYK, yaşam kalitesi ifadesi ile bir arada düşünülmekte olup genellikle sanayileşmiş batı ülkelerinin özellikle de İngilizcenin ana dil olduğu ülkelerde kullanılmaktadır. Bazı dillerde ise *işin insancillaştırılması* (*humanization of work*) ifadesi ÇYK yerine kullanılmaktadır. Fransa ve Fransızca konuşulan diğer ülkelerde *çalışma koşullarının geliştirilmesi* (*improvement of working conditions*) ifadesi kullanılırken İskandinav ülkelerinde genel olarak *çalışma çevresi* (*working environment*) ve *işyerinin demokratikleştirilmesi* (*democratisation of the work place*) ifadeleri kullanılmaktadır.³⁰

Sanayi devrimiyle üretimin dev fabrikalarda yapılmaya başlanması, insanların fabrika yaşamına uyacak şekilde eğitilmesi sonucunu doğurmuştur. Söz konusu

²⁸ David Efraty and M. Joseph Sirgy, “The effects of quality of working life (QWL) on employee behavioral responses”, **Social Indicators Research**, 22(1), 1990, p. 32.

²⁹ Abdulkadir Şenkal, “Yeni bin yılda insan kaynakları yönetiminin değişen fonksiyonları”, **Çalışma Yaşamında Dönüşümler (Örgütsel Bakış)**, Genişletilmiş ikinci baskı, Ed.: Aşkın Keser, Türkiye, Nobel Yayın, 2005, s.160.

³⁰ Rüçhan Işık, “Çalışma Yaşamının Kalitesinin Geliştirilmesi: Hükümet, İşçi, İşveren ve Özellikle ILO’nun Yaklaşımları”, **Verimlilik ve Çalışma Hayatının Kalitesinin Geliştirilmesi Sempozyumu**, Milli Prodüktivite Merkezi Yayınları, Ankara, 1991, s.46.

eğitimlerde çalışanın her şeyi zamanında yapması, söz dinlemesi ve kafasını kullanmadan ezberlemesi şeklinde üç kural öğretilmiştir. Dolayısıyla söyleneni düşünmeden yerine getirmesi istenen ve ceza, denetim, disiplin, maddi ödüllendirme anlayışına göre yönetilen insan, sanayi toplumunun klasik örgüt kuramı içinde makinenin bir parçası olarak görülmüştür. Bunun yanı sıra sanayi toplumunda büyük fabrikaların kurulması için gereken teknolojinin pahalı olmasının bir sonucu olarak uzun süre aynı ürünün üretilmiş olması sanayi toplumunu karakterize eden önemli etkenlerden biri olduğu olmuştur. Çünkü kitle üretimi beraberinde standartlaşmayı getirmiş olup üretimde ve tüketimde homojenliği ortaya çıkarmıştır.³¹ Bu dönemde ticareti ve üretimi denetleyen tüccar ve sanayici kesimin, toprak sahiplerinden daha güçlü hale gelmesi sadece çalışma hayatını değil yönetim anlayışını da değiştirmiştir. Bu süreçte feodal sistemin önemi giderek azalmış, tarım toplumundan kent toplumuna geçişle Avrupa ve Amerika’da ulus-devlet modeli ve demokrasi yaygınlaşmıştır. Ekonomik ve sosyal alanda yaşanan bu dönüşümlerden yeniden işletme yönetim anlayışına dönersek; kurallar ve davranış standartları doğrultusunda çalışanları zorlayarak üretimin arttırılabileceğini düşünen *klasik yönetim kuramının* egemen olduğu görülmektedir. Bu kuram çerçevesinde öncülüğünü Frederick Winslow Taylor’un yaptığı *bilimsel yönetim yaklaşımı (scientific management approach)*, çalışanların verimliliğinin ve etkinliğinin nasıl arttırılabileceği üzerinde durmaktadır.³² Bir mühendis olan F. W. Taylor, bir işletmede yapılan her işin gelişigüzel ve işi yapanın arzu ettiği biçimde değil bilimsel çalışma düzeni içinde yapılması gerektiğini ifade etmiştir. Dolayısıyla işlerin yapılma şeklini bilimsel olarak inceleyerek zaman ve metot standartlarını ortaya koymuştur. Daha sonra ise standartları belli olan bu işleri yapabilecek, fiziki ve zihni yeteneğe sahip insanları seçilmesi gerektiğini ve bu kişilerin eğitilerek işi öngörülen biçimde yapacak hale getirilmesi gerektiğini ifade etmiştir. Ayrıca ekonomik rasyonellikten hareket eden F.

³¹ Memet Zencirkıran, “Sanayi Toplumundan Enformasyon Toplumuna: Değişen Çalışma Hayatı ve Yeni Değerler”, **Çalışma Yaşamında Dönüşümler (Örgütsel Bakış)**, Genişletilmiş ikinci baskı, Ed.: Aşkın Keser, Türkiye, Nobel Yayın, 2005, s.16-22.

³² Şadi Can Saruhan ve Müge Leyla Yıldız, **Çağdaş Yönetim Bilimi**, İkinci baskı, İstanbul, Beta Basım A.Ş., 2013, s.131.

W. Taylor, çalışanın daima daha yüksek ücret elde etme peşinde olacağını belirtip motivasyon aracı olarak ücreti göstermiştir.³³

Klasik yönetim kuramına ilişkin yapılan açıklamalar neticesinde insan unsuruna önem verilmediği ve hatta standartların öngördüğü şekilde hareket eden bir makine olarak düşünüldüğü anlaşılmaktadır. Dolayısıyla çalışanın kişisel sorunlarını ve duygularını çalışma ortamına yansıtmayacağı, işletme içindeki yaşamıyla işletme dışındaki yaşamının birbirinden ayrı olduğunu varsaymıştır.³⁴ Ancak 1929 yılında ABD’de başlayan ekonomik buhran, klasik yönetim kuramının sorgulanmasına neden olmuştur. Bu sırada ise Elton Mayo ve çalışma arkadaşları tarafından 1924 yılında başlayan 1930’ların başında tamamlanan Hawthorne Araştırmaları’nın sonuçları alınmıştır. Söz konusu araştırma ile çalışma koşullarında gerçekleştirilecek iyileştirmelerin (dinlenme molalarının arttırılması, çalışma saatlerinin azaltılması, daha yüksek ücret ödenmesi, aydınlatma ve ısıtma gibi fiziki iyileştirmelerin yapılması) üretim miktarını arttıracığı beklenirken düşünülen olmamıştır. Çünkü üretim miktarındaki artışların, iş tatmini ve çalışma ekibinin üyeleri arasındaki uyum gibi sosyal faktörlere bağlı olduğu tespit edilmiştir.³⁵ Dolayısıyla F. W. Taylor’un insanı yok sayan yaklaşımına karşılık insan unsurunu dikkate alan ve çalışan verimliliğini arttırmaya yönelik bir dizi deney gerçekleştiren Elton Mayo ve araştırma arkadaşlarının araştırması, işin insancillaştırılması ya da çalışma koşullarının iyileştirilmesi dolayısıyla da ÇYK için önemli bir başlangıç noktası olarak kabul edilmektedir.³⁶ Ayrıca davranışsal (neo-klasik) yönetim kuramı olarak adlandırdığımız bu teorinin, temelde klasik yönetim kuramının görüş ve ilkelerine dayandığını fakat buna insan unsurunu eklemiş olduğunu belirtmek gerekmektedir.³⁷ D. A. Goode, 1989 yılında yayımladığı çalışmasında ÇYK teriminin ise ilk kez 1960’lı yıllarda çalışan verimliliğinin arttırılmasıyla ilgili çalışmalara katılan Irving Bluestone tarafından kullanıldığını ifade etmiştir. 1972 yılına gelindiğinde ise ÇYK’

³³ Tamer Koçel, **İşletme Yöneticiliği**, Onuncu Baskı, İstanbul, Arıkan Basım Yayım, 2005, s. 198-200.

³⁴ **A.e.** , s.218.

³⁵ Saruhan ve Yıldız, **a.g.e.** , s.157.

³⁶ Selda Taşdemir Afşar, “Çalışma Yaşam Kalitesinin Örgütsel Bağlılık Düzeyi Üzerindeki Etkisi: Devlet ve Vakıf Üniversitelerinde Çalışan Akademisyenler Üzerine Nicel Bir Araştırma”, Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara, 2011, s.76. (Yayınlanmamış doktora tezi)

³⁷ Saruhan ve Yıldız, **a.g.e.** , s.155.

ya artan ilgi neticesinde uluslararası bir konferans gerçekleştirilmiş olup sonrasında ÇYK'yla ilgili araştırmalar yapmak amacıyla "Uluslararası Çalışma Yaşamı Kalitesi Konseyi (The International Council for the Quality of Working Life)" oluşturulmuştur.³⁸ Özellikle 1970'li yıllarda yaşanan ekonomik kriz ve sonrasında üretim ve teknoloji alanında yaşanan hızlı dönüşümler, bilgi ve haberleşme teknolojilerindeki ilerlemeler, bilginin hayatın her alanında önem kazanması ÇYK'sini ön plana çıkarmıştır. Çünkü sanayi toplumunda temel kaynak sermayeyken bilgi toplumunda enformasyon temel kaynak haline gelmiştir.³⁹

Özetle, küreselleşme süreciyle her alanda yaşanan değişimler ve dönüşümler neticesinde uluslararası rekabetin artmasıyla ekonomik etkinlik ve verimlilik önem kazanmıştır. Bilgi çağı olarak ifade ettiğimiz bu dönemde, işletmelerin temel amaçlarını gerçekleştirmek için kullandıkları en önemli üretim faktörü ise insan kaynağı olmuştur. Buradan hareketle çalışanların zamanının ve enerjisinin büyük bir kısmını işyerinde harcadığını düşünüldüğünde ÇYK kavramının önemi anlaşılmaktadır. Çünkü çalışma koşulları, insan kaynağının sadece fiziksel değil psikolojik ve manevi iyilik halini etkilemektedir.⁴⁰ Ayrıca birçok çalışma göstermiştir ki ÇYK; örgütsel bağlılık, iş memnuniyeti, çalışma performansı, işten ayrılma niyeti, işgücü devir hızı, iş devamsızlığı ve çalışanların işbirliği üzerinde etkili olmaktadır.⁴¹ Dolayısıyla hızlı bir şekilde değişen ve dönüşen dünyada, işletmelerin verimliliği ve kaliteyi arttırabilmesi için çalışanlarının ihtiyaçlarını karşılanması ve ÇYK önem arz etmektedir. Dolayısıyla ÇYK, çalışanların fiziki ve psikolojik ihtiyaçlarını karşılamaya yönelik olarak çalışma hayatını direkt ya da endirekt olarak etkileyen tüm faktörleri bütünsel şekilde ele alarak çalışma ortamı ile

³⁸ Simon Easton, Darren Van Laar and Rachel Marlow-Vardy, "Quality of Working Life and the Police", **Management**, 3 (3), 2013, p.137.

³⁹ Zencirkıran, **a.g.e.**, s.20-21.

⁴⁰ Ka Wai Chan and Thomas A. Wyatt, "Quality of Work Life: A Study of Employees in Shanghai, China", **Asia Pacific Business Review**, Vol. 13, No. 4, 2007, p.501.

⁴¹ M. Joseph Sirgy et. al. (a), **a.g.e.**, p.242.

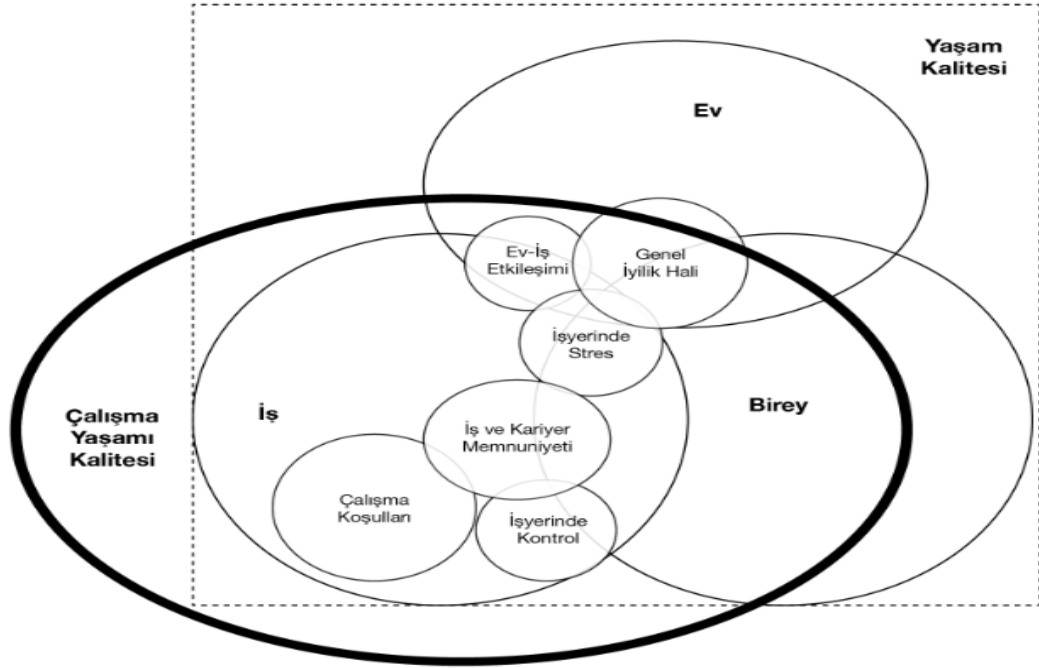
çalışan uyumunu sağlayan ve çalışanı güçlendiren bir kavram olarak tanımlanabilmektedir.⁴²

ÇYK'nın ölçülmesinde yaşam kalitesinde olduğu gibi nesnel kriterlere ve öznel değerlendirmelere dayanan çeşitli teorik yaklaşımlar ve ölçüm modelleri önerilmiştir. Söz konusu modellerde çalışma saatleri, ücret, iş güvenliği, iş gücü devir hızı, fiziksel koşullar, yönetime katılım, iş memnuniyeti, ev-iş etkileşimi, itibar/saygınlık ihtiyacı, sağlık ihtiyacı, ödül sistemi ve kariyer olanakları gibi çeşitli unsurlar dikkate alınmıştır. Fakat kimi öneriler, iş memnuniyeti gibi sadece iş temelli faktörleri dikkat almış olup iş dışı faktörlerin etkisini göz ardı edilmiştir. Hâlbuki iş dışındaki yaşam alanları da çalışanın genel memnuniyetini ve iyilik halini etkilemektedir. Buna ek olarak iş ile iş dışı yaşam alanı arasında bir etkileşim olduğu ve işyerindeki stressin de ÇYK'nın değerlendirilmesinde göz önüne alınması gerektiği ifade edilmiştir. Dolayısıyla bahsedilen hususları dikkate alan daha geniş kapsamlı ve yeni bir kavramsal yaklaşımla ÇYK ele almış olup dayanıklı (robust) bir ölçüm aracı geliştirilmiştir. Bu gereksinim literatürde yer alan bazı ölçeklerin zayıf psikometrik (psychometric) özelliklere sahip olmasının yanı sıra teorik yaklaşımların da gerekli faktörleri birlikte ele almamasından kaynaklanmıştır.⁴³ *Çalışma Hayatına İlişkin Yaşam Kalitesi (Work-Related Quality of Life - WRQoL)* ölçeği olarak adlandırılan bu ölçüm aracı; Darren Van Laar, Julian A. Edwards ve Simon Easton tarafından geliştirilmiş olup 23 ifade ve 6 faktörden oluşmaktadır. Söz konusu faktörler; *iş ve kariyer memnuniyeti (job and career satisfaction - JCS)*, *genel iyilik hali (general well-being - GWB)*, *ev – iş etkileşimi (home – work interface - HWI)*, *işyerinde stress (stress at work - SAW)*, *işyerinde kontrol (control at work- CAW)* ve *çalışma koşulları (working conditions - WCS)* olarak adlandırılmıştır.⁴⁴ Söz konusu kavramsal yapıya ilişkin çizim, Şekil 4.3'te gösterilmiştir.

⁴² Sevdâ Demirbilek ve Özyay Umut Türkan, "Çalışma Yaşamı Kalitesinin Artırılmasında Personel Güçlendirmenin Rolü", **İş, Güç: Endüstri İlişkileri ve İnsan Kaynakları Dergisi**, Cilt 10, Sayı 1, 2008, s.49.

⁴³ Darren Van Laar, Julian A. Edwards and Simon Easton, "The Work-Related Quality of Life Scale for Healthcare Workers", **Journal of Advanced Nursing**, 60 (3), pp. 326-327.

⁴⁴ A.e. , p. 329.



Kaynak: Simon Easton and Darren Van Laar, “Quality of working life – what, how and why”, (Online), <http://www.jivacareer.org/jiva/conference/docs/QOWL-Easton.ppt>, 10.10.2015

Şekil 4.3: Çalışma Yaşam Kalitesinin Bileşenleri

WRQoL ölçeği, otuzu aşkın ülkede kullanılmakta olup birçok lisansa (İngilizce, Çince, Farsça, Fransızca, İspanyolca, Türkçe, Yunanca, Macarca, Portekizce, Rumence) tercüme edilmiştir. Söz konusu ölçek, işletmelere çalışanlarının iyilik halini tanımlaması açısından fayda sağlamaktadır. Örneğin, içinde yaşadığımız 21.yüzyılın rekabetçi, yoğun çalışmaya dayalı endüstriyel yaşamı ve özel yaşam alanı, işyerinde stresin daha yoğun yaşanmasına yol açmaktadır. Genelde olumsuz bir durum olarak algılanan stres; sinirsel bir yoğunluk ve gerilim hali olup kişiyi olumsuz etkileyerek iş verimliliğini düşürebilmektedir. Stresi meydana getiren birçok etken bulunmakla birlikte iş ve iş dışı çevre birbirini etkileyerek de strese neden olabilmektedir.⁴⁵ Diğer bir deyişle, çalışan zayıf ev – iş etkileşimiyle alakalı olarak yoğun stres altında çalışıyorsa işletme iş-yaşam dengesine ilişkin politikalar uygulayarak iş verimliliğini arttırabilmektedir. Bu

⁴⁵ Serpil Aytaç, “Çalışanların İşlerine İlişkin Duygularının Stres Tepkileri Üzerindeki Etkisi”, **İktisat Fakültesi Mecmuası**, Cilt 55, Sayı 1, 2005, s. 834-835.

hususla esnek çalışma saatleri, çocuk yuvası (kreş) ya da rotasyon uygulamaları gibi politikaları uygulamaya alabilmektedir. Böylelikle çalışanın verimliliğini etkileyen sorun tespit edilerek işletmeye doğuracağı maliyet önlenabilmekte ya da azaltılabilmektedir. Eğer tanı konulmazsa; çalışanın düşük performans ile çalışması, erken emekli olması ya da iş kazasına maruz kalma olasılığının artması gibi çeşitli senaryoların gerçekleşmesi durumlarıyla karşılaşmaktadır.⁴⁶

Bu çalışmada devlet üniversitelerinde çalışan öğretim elemanlarının ÇYK'sını ölçmek amacıyla WRQoL ölçeği kullanılmıştır. Çünkü literatürde yer alan çalışmalar incelendiğinde yükseköğretimde çalışanların ÇYK'sını değerlendirilmesinde WRQoL ölçeğinin geçerli ve güvenilir bir ölçüm aracı olduğu görülmüştür. Bu arada ölçeğin özgün dilinin İngilizce olduğu ve yerel kullanıma uyarlanmasının yapıldığını belirtmek gerekmektedir. Bu sürece ilişkin detaylar, ilerleyen kısımlarda sunulacaktır. Hatırlanacağı üzere söz konusu ölçek, altı boyuttan oluşmaktadır. Bu boyutları kısaca tanımlamak gerekirse;

İş ve Kariyer Memnuniyeti (Job and Career Satisfaction - JCS): Bu faktör, iş ve kariyer fırsatlarından duyulan memnuniyete ilişkin altı ifade içermektedir. Örneğin; “İşyerinde bana sunulan kariyer olanaklarından memnunum.” maddesi bahsedilen ifadelerden birisidir. JCS faktörü, çalışanın işyerinde sunulan imkânlardan ne derece memnun olduğunu değerlendirmektedir. Yani başarı, özsaygı ve kendini gerçekleştirme gibi duyguları gibi çalışanın kendisini iyi hissetmesini sağlayacak olanakların derecesini göstermektedir.⁴⁷

Genel İyilik Hali (General Well-Being - GWB): Söz konusu faktör, çalışanın genel olarak yaşamından duyduğu mutluluğu ve memnuniyeti yansıtmaktadır. Hatırlanacağı üzere GWB, psikolojik iyilik halinin yanı sıra fiziksel iyilik halini

⁴⁶ Julian A. Edwards et. al., “The Work-Related Quality of Life Scale for Higher Education Employees”, **Quality in Higher Education**, 15 (3), 2009, pp.208-209.

⁴⁷ Easton and Van Laar, **a.g.e.** , p.600.

kapsamaktadır. Bu faktör, “ Her şey göz önüne alındığında, son zamanlarda kendimi epey mutlu hissediyorum.” dâhil olmak üzere altı ifade içermektedir.⁴⁸

Ev – İş Etkileşimi (Home – Work Interface - HWI): Literatürde *iş-yaşam dengesi (work – life balance)* veya *iş – aile çatışması (work – family conflict)* olarak da ifade edilen bu faktör, üç ifadeden meydana gelmekte olup çalışanın iş ve aile yaşamına ait sorumlulukları yerine getirirken karşılaştığı uyum durumuna ilişkin algıyı ölçmektedir. Ayrıca işverenin bu dengenin sağlanması amacıyla sunduğu desteğe ilişkin çalışanın algısı da dikkate alınmaktadır.⁴⁹ Bu amaçla faktörde yer alan ifadelerden biri şu şekildedir: “Kurumum, aile yaşamımla uyum içinde çalışabilmemi sağlayacak yeterli imkân ve esnekliği sağlar.”

İşyerinde Stress (Stress at Work - SAW): İki ifade içeren bu faktör, çalışanın algıladığı stresi yansıtmaktadır. Bu faktör altında “İşteyken kendimi sık sık baskı altında hissediyorum.” ve “İşteyken sıklıkla kendimi aşırı derecede stresli hissediyorum.” ifadeleri yer almaktadır.

İşyerinde Kontrol (Control at Work- CAW): Bu faktör, üç ifade içermekte olup çalışanın işyerinde alınan kararlara katılımı ve bu süreci kontrolü hususunu değerlendirmektedir. CAW faktöründe yer alan ifadelere örnek olarak “Çalışma alanımda beni etkileyen kararlarda sürece dâhil oluyorum.” verilebilmektedir.⁵⁰

Çalışma Koşulları (Working Conditions - WCS): WRQoL ölçeğinin son boyutu olan WCS, fiziksel çalışma koşullarıyla ilgili üç ifadeden oluşmaktadır. Böylelikle çalışanın söz konusu koşullarından duyduğu mutluluk ölçülmektedir. Yani WCS, çalışanın yaptığı iş için gerekli temel kaynaklar, çalışma koşulları ve güvenlik hususlarından duyduğu memnuniyeti değerlendirmektedir. Bu faktörde yer alan ifadelerden biri “Çalışma koşullarım memnunluk verici” şeklindedir.⁵¹

⁴⁸ Simon Easton ve Darren Van Laar (b), **User Manual for the Work-Related Quality of Life (WRQoL) Scale: A Measure of Quality of Working Life**, First Edition, University of Portsmouth, UK, 2012, p.13.

⁴⁹ **A.e.** , p.14.

⁵⁰ Easton and Van Laar (a), **a.g.e.** , p.600.

⁵¹ Easton ve Van Laar (b), **a.g.e.** , p.17.

4.3. Araştırmanın Amacı ve Kapsamı

Sanayi toplumundan bilgi topluma geçiş ve küreselleşme süreci neticesinde öne çıkan “bilgi ekonomisi” paradigması ile yükseköğretimin önemi ve üniversitelere yönelik beklentiler artmıştır. Yani bilgi üretiminin en önemli unsur haline geldiği günümüzde yükseköğretimden, bilgi toplumunun gerektirdiği nitelik ve çeşitlilikte insan gücü yetiştirmesi ve bilgiye dayalı hale gelen ekonomilerin itici gücü olması beklenmektedir. Bunun yanı sıra yükseköğretim, sadece mesleki formasyon kazandırmak konusunda değil, aynı zamanda evrensel insanlık birikiminden beslenen ve bu birikimin zenginleşmesine katkı sunan bireyler yetiştirilmesinde de önemli bir rol üstlenmiştir. Çünkü ülkelerin eğitimli insan kaynağı, uluslararası rekabette olduğu kadar demokratik bir kurumsal ve sosyal düzenin geliştirilmesinde ve beşeri refahın arttırılmasında önemli bir konuma sahiptir. Fakat 20. yüzyılının ikinci yarısından itibaren yükseköğretimin kitleselleşmesi ve evrenselleşmesi yani öğrenci sayısının artışı, kamu harcamalarında ve akademisyenlerin yüklerinde önemli bir artışa yol açmıştır. Bu durum neticesinde son yıllarda dünya genelinde devlet üniversiteleri daha az kamu kaynağı kullanmaya, kamu dışı kaynak bulmaya ve kendi öz kaynaklarını geliştirmeye teşvik edilmekte olup üniversite – sanayi işbirliğinin geliştirilmesi özendirilmiştir. Dolayısıyla üniversitelerde daha çok patent, daha çok proje, daha çok araştırma-geliştirme (Ar-Ge) bütçesi yarışı sonucunda “bilginin ticarileştirilmesi” baskısı hissedilmeye başlanmıştır.⁵²

20. yüzyılın sonlarına doğru ise küreselleşmenin etkisiyle yükseköğretim sistemlerinde de, yönetiminden finansmanına, kurumsal yapılanma biçiminden sunulan hizmet biçimlerine kadar önemli değişimler yaşamıştır. Özellikle 1980’lerde kamu yönetimi anlayışındaki değişimle birlikte merkezi otorite; toplumun ekonomik ve sosyal ihtiyaçlarını karşılamak, daha rekabetçi bir ekonomiye sahip olmak amaçlarıyla yükseköğretim sistemine daha fazla müdahil olmuş ve sistemi denetlemeye dönük yapılar kurmuştur.⁵³ Dünyada yaşanan söz konusu değişimden ve dönüşümden Türkiye’deki yükseköğretim sistemi de etkilenmiştir. Bu süreç

⁵² Gökhan Çetinsaya, **Büyüme, Kalite, Uluslararasılaşma: Türkiye Yükseköğretimi için Bir Yol Haritası**, Gözden geçirilmiş 2.Baskı, Eskişehir, Yükseköğretim Kurulu Yayınları, 2014, s. 13-38.

⁵³ A.e. , s.25.

neticesinde 6 Kasım 1981 tarihli 2547 sayılı Yükseköğretim Kanunu'yla planlama, düzenleme, yönetim, öğretim ve araştırma gibi yükseköğretim kurumlarının önemli etkinliklerini yönlendirmek üzere Yükseköğretim Kurulu (YÖK) kurulmuştur. Böylelikle rektörlerin atanması, akademik yapının bölümlere göre düzenlenmesi, yardımcı doçentlik unvan kademesi, asistanlığın araştırma görevliliğine dönüştürülmesiyle içten beslemenin azaltılması, doçentlik tezinin kaldırılması, kar amacı gütmeyen yükseköğretim kurumları oluşturmayı amaçlayan vakıflara izin tanınması gibi birçok dönüşüm ve yenilik yaşanmıştır.⁵⁴ Bu gelişmelere ek olarak İhsan Doğramacı'nın 1992 yılında yayımladığı “Yükseköğretimde Gelişmeler: Özet” başlıklı çalışmasında, 2457 sayılı Yükseköğretim Kanunu'nun getirdiği yeni düzenlemenin hedeflerinden birinin de *yükseköğretim çağındaki gençlere daha çok öğrenim imkânı sağlamak gayesiyle yükseköğretim kurumlarının sayısını arttırmak ve bunları yurt sathına yaymak* olduğunu ifade edilmiştir.⁵⁵ Böylelikle 1970'ler boyunca %6 düzeyinde kalan yükseköğretimde brüt okullaşma oranının artırılması hedeflenmiştir. Bu oran, 2014 yılı itibarıyla %80'in üzerine çıkmıştır.⁵⁶

Tarih boyunca bilginin üretildiği, yorumlandığı, zenginleştirildiği ve eleştirildiği yükseköğretim kurumları; bahsedilen değişim ve dönüşüm süreçleriyle araştırma yoluyla bilgi üretmek, eğitim yoluyla yeni nesillere bilgi aktarmak ve toplumun ihtiyaçlarına uygun hizmetler sunmak amaçlarının yanı sıra yeni misyonlar da üstlenmiştir. Dolayısıyla toplumların geleceğini derinden etkileme potansiyelini sahip bu kurumlarda çalışan akademisyenlere, bilgi çağında daha büyük bir görev düşmektedir.⁵⁷

Bu araştırmanın amacı; yükseköğretimin küreselleşmenin dinamikleriyle daha önemli bir hale geldiği günümüzde, ikili değişkenler için faktör analizi kullanılarak Türkiye yükseköğretim sisteminde yer alan akademisyenlerin ÇYK'sının analiz

⁵⁴ Kemal Gürüz, **Dünyada ve Türkiye’de Yükseköğretim: Tarihçe ve Bugünkü Sevk ve İdare Sistemleri**, İkinci Baskı, Ankara, ÖSYM Yayınları, 2003, s.303-305.

⁵⁵ Bekir S. Gür ve Zafer Çelik, **YÖK’ÜN 30 YILI**, SETA Yayınları, s.15, (Çevrimiçi), http://file.setav.org/Files/Pdf/20121126134636_setav-seta-yokun_30_yili.pdf, 10.10.2015.

⁵⁶ YÖK, “Yükseköğretim Bilgi Yönetim Sistemi ve Kurumsal Değerlendirme Raporu”, (Çevrimiçi), <http://www.yok.gov.tr/web/ogrenci/yuksekogretim-bilgi-yonetim-sistemi-ve-kurumsal-degerlendirme-raporu>, 10.10.2015.

⁵⁷ Talip Küçükcan ve Bekir S. Gür, **Türkiye’de Yükseköğretim: Karşılaştırmalı Bir Analiz**, Ankara, SETA Yayınları, 2009, s.16-33.

edilmesidir. Faktör analizinin tarihsel gelişimi incelendiğinde, kategorik veriler için uygulanabilirliği hususunda yoğun tartışmalar yaşandığı görülmektedir. Özellikle sosyal ve davranış bilimlerinde gözlenen değişkenlerin sıklıkla dikotomik ya da sıralı olması özel bir ilgi uyandırmıştır.⁵⁸ Çünkü faktör analizi, sürekli değişkenlerle kullanılmak üzere tasarlanmış olup yaygın olarak Pearson korelasyon katsayısı üzerinden uygulanmaktadır.⁵⁹ Bununla birlikte gözlenen değişkenlerin ikili ya da dikotomik olması durumunda söz konusu değişkenler arasında Pearson korelasyon katsayılarının (“phi katsayısı” olarak adlandırılmakta) hesaplanması hususunda bir engel bulunmamaktadır. Phi korelasyon katsayısı, ardında kesikli dağılım olduğu varsayılan X ve Y değişkenleri arasındaki doğrusal ilişki katsayısı olarak ifade edilmektedir.⁶⁰ Fakat phi katsayısının değeri, sadece gözlenen değişkenler arasındaki ilişkinin gücüne değil aynı zamanda ilgili değişkenlerin marjinal olasılıklarına da bağlıdır. Ayrıca phi korelasyon katsayısı 1 değerine sadece söz konusu değişkenlerin eşit marjinal olasılıklara sahip olması durumunda ulaşmaktadır.⁶¹ Bahsedilen durumu yansıtmak için Şekil 4.4’te ikili değişkenler olan X ve Y’ye ait frekans tablosuna yer verilmiştir.

		Değişken X		
		+	-	
Değişken Y	+	20	0	20
	-	0	80	80
		20	80	

Kaynak: Klaus D. Kubinger, “On artificial results due to using factor analysis for dichotomous variables”, *Psychology Science*, 45, 2003, p.108.

Şekil 4.4: Phi Korelasyon Katsayısına İlişkin Frekans Tablosu

⁵⁸ Charles D. H. Parry and J. J. McArdle, “An Applied Comparison of Methods for Least-Squares Factor Analysis of Dichotomous Variables”, *Applied Psychological Measurement*, 15 (1), 1991, p.35.

⁵⁹ Woods, *a.g.e.* , p.215.

⁶⁰ Ekström, *a.g.e.* , p.7.

⁶¹ Robert J. Mislevy, “Recent Developments in the Factor Analysis of Categorical Variables”, *Journal of Educational Statistics*, 11 (1), 1986, p.9.

Özetle, ikili değişkenler arasındaki phi korelasyon katsayılarından hareketle uygulanan faktör analizi neticesinde; standart hatalar ve önemlilik testleri yanıltıcı sonuçlar sunmakta, faktör sayısı olması gerekenden fazla olmakta ve olması gerekenden düşük faktör yükleri elde edilmektedir.⁶² Dolayısıyla bu araştırmayla ikili değişkenler için faktör analizin tanıtılması hedeflenmiş olup bu amaç akademisyenlerden WRQoL ölçeği ile toplanan veri kümesine üzerinden gerçekleştirilmiştir. Böylelikle hem ikili değişkenler için faktör analizinin uygulanışı detayları ile anlatılmış hem de Türkiye yükseköğretiminde çalışan öğretim elemanlarının ÇYK'sı incelenmiştir.

Bahsedildiği üzere ikili değişkenler için faktör analizinin uygulaması amacıyla Türkiye yükseköğretim kurumlarında çalışan akademisyenlere anket uygulanmıştır. Bilindiği üzere, Türkiye’de devlet ve vakıf olmak üzere iki tür yükseköğretim yapılanması bulunmaktadır. Devlet yükseköğretim kurumu, “2547 sayılı Kanun Hükmüleri uyarınca Devlet tarafından kurulmuş bulunan üniversite ile yüksek teknoloji enstitüsü ve bunların bünyesinde yer alan fakülteler, enstitüler, yüksekokullar, konservatuarlar, meslek yüksekokulları ve araştırma uygulama merkezleridir.”⁶³ Vakıf yükseköğretim kurumu ise “kazanç amacına yönelik olmamak şartı ile Vakıflar tarafından kurulmuş bulunan üniversite ile yüksek teknoloji enstitüsü ve bunların bünyesinde yer alan fakülteler, enstitüler, yüksekokullar, meslek yüksekokulu, konservatuarlar, araştırma uygulama merkezleri ile bir üniversite veya yüksek teknoloji enstitüsüne bağlı olmayan meslek okuludur.”⁶⁴ Söz konusu yükseköğretim kurumlarının yönetiminden finansmanına, çalışma koşullarından sunulan imkânlarla kadar farklı özelliklere sahip olmasından dolayı araştırma, devlet yükseköğretim kurumları ile sınırlandırılmıştır.

⁶² Woods, **a.g.e.** , p. 216.

⁶³ Vakıf Yükseköğretim Kurumları Yönetmeliği, “Vakıf Yükseköğretim Kurumları Yönetmeliği”, **Resmî Gazete**, (Çevrimiçi), <http://www.mevzuat.gov.tr/Metin.Aspx?MevzuatKod=7.5.9768&MevzuatIliski=0&sourceXmlSearch=Vak%C4%B1f%20Y%C3%BCkse%C3%B6%C4%9Fretim%20Kurumlar%C4%B1%20Y%C3%B6netmeli%C4%9Fi> ,10.10.2015

⁶⁴ **A.e.** , s.1.

4.4. Örnekleme Planı ve Verilerin Toplanması

Bir araştırmada ilgilenilen özelliğe sahip tüm birimlerin oluşturduğu topluluk, *kitle (population)* olarak adlandırılmaktadır. Dolayısıyla söz konusu topluluğun tüm üyelerinin listesi de *kitlenin çerçevesini (population frame)* oluşturmaktadır. Fakat kitleyi meydana getiren tüm birimlere ulaşmak her zaman mümkün olmamaktadır. Bu mümkün olsa dahi zaman, maliyet ve kullanılan insan kaynağı yönünden tam sayım yapmak pek rasyonel olmayacaktır. Söz konusu durumlardan dolayı kitlede yer alan tüm birimlerin dâhil edildiği tam sayım yerine örnekleme teorisi geliştirilmiştir. *Örnekleme (sampling)*; kitleden yeterli sayıda birimin seçilmesine ilişkin bir süreç olup seçilen birimler üzerinden kitlenin özelliklerinin anlaşılmasına ve kitleye ilişkin genellemeler yapılmasına olanak sağlamaktadır. Buradan hareketle *örnek (sample)*, kitle içinde yer alan birimlerden seçilen ve az sayıda birimin oluşturduğu küçük topluluk olarak tanımlanabilmektedir.

65

Bu araştırmanın kitlesini devlet yükseköğretim kurumlarında çalışan öğretim elemanları (öğretim üyeleri, öğretim görevlileri, okutmanlar ile öğretim yardımcıları) oluşturmaktadır. Yükseköğretim Bilgi Yönetim Sistemi (YBYS)'nde 2014 yılı için 105 devlet üniversitesinde 127425 öğretim elemanın çalıştığı bilgisi yer almaktadır. Dolayısıyla 127425 kişi, araştırmanın kitle çerçevesini oluşturmaktadır. Tablo 4.1'de 2014 yılında devlet üniversitelerinde çalışan öğretim elemanları sayısının unvana göre dağılımı yer almaktadır.

⁶⁵ Uma Sekaran, **Research Methods For Business: A Skill Building Approach**, Fourth Edition, USA, John Wiley & Sons Inc. , 2003, pp. 265- 267.

Tablo 4.1: 2014 Yılı için Devlet Üniversitelerindeki Öğretim Elemanları Sayısı

Unvan	Frekans	% Frekans
Profesör	18255	14,33
Doçent	12413	9,74
Yardımcı Doçent	27255	21,39
Araştırma Görevlisi	42211	33,13
Öğretim Görevlisi	16353	12,83
Okutman	7325	5,75
Uzman	3574	2,80
Çevirici	20	0,02
Eğitim Öğretim Plan.	19	0,01
Toplam	127425	100

Kaynak: Yükseköğretim Bilgi Yönetim Sistemi, (Çevrimiçi), <https://istatistik.yok.gov.tr/>, 10.10.2015

Tablo 4.1 incelendiğinde 2014 yılında devlet üniversitelerinde çalışan öğretim elemanlarının %54,52'sini yardımcı doçent ve araştırma görevlisi unvanlarına sahip kişiler oluşturmaktadır.

Kitleyi tanımlayıcı bir diğer gösterge ise öğretim elemanlarının cinsiyet dağılımı olup Tablo 4.2'de sunulmuştur.

Tablo 4.2: 2014 Yılı için Devlet Üniversitelerindeki Öğretim Elemanlarının Cinsiyete Göre Dağılımı

Cinsiyet	Frekans	% Frekans
Kadın	53391	42
Erkek	74034	58
Toplam	127425	100

Kaynak: Yükseköğretim Bilgi Yönetim Sistemi, (Çevrimiçi), <https://istatistik.yok.gov.tr/>, 10.10.2015

Tablo 4.2'de görüldüğü üzere devlet üniversitelerinde çalışan öğretim elemanlarının %58'sini erkekler oluşturmaktadır. Dolayısıyla devlet üniversitelerinde erkekler öğretim elemanlarının sayısının daha fazla olduğu söylenmektedir.

Tablo 4.3: 2014 Yılı için Devlet Üniversitelerindeki Öğretim Elemanlarının Unvan Düzeylerine Göre Cinsiyet Dağılımı

Unvan	Cinsiyet	Frekans	% Frekans
Profesör	Kadın	5432	30
	Erkek	12823	70
Doçent	Kadın	4277	34
	Erkek	8136	66
Yardımcı Doçent	Kadın	10439	38
	Erkek	16816	62
Araştırma Görevlisi	Kadın	20751	49
	Erkek	21460	51
Öğretim Görevlisi	Kadın	6483	40
	Erkek	9870	60
Okutman	Kadın	4226	58
	Erkek	3099	42
Uzman	Kadın	1760	49
	Erkek	1814	51
Çevirici	Kadın	13	65
	Erkek	7	35
Eğitim Öğretim Plan.	Kadın	10	53
	Erkek	9	47
Toplam	Kadın	53391	42
	Erkek	74034	58

Kaynak: Yükseköğretim Bilgi Yönetim Sistemi, (Çevrimiçi), <https://istatistik.yok.gov.tr/>, 10.10.2015

Tablo 4.3'e ise unvan düzeyleri açısından cinsiyet dağılımı yer almakta olup sadece okutman, çevirici ve eğitim - öğretim planlamacısı unvanlarında kadın öğretim elemanlarının ağırlıkta olduğu görülmektedir.

Bu araştırmada, verilerin toplanmasında elektronik anket (e-anket) kullanılmıştır. E-anket, potansiyel katılımcılara anketin gönderilmesinde ve katılımcılardan gelen yanıtların toplanmasında bilgisayarın önemli bir rol üstlendiği bir anket türü olarak tanımlanabilmektedir. E-anket, geleneksel kâğıt ve kalem yaklaşımına (paper and pencil approach) göre maliyetleri azaltmakta, daha kısa bir

yanıtlama süresi sunmakta ve yanıtlama oranını arttırmaktadır. Literatürdeki yer alan çalışmalar genel olarak bu düşüncüyü desteklemektedir. Bilgisayar aracılığıyla anket verilerinin toplanması, anketin dağıtımında ve verinin toplanmasında kullanılan teknolojiye göre kategorize edilebilmektedir.⁶⁶ Günümüzde internetin yaygın kullanımıyla birlikte bu kategoriler; elektronik posta (e-posta) temelli anket (e-mail based survey) ve internet tabanlı anket (web-based survey) teknikleri olarak ifade edilebilmektedir. E-posta temelli anket tekniğinde anket formu, e-posta iletilisinin ana bölümünde veya e-posta eki olarak potansiyel katılımcılara gönderilmektedir. Çoğu zaman katılımcılar, anket formunu cevapladıktan sonra göndere yanıt yolla seçeneğini kullanarak doldurulmuş anket formunu araştırmacıya ulaştırabilmektedir.⁶⁷ E-posta temelli anket, potansiyel katılımcılara hızlı ve düşük maliyetle anket formunun gönderilmesine olanak tanınmasına rağmen tamamlanmış anket formlarının araştırmacı tarafından kodlanarak veri tabanına (database) aktarılmasını gerektirmektedir.⁶⁸ İnternet tabanlı ankette ise anket formu internet sayfasında yer almakta olup katılımcılar ilgili internet sayfasını ziyaret ederek anket formunu yanıtlayabilmektedir.⁶⁹ Fakat yakın zamana kadar, çevrimiçi (online) anket oluşturmak için yapılması gerekenler (alan adı satın alınması, internet sayfası oluşturmak için programlama dili kullanılması gibi) oldukça zaman alıcı bir faaliyet olarak görülmekteydi. Günümüzde ise çevrimiçi anket hizmetleri ile internet tabanlı anket uygulanması oldukça basit ve hızlı bir hal almıştır.⁷⁰ Dolayısıyla kullanıcı dostu internet sitelerinin yaygınlaşmasıyla tasarım, dağıtım, veri depolama ve analizi hususlarında etkinlik sağlanmıştır.⁷¹ Ayrıca e-posta temelli anket tekniğinden farklı olarak, katılımcıların tamamlamış olduğu anketlere ilişkin yanıtlar otomatik olarak

⁶⁶ Karen J. Jansen, Kevin G. Corley ve Bernard J. Jansen, "E-Survey Methodology", **Handbook of Research on Electronic Surveys and Measurements**, Ed.: Rodney A. Reynolds, Robert Woods and Jason D. Baker, USA, Idea Group Reference, 2006, pp. 1-2.

⁶⁷ Matthias Schonlau, Ronald D. Fricker and Marc N. Elliott, **Conducting Research Surveys via E-mail and the Web**, Rand, USA, 2002, p.1.

⁶⁸ Jansen, Corley and Jansen, **a.g.e.** , p.2.

⁶⁹ D. A. De Vaus, **Surveys in Social Research**, Fifth Edition, Australia, Allen&Unwin, 2002, p.124.

⁷⁰ Kevin B. Wright, "Researching Internet-Based Populations: Advantages and Disadvantages of Online Survey Research, Online Questionnaire Authoring Software Packages and Web Survey Services", **Journal of Computer-Mediated Communication**, 10 (3), 2005, (Online), <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1083-6101.2005.tb00259.x/full> , 10.10.2015

⁷¹ Corey Greenlaw and Sharon Brown-Welty, "A Comparison of Web-Based and Paper-Based Survey Methods Testing Assumptions of Survey Mode an Response Cost", **Evaluation Review**, 33 (5), 2009, p.465.

kodlanmakta ve veri tabanında saklanmaktadır.⁷² Dolayısıyla bu araştırmada, son zamanlarda araştırmacılar tarafından en fazla ilgi çeken e-anket türü olan internet tabanlı anket tekniği tercih edilmiştir. Bunun için çevrimiçi anket araştırma hizmeti sunan www.surveey.com üzerinden anket formu oluşturulmuştur. Katılımcılar ise anket formunun yer aldığı internet sayfasına e-posta yoluyla davet edilmiştir.

Bu araştırmanın kitlesini oluşturan devlet üniversitelerinde çalışan 127425 öğretim elemanının internet kullanım alışkanlığı ve elektronik postasını (e-posta) kontrol sıklığı, örnek büyüklüğünün belirlenmesi açısından önem arz etmektedir. Ayrıca birçok üniversitenin ilgili internet sayfalarında öğretim elemanlarına ait e-posta adreslerine yer verilmemiş olması ya da güncelliğini yitirmiş e-posta adreslerinin bulunması araştırmanın kısıtı olarak ifade edilmektedir. Ayrıca, bahsedildiği üzere potansiyel katılımcılara gönderilen davet e-postasının istenmeyen (spam) olarak algılanması ihtimali de bir kısıt olarak düşünülmektedir. Yine de kitle, 127425 kişi olarak düşünüldüğünde $p=0,5$, örnekleme hatası 0,05 ve güven düzeyi 0,95 alındığında örnek büyüklüğü yaklaşık olarak 383 kişi olarak hesaplanmıştır. Bu değer, araştırma için gerekli en küçük örnek büyüklüğünü vermekte olup bu araştırmaya 553 kişi katılmıştır.

Anket formunun www.surveey.com internet sitesi üzerinden yayınlanmasından sonra katılımcıların yanıtları düzenli olarak takip edilmiştir. Anket formu, 29.10.2014 – 04.09.2015 tarihleri arasında potansiyel katılımcıların ziyareti için aktif tutulmuş olup toplam 553 kişi ankete katılmıştır. 04.09.2014 tarihi itibarıyla anket formunun yer aldığı internet sayfası bağlantı adresi pasif hale getirilerek veri tabanında depolanan bilgiler, www.surveey.com üzerinden Excel dosyası olarak teslim alınmıştır. Söz konusu dosyadaki bilgiler incelendiğinde 3 katılımcının, vakıf yükseköğretim kurumlarında çalıştığı görülmüş olup söz konusu katılımcılara ait bilgiler veri tabanından çıkartılmıştır. Dolayısıyla araştırmanın örnek büyüklüğü 550 kişi olarak tespit edilmiştir. Bu katılımcıların cinsiyet, medeni durum ve yaş dağılımına ilişkin bilgiler ise Tablo 4.4'te sunulmuştur.

⁷² De Vaus, **a.g.e.** , p.124.

Tablo 4.4: Katılımcıların Demografik Özelliklerinin Dağılımı

Değişken	Değişken Düzeyleri	Frekans	% Frekans
Cinsiyet	Kadın	262	47,64
	Erkek	288	52,36
Medeni Durum	Bekar	228	41,45
	Evli	314	57,09
	Diğer	8	1,45
Yaş	24 ve altı	18	3,27
	25 – 34	303	55,09
	35 – 44	135	24,55
	45 – 54	76	13,82
	55 ve üstü	18	3,27

Tablo 4.4'e bakıldığında katılımcıların %47,64'ünün kadın olduğu görülmektedir. Yine söz konusu tablo incelendiğinde katılımcıların yarıdan fazlasının evli olduğu ve yaklaşık %80'inin ise 25 - 44 yaş aralığında bulunduğu gözlenmektedir. Buradan hareketle 25 - 44 yaş aralığındaki öğretim elemanlarının anketi yanıtlamaya yönelik elektronik çağrılara karşı daha duyarlı oldukları söylenebilmektedir.

Tablo 4.5'te katılımcıların unvana göre dağılımına yer verilmiştir. Söz konusu tabloda görüldüğü üzere katılımcıların yaklaşık %54'ünü Araştırma Görevlisi ve Öğretim Görevlisi unvanlarına sahip öğretim elemanları oluşturmaktadır.

Tablo 4.5: Katılımcıların Unvana Göre Dağılımı

Unvan	Frekans	% Frekans
Profesör	46	8,36
Doçent	60	10,91
Yardımcı Doçent	137	24,91
Araştırma Görevlisi	265	48,18
Öğretim Görevlisi	32	5,82
Okutman	2	0,36
Uzman	8	1,45

Tablo 4.5’te görüldüğü üzere öğretim elemanlarının unvana göre dağılımında en büyük pay, kitlede olduğu gibi araştırma görevlisi unvanına aittir.

Tablo 4.6 incelendiğinde ise katılımcıların şuan çalıştıkları üniversitelerdeki çalışma süresine göre dağılımının yer aldığı görülmektedir. Söz konusu katılımcıların yaklaşık %50’sinin çalışma süresinin 1 – 5 yıl arasında olduğu, bunu %18,36 pay ile 6 - 10 yıl arasındaki çalışma süresinin izlediği görülmüştür.

Tablo 4.6: Katılımcıların Üniversitede Çalışma Süresine Göre Dağılımı

Çalışma Süresi	Frekans	% Frekans
1 yıldan az	33	6,00
1 – 5 yıl	269	48,91
6 – 10 yıl	101	18,36
11 – 15 yıl	47	8,55
16 – 20 yıl	35	6,36
20 yıldan fazla	65	11,82

Tablo 4.6’da görüldüğü üzere katılımcıların büyük bir kısmının şimdiki üniversitelerindeki çalışma süresinin 1-5 yıl olması, söz konusu katılımcıların önemli bir kısmının Araştırma Görevlisi unvanına sahip olmasına bağlanabilmektedir.

Türkiye yükseköğretim sisteminde 2015 yılı itibariyle 109 devlet üniversitesi bulunmakta olup bu araştırmaya ise 66 farklı üniversiteden öğretim elemanı

katılmıştır. Söz konusu üniversitelerden bir kısmı; Adana Bilim ve Teknoloji Üniversitesi, Adnan Menderes Üniversitesi, Akdeniz Üniversitesi, Balıkesir Üniversitesi, Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi, Bitlis Eren Üniversitesi, Bozok Üniversitesi, Bülent Ecevit Üniversitesi, Cumhuriyet Üniversitesi, Çankırı Karatekin Üniversitesi, Dicle Üniversitesi, Dokuz Eylül Üniversitesi, Fırat Üniversitesi, Gaziosmanpaşa Üniversitesi, Gebze Teknik Üniversitesi, Hacettepe Üniversitesi, Harran Üniversitesi, İnönü Üniversitesi, İstanbul Teknik Üniversitesi, İstanbul Üniversitesi, Kafkas Üniversitesi, Marmara Üniversitesi, Muş Alparslan Üniversitesi, Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi, Şırnak Üniversitesi ve Yıldız Teknik Üniversitesi olarak sayılmaktadır. Dolayısıyla devlet yükseköğretim kurumları arasında yer alan çeşitli üniversitelerdeki öğretim elemanlarının katılımıyla geniş kapsamlı bir araştırma yürütülmüştür. Ayrıca katılımcıların birimleri incelendiğinde yaklaşık %90'ının fakültelerde çalıştığı gözlenmiştir.

4.5. Ölçme Aracının Tasarlanması

Bu araştırmanın uygulamasında kullanılmak üzere devlet üniversitelerinde çalışan öğretim elemanlarından bilgi toplamak amacıyla bir anket formu düzenlenmiştir. Anket formu, potansiyel katılımcıların demografik özelliklerine ilişkin soruları ve potansiyel katılımcıların ÇYK'sını ölçek amacıyla yöneltilen ifadeleri kapsamakta olup iki kısımdan oluşmaktadır. Hatırlanacağı üzere bu araştırmada devlet üniversitelerinde çalışan öğretim elemanlarının ÇYK'sını ölçmek amacıyla Darren Van Laar, Julian A. Edwards ve Simon Easton tarafından geliştirilen *Çalışma Hayatına İlişkin Yaşam Kalitesi (Work-Related Quality of Life - WRQoL)* ölçeği kullanılmıştır. Yani anket formunun ikinci kısmında WRQoL ölçeğine yer verilmiştir. Söz konusu ölçek, 23 ifadeden oluşmakta olup katılımcıların bu ifadelere katılım düzeyleri; *kesinlikle katılmıyorum (strongly disagree)*, *katılmıyorum (disagree)*, *kararsızım (neutral)*, *katılıyorum (agree)* ve *kesinlikle katılıyorum (strongly agree)* şeklinde tasarlanmıştır. Fakat bu araştırmada katılımcılara yanıt düzeyleri, ikili (katılıyorum ve katılmıyorum) olarak sunulmuştur.

Bahsedildiği üzere ÇYK'yı ölçmek amacıyla geliştirilen WRQoL ölçeğinin orjinal dili, İngilizce olup aralarında Türkçe'nin de bulunduğu birçok lisana tercüme edilmiştir. WRQoL ölçeğinin Türkçe'ye tercümesi Emin Cihan Duyan ve diğerleri⁷³ tarafından gerçekleştirilmiş olup bu ölçeğin Türkçe versiyonunun 20 ifade ve 6 boyuttan oluşan geçerli ve güvenilir bir ölçüm aracı olduğu ifade edilmiştir. Fakat WRQoL ölçeğinin orjinal ve Türkçe hallerinde, bireylerin ifadelerle katılım düzeylerinin beş seçenekli olarak sunulmasının aksine bu çalışmada iki seçenekli sunulması ve ölçeğin Türkçe versiyonunun uygulandığı alandan farklı bir alana uygulanacak olması nedenleriyle WRQoL ölçeğinin Türkçe'ye uyarlanması yanı sıra ölçeğin geçerlilik ve güvenilirlik analizleri yeniden yapılmıştır.

Dil, genellikle kültürün tanımlayıcı özelliklerinden biri olarak düşünülmektedir. Dolayısıyla kültürel farklılıklar ve benzerlikler üzerinde yapılan çalışmaların önemli bir parçasını dil incelemesi oluşturmaktadır. Özellikle psikolojik özelliklerin araştırılmasında kültürel farklılıklar ve benzerlikler ön plana çıkmaktadır. Çünkü dil, bir ölçüm problemi ortaya çıkarabilmekte ve geçerli sonuçların elde edilmesini engelleyebilmektedir. Literatürde görüldüğü üzere ölçekler, bir dilden diğerine tercüme edilmekte ve farklı kültürel gruplara uygulanmaktadır. Bu durum ise tercüme edilen ölçeğin, orijinal ölçekle eşdeğer olup olmadığı sorusunu gündeme getirmiş olup çeşitli tercüme yöntemlerinin önerilmesine yol açmıştır.⁷⁴

Farklı kültürel gruplara dâhil olan insanların tutumlarını, davranışlarını ve algılarını kıyaslayabilmek için ölçeklerin farklı dillere tercümesi ve adaptasyonu yaygın olarak yapılmaktadır.⁷⁵ Bu süreçte orijinal ve tercüme edilmiş formların, dil ve psikometrik özellikleri önem arz etmektedir.⁷⁶ Bu çalışmada geri çeviri (back – translation) yöntemi kullanılmış olup bu işlem, iki dil bilimci tarafından birbirinden bağımsız olarak gerçekleştirilmiştir. Birinci çevirmen, orijinal ölçeği Türkçe'ye

⁷³ Emin Cihan Duyan et. al., “Measuring Work Related Quality of Life and Affective Well-being in Turkey”, **Mediterranean Journal of Social Sciences**, 4(1), 2013, pp. 105-116.

⁷⁴ Barbara B. Ellis, “Differential Item Functioning: Implications for Test Translations”, **Journal of Applied Psychology**, 74 (6), 1989, p.912.

⁷⁵ Stephen G. Sireci and Giray Berberoğlu, “Using Bilingual Respondents to Evaluate Translated-Adapted Items”, **Applied Measurement In Education**, 13 (3), p. 229.

⁷⁶ Barbara B. Ellis, Beate Minsal and Peter Becker, “Evaluation of Attitude Survey Translations: An Investigation Using Item Response Theory”, **International Journal of Psychology**, 24, 1989, p.666.

evirmiř olup sonrasında ikinci evirmen ise Trke’ye evrilen leęi İngilizceye evirmiřtir. Orjinal lek ve geri-eviri ile elde edilen form arasındaki farklılıklar incelenip formun nihai haline ulařılmıřtır. Sonraki ařamada ise tercme neticesinde ulařılan formun dil uygunluęunun ve kavramsal anlamlılıęının sınanması amacıyla farklı disiplinlerde alıřan 5 ęretim elemanının grřne bařvurulmuřtur. Uzman grř neticesinde anket formunda minr dzeltmeler yapılmıř olup ifadelerin yazımında dilin basit ve anlaşılır olmasına dikkat edilmiřtir. Son ařamada ise 30 ęretim elemanından oluřan bir grupla pilot alıřma gerekleřtirilmiřtir. Bylelikle Tablo 4.7’de grldę zere WRQoL leęinin dil uyarlaması gerekleřtirilmiř olup psikometrik zelliklerine iliřkin bulgulara ise ileriki kısımlarda yer verilmiřtir.

Tablo 4.7: WRQoL Ölçeğinin Türkçe Versiyonu

Kod	Kavramsal Boyut	İfade
S1	JCS	İşimi yapabilmemi sağlayacak belli amaç ve hedeflere sahibim.
S2	CAW	Çalışma alanımda düşüncelerimi dile getirebiliyor ve değişimlere etki edebilecek durumda hissediyorum
S3	JCS	İşte yeteneklerimi kullanma fırsatına sahibim.
S4	GWB	Kendimi şu an iyi hissediyorum.
S5	HWI	Kurumum, aile yaşamımla uyum içinde çalışabilmemi sağlayacak yeterli imkan ve esnekliği sağlar.
S6	HWI	Şu anki mesai saatlerim / çalışma düzenim kişisel şartlarıma uyuyor.
S7	SAW	İşteyken kendimi sık sık baskı altında hissediyorum.
S8	JCS	Bir işi başarıyla tamamladığım zaman yöneticim tarafından takdir ediliyorum.
S9	GWB	Son zamanlarda kendimi mutsuz ve depresif hissediyorum
S10	GWB	Hayatımdan memnunum.
S11	JCS	İşimde yeni beceriler geliştirmem için teşvik ediliyorum.
S12	CAW	Çalışma alanımda beni etkileyen kararlarda sürece dahil oluyorum.
S13	WCS	Kurumum, işimi etkin bir şekilde yapabilmem için ihtiyacım olan şeyleri temin eder.
S14	HWI	Yöneticim, esnek çalışma saatlerini / düzenini etkin bir şekilde destekliyor.
S15	GWB	Birçok yönden hayatım ideale yakın.
S16	WCS	Güvenli bir ortamda çalışıyorum.
S17	GWB	Genellikle işler benim için yolunda gidiyor.
S18	JCS	İşyerinde bana sunulan kariyer olanaklarından memnunum.
S19	SAW	İşteyken sıklıkla kendimi aşırı derecede stresli hissediyorum.
S20	JCS	Şu anki işimi yapmam için aldığım eğitimlerden memnunum.
S21	GWB	Her şey göz önüne alındığında, son zamanlarda kendimi epey mutlu hissediyorum.
S22	WCS	Çalışma koşullarım memnunkluk verici
S23	CAW	Çalışma alanımdaki çalışanları etkileyen kararlarda sürece dahil oluyorum.

Tablo 4.7’de görüldüğü üzere WRQoL ölçeği; iş ve kariyer memnuniyeti (JCS) 6, genel iyilik hali (GWB) 6, ev – iş etkileşimi (HWI) 3, işyerinde stress (SAW) 2, işyerinde kontrol (CAW) 3 ve çalışma koşulları (WCS) 3 ifade olmak üzere 6 boyut ve 23 ifadeden oluşmaktadır. Ölçme aracında “Katılmıyorum” ve “Katılıyorum” olmak üzere ikili yanıt düzeyi benimsenmiş olup anket formu EK-1’de sunulmuştur.

4.6. Araştırma Yöntemi

Araştırmada devlet üniversitelerinde çalışan öğretim elemanlarının ÇYK'sını ölçmek amacıyla Türkçe'ye adapte edilmiş ve kültür uyarlaması yapılmış WRQoL ölçeği kullanılmıştır. Bu ölçek aracılığıyla katılımcıların ölçüm aracıyla yer alan ifadelerle ilişkin tutumları incelenerek veri kümesi ardındaki gizil yapının açıklanması hedeflenmiştir. Bu amaç doğrultusunda faktör analizi yöntemi kullanılmıştır.

Hatırlanacağı üzere faktör analizi, çok sayıda gözlenen değişken arasındaki doğrusal ilişkilerden hareketle veri kümesinin ardındaki gizil yapının az sayıda faktör ile açıklanması amacıyla kullanılan bir boyut indirgeme yöntemidir. Bu tanımdan anlaşıldığı üzere faktör analizinin, gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon matrisine dayandığı söylenebilmektedir. Bu durum tercih edilen korelasyon katsayısı türünün, faktör analizinin sonuçları açısından önemine vurgu yapmaktadır. Uygun korelasyon katsayısı türüne karar verilmesinde ise gözlenen değişkenlerin ölçüm düzeyleri dikkate alınmaktadır.

Sosyal ve davranış bilimleri alanında yapılan çoğu araştırmada değişkenlerin ölçüm düzeyinin yaygın olarak ikili (katılmıyorum, katılıyorum) ya da sıralı (katılmıyorum, kararsızım, katılıyorum) olduğu ve verilerin genellikle anket aracılığıyla toplandığı görülmektedir. Bunun yanı sıra literatürde, psikolojik yapıların değerlendirilmesi için geliştirilen psikometrik testlerde de ikili ya da sıralı ölçüm düzeylerine rastlanmaktadır. Söz konusu veri toplama araçlarında yer alan ifadeler ise teorik olarak sürekli bir yapıyı ölçmek için tasarlanmış olmasına rağmen gözlenen yanıtlar kesikli olup az sayıda kategoriden meydana gelmektedir. Bu durum nedeniyle sürekli dağılım varsayımına sahip istatistiksel metotların, verinin özellikleri dikkate alınmadan genellikle ikili ya da sıralı değerler alan gözlenen değişkenlere uygulandığı görülmektedir. Dolayısıyla istatistiksel modelin temel varsayımları ile analiz edilecek verinin özellikleri arasında meydana gelen uyumsuzluk, sonuçların geçerliliğine olan güveni zayıflatmaktadır.⁷⁷ Hatırlanacağı üzere faktör tahmin metotlarının amaç fonksiyonu, korelasyon matrisine dayanmakta

⁷⁷ Flora and Curran, **a.g.e.** , p.466.

olup bu durum veri kümesinin özelliklerini incelenmesini ve buna bağlı olarak korelasyon katsayısı türünün seçimini ön plana çıkarmaktadır. Bu hususla ilgili olarak veri kümesinin çok değişkenli normal dağılıma uygunluğunu gerektiren faktör tahmin metotlarının kullanılmasında da verinin ölçüm düzeyinin dikkate alınması gerektiği anlaşılmaktadır. Çünkü ifadeler katılım düzeyinin, ikili ya da sıralı (katılmıyorum, karasızım, katılıyorum) olması halinde normal dağılım varsayımı gerçekleşmemekte olup bu durum analiz neticesinde yanıltıcı sonuçlara ulaşılmasına neden olmaktadır.⁷⁸ Söz konusu durumlar, veri özelliklerinin göz önüne alınarak uygun korelasyon katsayısı türüne karar verilmesi aşamasının faktör analizi yönteminin en önemli adımlarından biri olduğunu göstermektedir.

Bu araştırmada gözlenen değişkenlerin ölçüm düzeylerinin ikili (katılmıyorum – katılıyorum) olmasından dolayı yanıt düzeyi sadece iki değer alan iki gözlenemeyen sürekli değişken arasındaki doğrusal ilişkinin tahmini için dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon katsayısı kullanılmıştır. Hatırlanacağı üzere değişkenin ölçüm düzeyinin ikili olması durumunda Pearson veya Phi korelasyon katsayısının uygun olmayacağı ifade edilmiştir. Korelasyon katsayısı türünün seçimi, faktör yüklerinin dayanıklılığı açısından önem arz etmektedir. Uygun korelasyon katsayısı türüne karar verilmesinden sonraysa verinin özellikleri ve gözlem sayısı dikkate alınarak uygun faktör tahmin metodu tercih edilmesi gerekmektedir. Seçilen tahmin metodu; hipotez (önsav) sınamasını ve modelin uygunluğunun değerlendirilmesini etkilemektedir.⁷⁹

Faktör tahmin metodu tercih edilirken verinin özellikleri dikkate alınmaktadır. Örneğin, temel bileşenler metodunun uygulanabilmesi için normal dağılım varsayımı gerekmemekle birlikte metodun gözlenen değişkenler arasındaki doğrusal ilişkilere dayanmasından dolayı verinin normal dışı dağılıma ve aykırı (uç) değerlere sahip olması sonuçları etkilemektedir.⁸⁰ Söz konusu metot, eliptik simetrik

⁷⁸ Thomas A. Schmitt, “Current Methodological Considerations in Exploratory and Confirmatory Factor Analysis”, **Journal of Psychoeducational Assessment**, 29 (4), 2011, p.307.

⁷⁹ Randall E. Schumacker and Susan T. Beyerlein, “Confirmatory Factor Analysis with Different Correlation Types and Estimation Methods”, **Structural Equation Modeling**, 7 (4), 2000, p. 631.

⁸⁰ Clemens Reimann, Peter Filzmoser and Robert G. Garrett, “Factor Analysis applied to regional geochemical data: Problems and possibilities, **Applied Geochemistry**, 17, 2002, pp. 191 - 192.

dağılımı gerektirmektedir.⁸¹ Ayrıca uygun faktör tahmin metotunun belirlenmesi sürecinde gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon matrisinin özelliklerini de incelenmesi gerekmektedir. Dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon matrisinin pozitif tanımlı olması gerekmediğinden söz konusu matrisin özdeğerlerinden en az biri negatif olabilmektedir.⁸² Hatırlanacağı üzere, temel bileşenler metodunda gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon matrisinin özdeğerleri ve özvektörleri hesaplanmakta olup her bir özdeğerin karekökü ile o özdeğere ait özvektör elemanlarının çarpılmasıyla faktör yükleri elde edilmektedir. Dolayısıyla pozitif tanımlı korelasyon matrisinin elde edilmemesi metodun uygulanabilirliğini etkilediği söylenebilmektedir. Bir diğer faktör tahmin metodu olan GLS de, bu durumdan etkilenmektedir. Çünkü GLS, pozitif tanımlı korelasyon matrisini gerektirmektedir. Ayrıca GLS metodu, ölçekten bağımsız ve asimptotik olduğundan büyük örneklerde kullanılması önerilmektedir. Bu metot, asimptotik olarak parametre tahminleri için doğru standart hatalar ve ki-kare uyumun iyiliği istatistiğini sunmakla birlikte veride aşırı çarpıklık olması halinde ki-kare değerleri şişme eğiliminde ve standart hatalar ise olduğundan küçük tahmin edilme eğiliminde olmaktadır.⁸³ Dolayısıyla istenilen parametre özelliklerin sağlanması için gözlenen değişkenlerin çok değişkenli normal dağılımı varsayımını gerektiren GLS metodu, tercih edilmemiştir.

Bahsedildiği üzere verinin dağılımı, tahmin veya çıkarsama süreci üzerinde etkili olmaktadır. Normal dağılım varsayımı, istatistiksel metotların geliştirilmesinde ve kullanılmasında en yaygın varsayımlardan biridir. Ancak bu varsayımın yerine getirilememesi durumunda metotların geçersiz olmasından dolayı varsayımdan sapmaya dayanıklı (robust) metotlar geliştirilmiştir.⁸⁴ Bu araştırmada değişkenlerin ölçüm düzeyi ikili olmasından dolayı sürekli bir dağılım olan normallik dağılımın sağlanamayacağından normallik varsayımından sapma olması halinde kullanılması gereken faktör tahmin metotları tercih edilmiştir.

⁸¹ Horst Treiblmaier and Peter Filzmoser, “Exploratory factor analysis revisited: How robust methods support the detection of hidden multivariate data structures in IS research”, **Information & Management**, 47, 2010, pp. 197-207.

⁸² Schumacker ve Beyerlein, **a.g.e.** , p.631.

⁸³ **A.e.** , p. 631.

⁸⁴ Henry C. Thode, **Testing for Normality**, USA, Marcel Dekker Inc. , 2002, pp. 1-5.

GLS metodunun uygulanabilmesi için gözlenen değişkenlerin dağılımsal varsayımı yerine getirememesi durumunda gözlenen değişkenlerin dağılımı hakkında minimum varsayımlara ihtiyaç duyan WLS metodunun kullanılması önerilmektedir. Diğer bir ifadeyle, veri sürekli ancak normal dağılmıyorsa ya da dikotomik değişkenler içeriyorsa ADF metotlarından biri olan WLS kullanılabilir. Ayrıca yapılan benzetim çalışmaları, WLS test istatistiğinin dağılımsal özelliklerden nispeten etkilenmediğini göstermiş olup gözlem sayısının yeterli büyüklükte olması halinde genellikle doğru ki-kare istatistikleri ve standart hatalar ortaya koyduğu ifade edilmiştir.⁸⁵ WLS metodunda uyum fonksiyonundan elde edilecek tahminciler için asimptotik korelasyon matrisinin tutarlı bir tahmincisi olan W matrisinin tersi kullanılmaktadır. Pozitif tanımlı W matrisinin hesaplanabilmesi için örnek büyüklüğünün yeterince geniş olması gerektiği, 10 gözlenen değişken için bile en az 1000 gözlemle çalışmak gerektiği ifade edilmiştir.⁸⁶ Fakat W , sıklıkla pozitif tanımlı olmamakta ve tersi alınamamaktadır. Ayrıca hatırlanacağı üzere bu metot, uzun bir hesaplama süreci sürecine sahiptir.⁸⁷ Dolayısıyla bu araştırmada, söz konusu metot tercih edilmemiştir.

ULS metodu ise GLS ve WLS metotlarının aksine ağırlık matrisi kullanmamaktadır. ULS, pozitif tanımlı korelasyon matrisini gerektirmemekte olup işlem süresi açısından hızlı ve kolay uygulanabilmektedir. Fakat hatırlanacağı üzere ULS, gözlenen değişkenlerin sahip olduğu özel bir dağılıma ilişkin varsayımlara bakmaksızın tutarlı tahmincilerle sahip olmakla beraber bu tahminciler, asimptotik olarak en etkin tahminciler olmamaktadır.

Bir diğer faktör tahmin metodu olan RWLS ise, asimptotik korelasyon matrisini kullanımı açısından WLS'den farklılaşmaktadır. RWLS ve WLS tahmincileri, aynı asimptotik korelasyon matrisini kullanmasına rağmen RWLS metodunda sadece söz konusu matrisin diyagonal elemanları kullanılarak parametre tahminleri gerçekleştirilmektedir.⁸⁸ Dolayısıyla WLS'ye göre daha küçük örnek

⁸⁵ Schermelleh-Engel, Helfried Moosbrugger and Hans Müller, **a.g.e.**, p. 28.

⁸⁶ Bengt O. Muthen, "Dichotomous Factor Analysis of Symptom Data", **Sociological Methods & Research**, 18 (1), 1989, p. 25.

⁸⁷ Flora and Curran, **a.g.e.**, p. 469.

⁸⁸ Finney and DiStefano, **a.g.e.**, p. 292.

büyükluğu ile istikrarlı (stable) sonuçlar üretmektedir. Ayrıca WLS metotunun aksine RWLS’de W matrisinin tersi kullanılmadığından W ’nin pozitif tanımlı olması gerekmemektedir. Parametre tahmin sürecinde W matrisinin sadece diyagonal elemanları kullanıldığından işlem süresi de kısa olmaktadır. Bu metodun, diyagonal WLS olarak da adlandırıldığını belirtmek gerekmektedir.

Literatürde yer alan benzetim çalışmaları incelendiğinde gözlenen değişkenlerin ölçüm düzeylerinin ikili ya da sıralı olması haline ULS ve RWLS metotlarının kullanılması önerilmektedir.⁸⁹ Faktör tahmin metotlarına ilişkin bahsedilen nedenlerden ve benzetim çalışmaları neticesinde sunulan bilgilerden dolayı bu araştırmada ULS ve RWLS metotları kullanılmıştır.

Özetle, verinin çok değişkenli normal dağılım varsayımını sağlamaması ve örnek büyüklüğü kısıtları göz önüne alınarak ULS ve RWLS metotlarının kullanılmasına karar verilmiştir. Bu araştırmada yapılan analizlerde *Mplus* (Versiyon 7.31), *R* (Versiyon 3.2.2), *SPSS* (Versiyon 21) ve Urbano Lorenzo Seva ile Pere Joan Ferrando tarafından geliştirilen *FACTOR* (Versiyon 10.3.01) programları kullanılmıştır.

4.7. İkili Değişkenler için Faktör Analizi Yönteminin Uygulanması

Çalışmanın önceki bölümlerinde, ikili değişkenler için faktör analizi uygulamasına ilişkin hususlar ortak faktör modeli çerçevesinde tartışılmıştır. Bu kısımda ise söz konusu hususlar, devlet yükseköğretim kurumlarında çalışan öğretim elemanlarının ÇYK’sını ölçmek amacıyla toplanan veri kümesine dayanan ampirik çalışma ile daha da açıklığa kavuşturulacaktır. Bu amaç doğrultusunda ampirik örnek üzerinden ikili değişkenler için faktör analizinin uygulanışına ilişkin aşamalara yer verilecektir.

Bu süreçte araştırmacının, ilgilendiği araştırma probleminin çözümünde faktör analizinin uygun bir yöntem olduğuna karar vermesi halinde faktör analizi tasarımı (değişken seçimi ve sayısı, değişkenin ölçüm düzeyi, örnek büyüklüğü ve

⁸⁹ Carlos G. Forero, Alberto Maydeu-Olivares and David Gallardo-Pujol, “Factor Analysis with Ordinal Indicators: A Monte Carlo Study Comparing DWLS and ULS Estimation”, **Structural Equation Modeling**, 16, 2009, pp. 625-641.

seçimi) sürecine yönelmesi gerekmektedir. Hatırlanacağı üzere faktör analizi, gözlenen değişkenler arasındaki doğrusal ilişki katsayılarına dayanmakta olup veri kümesinin ardındaki gizil yapıyı ortaya çıkarmayı amaçlamaktadır. Bu amaç doğrultusunda kullanılan ortak faktör modeli; herhangi iki gözlenen değişken arasındaki korelasyonun, bu değişkenleri etkileyen aynı gizil yapıdan kaynaklandığını varsaymaktadır. Buna ek olarak, her bir gözlenen değişkenin sistematik ve tesadüfi etkilerini yansıtan spesifik faktör tarafından etkilendiğini de varsaymaktadır.⁹⁰ Dolayısıyla gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon matrisine dayanan faktör analizi için; öncelikle veri kümesinin özelliklerinin incelenmesi ve uygun korelasyon katsayısı türüne karar verilmesi oldukça önem arz etmektedir.

Sosyal ve davranışsal bilimlerde araştırmacılar, genellikle doğrudan gözlenemeyen ya da ölçülemeyen teorik yapılar ile ilgilenmekte olup veri toplama aracı olarak ise genellikle anket tekniğini kullanmaktadır. Böylelikle söz konusu yapılar, anket aracılığıyla dolaylı olarak ölçülebilmektedir. Bu süreçte ikili ya da sıralı yanıt düzeyi kullanılarak oluşturulan her ikili veya sıralı gözlenen değişken, normal dağıldığı varsayılan ve gözlenemeyen sürekli bir değişken tarafından meydana getirilmektedir. Diğer bir ifadeyle, gözlenen değişkenler genellikle ikili ya da sıralı olmaktadır. Hâlbuki faktör analizinin teorisi ve uygulaması sürekli değişkenler için geliştirilmiştir.⁹¹ Dolayısıyla gözlenen değişkenlerin sürekli olduğu ve normal dağıldığı varsayımlarının sağlamaması durumunda, Pearson korelasyon katsayısına dayanan ortak faktör modelinin kullanılması yanıltıcı bulgulara ulaşılmasına neden olacaktır. Bir başka ifadeyle, değişkenlerin yanıt düzeylerinin ikili olması durumunda normallik varsayımı gerçekleşmemekte olup parametrelerin standart hatalarının ve anlamlılık testlerinin yanlış olması ihtimali ortaya çıkmaktadır. Bu durumda korelasyon katsayıları olduğundan düşük hesaplanacak, türetilen faktör sayısı olması gerekenden büyük belirlenecek ve faktör yükleri olması gerekenden düşük tahmin edilecektir.⁹² Özetle, faktör analizi uygulanmadan önce

⁹⁰ Fabrigar and Wegener, **a.g.e.** , pp. 143-144.

⁹¹ Karl G. Jöreskog and Irini Moustaki, "Factor Analysis of Ordinal Variables: A Comparison of Three Approaches", **Multivariate Behavioral Research**, 36 (3), 2001, pp. 347-348.

⁹² Woods, **a.g.e.** , pp. 215-216.

verinin özelliklerinin incelenmesinin ve ardından uygun korelasyon katsayısı türünün seçilmesinin sağlıklı bulgulara ulaşılması açısından önem arz ettiği görülmüştür.

Bu araştırmada ikili değişkenler için faktör analizinin tanıtılması gayesiyle; devlet yükseköğretim kurumlarından çalışan öğretim elemanlarının ÇYK'sı ve bileşenlerinin incelenmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda, ölçüm aracı olarak 23 ifadeden meydana gelen WRQoL ölçeği kullanılmış olup e-anket aracılığıyla veri toplama süreci gerçekleştirilmiştir. Söz konusu ölçekte yer alan ifadeler katılım düzeyinin ikili (katılmıyorum ve katılıyorum) olmasından dolayı ikili değişkenler için faktör analizi yöntemi kullanılmıştır. Diğer bir ifadeyle, gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon matrisinden hareketle veri kümesinin ardındaki gizil yapının keşfedilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla toplanan veri kümesi, 23 ifade ve 550 gözlemden oluşmakta olup her bir gözlenen değişken başına yaklaşık 24 gözlem düşmektedir. Bu hususla ilgili olarak örnek büyüklüğünün gözlenen değişken sayısının 10 katı olmasının kabul edilebilir olduğu ifade edilmiştir.⁹³ Dolayısıyla, faktör analizi tasarımı açısından araştırmanın örnek büyüklüğü yeterli görülmekte olup örnek seçimi süreci de tasarıma uygun olarak gerçekleştirilmiştir.

Çalışmanın uygulama kısmına geçmeden önce veri kümesinde yer alan 23 gözlenen değişkeni, WRQoL ölçeğinde yer alan 23 ifadenin oluşturduğunu hatırlatmak gerekmektedir. Bahsedildiği üzere bu değişkenlerin ölçüm düzeyleri ikili olup 0 sembolü “Katılmıyorum”, 1 sembolü ise “Katılıyorum” düzeyini göstermektedir. Ancak ölçekte yer alan yedinci, dokuzuncu ve ondokuzuncu ifadeler olumsuz olduğundan analize başlanmadan yeniden kodlanmıştır.

4.7.1. Faktör Analizinin Uygulanabilirliğinin İncelenmesi

Hatırlanacağı üzere; faktör analizinin uygulanabilmesi için birtakım istatistiksel ve kavramsal varsayımların sağlanması gerekmektedir. Bahsedildiği üzere kavramsal varsayımlar, seçilen gözlenen değişkenlerin arkasında yatan gizil yapılara ilişkin olmaktadır. İstatistiksel varsayımlar ise *normallik (normality)*, *eş varyanslılık (homoscedasticity)* ve *doğrusallık (linearity)* olarak ifade edilmiştir. Söz

⁹³ Hair et. al. , **a.g.e.** , p.100.

konusu varsayımlardan sapmalar ise gözlenen değişkenler arasındaki korelasyonları etkilemektedir. Dolayısıyla araştırmacının, gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon matrisinin faktör analizine uygunluğunu değerlendirmesi gerekmektedir.⁹⁴

Bu araştırmada gözlenen değişkenlerin ölçüm düzeylerinin ikili olmasından dolayı dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon katsayıları hesaplanmıştır. Ardından söz konusu korelasyon matrisinin faktör analizine uygunluğunun değerlendirilmesi amacıyla önce görsel olarak inceleme yapılmıştır. Çünkü korelasyon matrisinde yer alan tüm değerlerin 0,30'dan küçük olması durumunda faktör analizinin uygulanmasına gerek duyulmamaktadır.⁹⁵ Bu durumun aksine, gözlenen değişkenler arasında yüksek korelasyonların ($r \geq 0,80$) bulunması ise çoklu doğrusal bağlantı (multicollinearity) problemini doğurmakta ve bu durumda aralarında yüksek korelasyon bulunan gözlenen değişkenlerden bir ya da birkaçının analizden çıkarılması gerekmektedir.⁹⁶ Söz konusu bilgilerden hareketle faktör analizinin uygulanabilirliğine karar verilmesi sürecinde korelasyon matrisinin görsel olarak incelenmesinin önem arz ettiği anlaşılmaktadır. Fakat bu süreçte sadece korelasyon matrisinin değil kısmi korelasyon matrisinin de incelenmesi gerekmektedir. Kısmi korelasyon matrisinin diyagonal dışı elemanlarının değerlerinin sıfıra yakın olması halinde bu matris, diyagonal bir matris olan spesifik varyans matrisine benzemektedir. Eğer kısmi korelasyon matrisi yaklaşık olarak diyagonal değil ise faktör analizinin uygulanabilirliği için iyi bir örnekleme çalışmadığı anlaşılmaktadır.⁹⁷ Kısacası, görsel inceleme aşamasında gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon katsayılarının yeterince güçlü, kısmi korelasyon katsayılarının ise oldukça zayıf olması beklenmektedir.

Korelasyon matrisinin faktörlenebilirliğine karar verilmesi sürecinde görsel inceleme sonrasında korelasyon matrisinin determinantı, Bartlett küresellik testi, KMO ve MSA ölçütleri dikkate alınmalıdır. Bilindiği üzere korelasyon matrisinin determinantı, 0 ile 1 arasında değer almaktadır. Bu değer, sıfıra yakın olması

⁹⁴ A.e. , p. 127.

⁹⁵ Tabachnick and Fidell, a.g.e. , p. 619.

⁹⁶ Pett, Lackey and Sullivan, a.g.e. , p. 87.

⁹⁷ Mulaik, a.g.e. , pp. 240-241.

faktörlenebilirlik hususunda olumlu bir gösterge olmaktadır. Bir diğer kriter olan Bartlett küresellik testi ise faktör analizinin uygulanması için gözlenen değişkenler arasında yeterli düzeyde doğrusal ilişki olup olmadığını sınıamaktadır. Bu testin temel hipotezi, gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon matrisinin birim matrise eşit olduğu şeklinde olup korelasyon matrisinin faktörlenebilirliği açısından temel hipotezin reddedilmesi istenmektedir. KMO ve MSA ölçütleri ise korelasyon ve kısmi korelasyon matrisleri kullanılarak hesaplanmakta ve örneklem yeterliliği hakkında bilgi sunmaktadır. KMO, bütün değişkenlerin genel olarak faktör analizine uygunluğunu ölçerken MSA değeri, her bir değişkenin faktör analizine uygunluğunu göstermektedir. Söz konusu değerlerin 0,50'den az olmaması gerekmektedir.

Bu çalışmada 23 gözlenen değişken arasında hesaplanan dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon matrisinin faktörlenebilirliğine karar vermek amacıyla bahsedilen kriterler dikkate alınmıştır. Bu süreçte öncelikle gözlenen değişkenler arasındaki korelasyonlar ve kısmi korelasyonlar incelenmiş olup birinci gözlenen değişkenin diğer gözlenen değişkenlerle arasındaki korelasyonların zayıf olduğu görülmüştür. Ayrıca “Son zamanlarda kendimi mutsuz ve depresif hissediyorum.” ve “Her şey göz önüne alındığında, son zamanlarda kendimi epey mutlu hissediyorum.” ifadeleri arasında yani dokuzuncu gözlenen değişken ile yirmibirinci gözlenen değişken arasında güçlü doğrusal ilişki olduğu tespit edilmiştir. Görsel inceleme sonrasında ise korelasyon matrisinin determinantı hesaplanmış ve sıfır olarak bulunmuştur. Korelasyon matrisinin determinatının sıfır olması nedeniyle Bartlett küresellik test istatistiği ve korelasyon matrisinin tersi bulunmadığından KMO ile MSA değerleri hesaplanamamıştır. Bu durum üzerine öncelikle dokuzuncu değişken veri kümesinden çıkartılmış ve dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon matrisi yeniden hesaplanmıştır. Ardından ise söz konusu korelasyon matrisinden hareketle KMO ve MSA değerleri hesaplanmış olup birinci değişkenin MSA değerinin 0,50'nin altında kaldığı gözlenmiştir. Bunun üzerine, öncelikle MSA değeri 0,17 olan birinci değişken veri kümesinden çıkartılmıştır. Sonrasına ise dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon matrisi yeniden hesaplanmış ve her bir değişkenin MSA değerinin 0,50'nin üzerinde olduğu görülmüştür. Böylelikle 1 ve 9. değişkenlerin analiz dışında

bırakılmasıyla hesaplanan korelasyon matrisinin faktörlenebilirliği incelenmiş ve ulaşılan bulgular Tablo 4.8’de sunulmuştur.

Tablo 4.8: 21 Değişken için KMO Değeri ve Bartlett Küresellik Testi Sonucu

Kaiser-Meyer-Olkin Örneklem Yeterlilik Ölçütü		0,82
Bartlett Küresellik Testi	Ki-Kare Test İstatistiği	11430,61
	Serbestlik Derecesi	210
	Test İstatistiğinin Olasılık Değeri	0,00

Tablo 4.8’de birinci ve dokuzuncu değişkenlerin veri kümesinden çıkartılması sonrası elde edilen bulgulara yer verilmiştir. Tablo 4.8’de görüldüğü üzere Bartlett küresellik testi neticesinde temel hipotez reddedilmiş ve KMO değeri 0,82 bulunmuştur. Korelasyon matrisinin faktörlenebilirliği incelenirken her bir gözlenen değişkenin MSA değerinin 0,50’den düşük olmaması gerekmesine rağmen, MSA değerinin en az 0,60 olması arzu edilmektedir. Aksi durumda söz konusu gözlenen değişkenin analizden çıkarılması önerilmektedir.⁹⁸ Söz konusu inceleme neticesinde her bir gözlenen değişkenin MSA değerinin 0,60 ve üzeri olduğu görülmüş olup Tablo 4.9’da sunulmuştur.

Tablo 4.9: MSA Değerleri

Değişken	MSA	Değişken	MSA	Değişken	MSA
S2	0,77	S10	0,87	S17	0,77
S3	0,79	S11	0,96	S18	0,90
S4	0,89	S12	0,70	S19	0,90
S5	0,84	S13	0,92	S20	0,70
S6	0,60	S14	0,92	S21	0,80
S7	0,80	S15	0,75	S22	0,92
S8	0,85	S16	0,91	S23	0,68

Tablo 4.9’da WRQoL ölçeğindeki ifade sıralaması dikkate alınarak her bir gözlenen değişkene ait MSA değeri sunulmuştur. Bu bulgulardan hareketle, faktör

⁹⁸ A.e. , p. 241.

analizinin uygulanabilmesi için hesaplanan korelasyon matrisinin uygun olduğu anlaşılmıştır.

Korelasyon matrisinin faktörlenebilirliğine karar verilmesinin ardından faktör modelinin tahmini ve değerlendirilmesi aşamasına geçilmiştir.

4.7.2. Faktör Modelinin Tahmini ve Değerlendirilmesi

Korelasyon matrisinin faktörlenebilirliğine karar verildikten sonra uygun faktör tahmin metodu kullanılarak faktör modeli oluşturulmuştur. Hatırlanacağı üzere; önceki kısımlarda faktör tahmin metotlarının avantajlarından ve dezavantajlarından bahsedilmiş olup bu çalışma için ULS ve RWLS metotlarının uygun olabileceği belirtilmiştir. Bu kısımda sırasıyla; ULS ve RWLS metotları kullanılarak faktör modeli tahmin edilecek olup ardından ulaşılan bulguların karşılaştırılmasına yer verilecektir.

Faktör modeli ULS metodu kullanılarak tahmin edilmiş olup uygun faktör sayısının belirlenmesi için Kaiser - Guttman kuralı, yamaç testi, varyans yüzdesi kriteri, paralel analiz, MAP metodu, yorumlanabilirlik kriteri ve RMSR değeri dikkate alınmıştır.

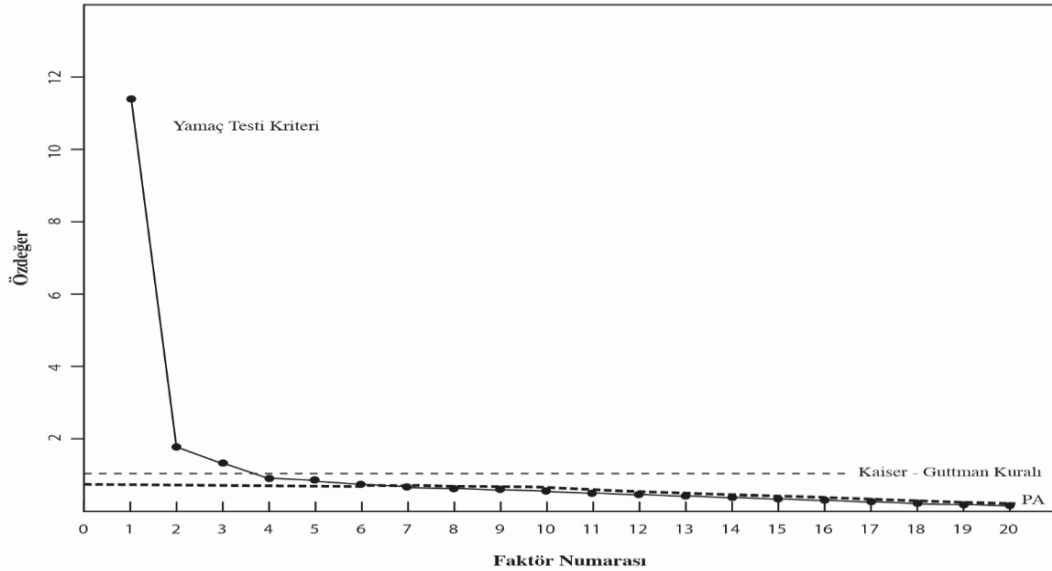
Tablo 4.10: 21 Değişken için Korelasyon Matrisinin Özdeğerleri ve Toplam Açıklanan Varyans

Faktör	Başlangıç Özdeğerleri		
	Özdeğer	Açıklanan Varyans (%)	Kümülatif Açıklanan Varyans (%)
1	11,612	55,295	55,295
2	1,501	7,148	62,443
3	1,370	6,524	68,967
4	0,961	4,576	73,543
5	0,872	4,152	77,695
6	0,790	3,762	81,457
7	0,554	2,638	84,095
8	0,477	2,271	86,367
9	0,451	2,148	88,514
10	0,352	1,676	90,190

Tablo 4.10 incelendiğinde 21 gözlenen değişken arasındaki korelasyon matrisinin 21 özdeğere sahip olmasına rağmen ilk 10 özdeğere yer verildiği

görülmüştür. Korelasyon matrisinin özdeğerleri toplamı, toplam gözlenen değişken sayısına eşit olduğundan her bir özdeğerin 21'e bölünmesi neticesinde açıklanan varyans başlıklı sütundaki değerler bulunmuştur. Tablo 4.10'da görüldüğü üzere Kaiser – Guttman kuralı ve varyans yüzdesi kriteri, faktör sayısını 3 olarak önermiştir.

Hatırlanacağı üzere, uygun faktör sayısı belirlenirken söz konusu kriterlerden yalnızca biri değil birkaçı dikkate alınarak karar verilmesi gerektiğinden bahsedilmiştir. Bu nedenle, yamaç testi ve paralel analiz sonuçları da elde edilmiş ve elde edilen bulgular Grafik 4.1'de sunulmuştur.



Grafik 4.1: Yamaç Testi ve Paralel Analiz Sonuçları

Grafik 4.1'de görüldüğü üzere paralel analiz neticesinde ulaşılan bulgular; uygun faktör sayısının 6 olduğunu işaret ederken yamaç testi, faktör sayısının 5 olması gerektiğini göstermektedir. Ancak faktör modelinin 6 boyutlu olarak tahmin edilmesi neticesinde Heywood case ile karşılaşmış yani en az bir gözlenen değişkenin spesifik varyansı negatif olarak bulunmuştur. Bu durum, faktör sayısının olması gerekenden fazla belirlendiğinin bir göstergesi olarak algılanmıştır. Uygun faktör sayısına karar verilmesinde kullanılan bir diğer kriter olan MAP metodu ise

faktör sayısının 3 olması gerektiğini önermiştir. Çünkü faktör sayısının 3 olduğu noktada MAP, en küçük olan 0,033 değerini almış ve sonrasında yükselmiştir.

Söz konusu bulgular, yorumlanabilirlik kriteri ve RMSR değeri göz önüne alınarak değerlendirildiğinde; yamaç testinin de önerdiği üzere 5 faktör kullanılmasına karar verilmiştir. Ayrıca hatırlanacağı üzere; Kaiser – Guttman kuralının faktör sayısı belirlenme sürecinde özdeğeri 1,01 olan faktörü önemli sayarken özdeğeri 0,99 olanı önemsiz sayması kavramsal olarak keyfi bulgulara ulaşılmasına neden olabilmektedir. Dolayısıyla Tablo 4.10’da yer alan özdeğer ve açıklanan varyans büyüklükleri de göz önüne alınarak uygun faktör sayısının 5 olması gerektiği anlaşılmıştır. Böylelikle, gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon matrisinden hareketle gözlenen değişken sayısından daha az sayıda ve toplam değişkenliğin %77,695’ini açıklayan boyut sayısına karar verilmiştir.

Faktör modelinin tahmini ve uygun faktör sayısının belirlenmesi aşamaları neticesinde elde edilen faktör yükü örüntü matrisi incelendiğinde; en yüksek açıklayıcılığa sahip olan ilk faktörün, tüm gözlenen değişkenlerle yüksek faktör yüklerine sahip olduğu ve diğer dört faktörün ise gözlenen değişkenlerle arasındaki faktör yüklerinin düşük olduğu tespit edilmiştir. Bu durum faktör analizi neticesinde elde edilen çözümün, kavramsal olarak nasıl yorumlanabileceği problemini doğurmuştur. Dolayısıyla kavramsal olarak anlamlı ve yorumlanabilir basit yapıya ulaşmak amacıyla faktör döndürme yöntemlerinden “varimax yöntemi” kullanılmıştır. Böylelikle faktörlerin basitleştirilmesi amaçlanmıştır.

Özetle; ULS metodu ile faktör modeli tahmin edilmiş, uygun faktör sayısı 5 olarak belirlenmiş ve varimax yöntemi ile dik döndürme yapılmıştır. Bu aşamalar neticesinde herhangi bir değişkenin; farklı faktör sütunlarında benzer faktör yüklerine sahip olup olmadığı, faktörü oluşturan diğer değişkenlerle kavramsal bütünlük sağlayıp sağlayamadığı ve ortak varyansı incelenmiştir. Bu inceleme neticesinde yirminci değişkenin faktör yüklerinin sırasıyla 0,053 , 0,212 , 0,301, 0,003 ve 0,264 olduğu görülmüş olup ortak varyansı 0,208 olarak hesaplanmıştır. Bahsedilen gerekçelerle yirminci değişkenin analizden çıkartılmasına karar verilmiş ve tüm aşamalar yeniden gerçekleştirilmiştir.

Tablo 4.11’de söz konusu değişkenlerin analiz dışında bırakılmasıyla elde edilen korelasyon matrisinin faktörlenebilirliğine ilişkin bulgular sunulmuştur.

Tablo 4.11: 20 Değişken için KMO Değeri ve Bartlett Küresellik Testi Sonucu

Kaiser-Meyer-Olkin Örneklem Yeterlilik Ölçütü		0,83
Bartlett Küresellik Testi	Ki-Kare Test İstatistiği	11173,45
	Serbestlik Derecesi	190
	Test İstatistiğinin Olasılık Değeri	0,00

Tablo 4.11 incelendiğinde; örneklem yeterlilik ölçütüne ilişkin değerin 0,83 olduğu görülmüştür. Bartlett küresellik testi neticesinde ise korelasyon matrisinin birim matrise eşitliğini gösteren temel hipotezin 0,05 anlamlılık düzeyinde reddedildiği görülmüştür. Dolayısıyla söz konusu korelasyon matrisinin faktörlenebilirliğine karar verilmiştir.

Tablo 4.12’de ise birinci, dokuzuncu ve yirminci değişkenin veri matrisi dışında bırakılmasıyla hesaplanan korelasyon matrisinin özdeğerlerine ve açıklanan varyanslarına yer verilmiştir.

Tablo 4.12: 20 Değişken için Korelasyon Matrisinin Özdeğerleri ve Toplam Açıklanan Varyans

Faktör	Başlangıç Özdeğerleri		
	Özdeğer	Açıklanan Varyans (%)	Kümülatif Açıklanan Varyans (%)
1	11,444	57,220	57,220
2	1,432	7,160	64,380
3	1,366	6,830	71,210
4	0,927	4,635	75,845
5	0,862	4,310	80,155
6	0,578	2,890	83,045
7	0,483	2,415	85,460
8	0,455	2,275	87,735
9	0,361	1,805	89,540
10	0,347	1,735	91,275

Tablo 4.12 incelendiğinde; 20 gözlenen değişken arasındaki korelasyon matrisinin 20 özdeğere sahip olmasına rağmen ilk 10 özdeğere yer verildiği görülmüştür. Korelasyon matrisinin özdeğerleri toplamı, toplam gözlenen değişken sayısına eşit olması nedeniyle her bir özdeğerin 20'ye bölünmesi neticesinde açıklanan varyans başlıklı sütundaki değerler bulunmuştur.

Uygun faktör sayısının belirlenmesi amacıyla bahsedilen kriterler tekrar değerlendirilmiş olup bulgular, Tablo 4.13'te gösterilmiştir.

Tablo 4.13: 20 Değişken için Uygun Faktör Sayısının Belirlenmesine İlişkin Bulgular

Kriter	Önerilen Faktör Sayısı
Kaiser – Guttman	3
Açıklanan Varyans	3
Yamaç Testi	5
Paralel Analiz	5
MAP	3
Yorumlanabilirlik	5
RMSR	5

ULS metodu ile faktör modeli tahmin edilmiş, uygun faktör sayısı 5 olarak belirlenmiş ve varimax yöntemi ile dik döndürme yapılmıştır. Söz konusu işlemler neticesinde herhangi bir değişkenin; farklı faktör sütunlarında benzer faktör yüklerine sahip olup olmadığı, faktörü oluşturan diğer değişkenlerle kavramsal bütünlük sağlayıp sağlayamadığı ve ortak varyansı incelenmiştir. Bu inceleme neticesinde onaltıncı değişkenin faktör yüklerinin sırasıyla 0,279 , 0,462 , 0,471 , 0,012 ve 0,151 olduğu görülmüş olup ortak varyansı 0,536 olarak hesaplanmıştır. Bahsedilen nedenlerle onaltıncı değişkenin analizden çıkartılmasına karar verilmiş ve tüm aşamalar yeniden gerçekleştirilmiştir.

Tablo 4.14: 19 Değişken için KMO Değeri ve Bartlett Küresellik Testi Sonucu

Kaiser-Meyer-Olkin Örneklem Yeterlilik Ölçütü		0,83
Bartlett Küresellik Testi	Ki-Kare Test İstatistiği	10668,70
	Serbestlik Derecesi	171
	Test İstatistiğinin Olasılık Değeri	0,00

Tablo 4.14'e bakıldığında veri kümesinden yirminci değişkenin çıkartılmasıyla birlikte KMO değeri 0,83 olarak hesaplanmış ve her bir gözlenen değişkenin MSA değeri 0,60 ve üzerinde bulunmuştur. Ayrıca Bartlett küresellik testi sonucunda 0,05 anlamlılık düzeyinde temel hipotez reddedilmiştir. Dolayısıyla 19 gözlenen değişken arasındaki korelasyon matrisinin faktör analizinin uygulanabilmesi için uygun olduğuna karar verilmiştir.

Tablo 4.15'te 1, 9, 16 ve 20. değişkenlerin veri kümesinin dışında bırakılmasıyla hesaplanan korelasyon matrisinin özdeğerlerine ve açıklanan varyanslarına yer verilmiştir.

Tablo 4.15: 19 Değişken için Korelasyon Matrisinin Özdeğerleri ve Toplam Açıklanan Varyans

Faktör	Başlangıç Özdeğerleri		
	Özdeğer	Açıklanan Varyans (%)	Kümülatif Açıklanan Varyans (%)
1	10,983	57,805	57,805
2	1,429	7,521	65,326
3	1,363	7,174	72,500
4	0,901	4,742	77,242
5	0,779	4,100	81,342
6	0,528	2,779	84,121
7	0,459	2,416	86,537
8	0,412	2,168	88,705
9	0,351	1,847	90,553
10	0,310	1,632	92,184

Tablo 4.15 incelendiğinde; hesaplanan korelasyon matrisinin 19 özdeğere sahip olmasına rağmen ilk 10 özdeğere yer verildiği görülmüştür. Korelasyon matrisinin özdeğerleri toplamı, toplam gözlenen değişken sayısına eşit olmaktadır. Dolayısıyla açıklanan varyans başlıklı sütundaki değer; her bir özdeğerin 19'a bölünmesiyle elde edilmiştir. Uygun faktör sayısının belirlenmesi amacıyla bahsedilen kriterler tekrar değerlendirilmiş olup bulgular Tablo 4.16'da gösterilmiştir.

Tablo 4.16: 19 Değişken için Uygun Faktör Sayısının Belirlenmesine İlişkin Bulgular

Kriter	Önerilen Faktör Sayısı
Kaiser – Guttman	3
Açıklanan Varyans	3
Yamaç Testi	5
Paralel Analiz	5
MAP	3
Yorumlanabilirlik	5
RMSR	5

Tablo 4.16'dan hareketle; yamaç testi, yorumlanabilirlik kriteri ve RMSR değeri göz önüne alınarak faktör sayısının 5 olmasına karar verilmiştir. Bu aşamanın ardından basit yapıya ulaşmak için varimax yöntemi ile dik döndürme işlemi gerçekleştirilmiştir. Sonrasında ise faktör yükleri matrisi incelenmiş olup herhangi bir değişkenin; farklı faktör sütunlarında benzer faktör yüklerine sahip olup olmadığı, ortak varyansı ve faktörü oluşturan diğer değişkenlerle kavramsal bütünlük sağlayıp sağlayamadığı dikkate alınarak onsekizinci değişkenin analizden çıkartılmasına karar verilmiştir. Bahsedilen tüm aşamalar yeniden gerçekleştirilmiş ve aynı gerekçelerle sırasıyla 3 ve 22. değişkenler analizden çıkartılmıştır. Söz konusu değişkenlerin analiz dışında bırakılmasıyla tüm aşamalar yeniden gerçekleştirilmiş olup Tablo 4.17'de nihai bulgular raporlanmıştır.

Tablo 4.17: 16 Değişken için KMO Değeri ve Bartlett Küresellik Testi Sonucu

Kaiser-Meyer-Olkin Örneklem Yeterlilik Ölçütü		0,82
Bartlett Küresellik Testi	Ki-Kare Test İstatistiği	8516,04
	Serbestlik Derecesi	120
	Test İstatistiğinin Olasılık Değeri	0,00

Tablo 4.17 incelendiğinde korelasyon matrisinin faktör analizinin uygulanabilmesi için uygun olduğu görülmüştür.

Tablo 4.18: 16 Değişken için Korelasyon Matrisinin Özdeğerleri ve Toplam Açıklanan Varyans

Faktör	Başlangıç Özdeğerleri		
	Özdeğer	Açıklanan Varyans (%)	Kümülatif Açıklanan Varyans (%)
1	9,183	57,394	57,394
2	1,388	8,675	66,069
3	1,344	8,400	74,469
4	0,887	5,544	80,013
5	0,610	3,813	83,825
6	0,413	2,581	86,406
7	0,394	2,463	88,869
8	0,351	2,194	91,063
9	0,304	1,900	92,963
10	0,244	1,525	94,488

Tablo 4.18 incelendiğinde hesaplanan korelasyon matrisinin 16 özdeğere sahip olmasına rağmen ilk 10 özdeğere yer verildiği görülmüştür. Korelasyon matrisinin özdeğerleri toplamı, toplam gözlenen değişken sayısına eşit olduğundan her bir özdeğerin 16'ya bölünmesiyle açıklanan varyans başlıklı sütundaki değerler hesaplanmıştır. Uygun faktör sayısının belirlenmesi amacıyla kullanılan kriterlerin bulguları ise Tablo 4.19'da sunulmuştur.

Tablo 4.19: 16 Değişken için Uygun Faktör Sayısının Belirlenmesine İlişkin Bulgular

Kriter	Önerilen Faktör Sayısı
Kaiser – Guttman	3
Açıklanan Varyans	3
Yamaç Testi	5
Paralel Analiz	5
MAP	3
Yorumlanabilirlik	5
RMSR	5

Tablo 4.19 incelendiğinde; yamaç testi, yorumlanabilirlik kriteri ve RMSR değerine göre faktör sayısının 5 olmasına karar verilmiştir. Ayrıca 5 faktörlü modelin RMSR değeri 0,020 olarak hesaplandığını belirtmek gerekmektedir.

Tablo 4.20: Faktör Analizi Sonuçları (ULS)

Faktör 1: Genel İyilik Hali	
Değişkenler	Faktör Yükleri
Her şey göz önüne alındığında, son zamanlarda kendimi epey mutlu hissediyorum.	0,817
Genellikle işler benim için yolunda gidiyor.	0,780
Birçok yönden hayatım ideale yakın.	0,761
Hayatımdan memnunum.	0,752
Kendimi şu an iyi hissediyorum.	0,681
Faktör 2: İşyerinde Kontrol	
Değişkenler	Faktör Yükleri
Çalışma alanımdaki çalışanları etkileyen kararlarda sürece dahil oluyorum.	0,910
Çalışma alanımda beni etkileyen kararlarda sürece dahil oluyorum.	0,706
Çalışma alanımda düşüncelerimi dile getirebiliyor ve değişimlere etki edebilecek durumda hissediyorum	0,592
Faktör 3: İş Memnuniyeti	
Değişkenler	Faktör Yükleri
Bir işi başarıyla tamamladığım zaman yöneticim tarafından takdir ediliyorum.	0,684
İşverenim, işimi etkin bir şekilde yapabilmem için ihtiyacım olan şeyleri temin eder.	0,673
İşimde yeni beceriler geliştirmem için teşvik ediliyorum.	0,594
Faktör 4: İş – Yaşam Dengesi	
Değişkenler	Faktör Yükleri
Şu anki mesai saatlerim / çalışma düzenim kişisel şartlarıma uyuyor.	0,865
Yöneticim, esnek çalışma saatlerini / düzenini etkin bir şekilde destekliyor.	0,654
İşverenim, aile yaşamımla uyum içinde çalışabilmemi sağlayacak yeterli imkan ve esnekliği sağlar.	0,536
Faktör 5: İşyerinde Stres	
Değişkenler	Faktör Yükleri
İşteyken sıklıkla kendimi aşırı derecede stresli hissediyorum.	0,884
İşteyken kendimi sık sık baskı altında hissediyorum.	0,629

Tablo 4.20 incelendiğinde ULS metodu kullanılarak tahmin edilen faktör modelinin varimax yöntemiyle dik döndürülmesi neticesinde elde edilen faktör yapısının yer aldığı görülmüştür. Bu aşamada faktör yükü matrisinden hareketle kavramsal olarak anlam bütünlüğü oluşturan boyutların altında yer değişkenler incelenerek faktör isimlendirilmesi yapılmıştır. Tablo 4.20’de görüldüğü üzere faktörlere sırasıyla *Genel İyilik Hali (GWB)*, *İşyerinde Kontrol (CAW)*, *İş*

Memnuniyeti (Job Satisfaction - JS), İş – Yaşam Dengesi (Work – Life Balance – WLB) ve İşyerinde Stres (SAW) isimleri verilmiştir. GWB boyutu; çalışanın genel olarak yaşamından duyduğu mutluluğu ve memnuniyeti yansıtmakta olup 5 ifadeden meydana gelmiştir. Hatırlanacağı üzere GWB, WRQoL ölçeğinin boyutlarından biri olup 6 ifadeden oluşmaktadır. Fakat bu çalışmada “Son zamanlarda kendimi mutsuz ve depresif hissediyorum” ifadesinin analiz neticesinde çıkartılmasına karar verilmiştir. Dolayısıyla analiz neticesinde elde edilen GWB faktörü, 5 ifadeden oluşmuştur. İkinci faktör, işyerinde kararlara katılım ve bu süreci kontrolle ilgili ifadeleri içermekte olup WRQoL ölçeğindeki ismiyle CAW olarak adlandırılmıştır. Hatırlanacağı üzere WRQoL ölçeğindeki CAW faktörü de 3 ifadeden oluşmaktadır. Bir diğer faktör, işyerinde sunulan fiziki imkânlardan ve çalışma ortamından duyulan memnuniyeti yansıtmakta olup üç ifadeden oluşmuştur. Bu faktör, JS olarak adlandırılmıştır. Dördüncü faktör, üç ifadeden oluşmakta olup ev – iş etkileşimi ya da iş – yaşam dengesi olarak adlandırılabilir. WRQoL ölçeğinde de üç ifadeden oluşan bu faktör, iş – yaşam dengesi olarak adlandırılmıştır. SAW ise son faktör olup iki ifadeden oluşmakta ve işyerinde çalışanın algıladığı stresi ölçmektedir. Söz konusu faktörlerin, açıkladıkları varyanslara ilişkin bilgiler ise Tablo 4.21’de verilmiştir.

Tablo 4.21: Faktörlerin Açıkladığı Varyanslar

Faktör	İfade Sayısı	Varyans
GWB	5	3,810
CAW	3	2,619
JS	3	2,133
WLB	3	2,129
SAW	2	1,729
Ölçme Aracı	16	12,420

Tablo 4.21 incelendiğinde; faktör analizi neticesinde isimlendirilen her bir faktörün kapsadığı ifade sayısına ve açıkladığı varyansa ilişkin bilgiye yer verildiği görülmüştür. “İfade Sayısı” başlıklı sütun; her bir faktörde yer alan değişken sayısını göstermektedir. “Varyans” başlıklı sütun ise her bir faktörün açıkladığı varyansı

göstermektedir. Bu sütun hesaplanırken satırlarında gözlenen değişkenlerin sütunlarında faktörlerin yer aldığı faktör yükü matrisi kullanılmıştır. Her bir sütundaki faktör yüklerinin kareleri toplamı alınarak bu değerlere ulaşılmıştır. Söz konusu sütunların toplamı $(3,810+2,619+2,133+2,129+1,729)$ ise 12,420 olarak bulunmuş olup söz konusu faktörlerin toplam varyansın %77,622'sini açıkladığı anlaşılmıştır. Bilindiği üzere; varyans temelli faktör analizine temel bileşenler yaklaşımı kullanıldığında hesaplanan başlangıç özdeğerleri ile türetilen faktörlerin açıkladığı varyanslar eşit olmaktadır. Halbuki korelasyon temelli olan ve spesifik faktör de içeren ortak faktör modeline dayanan faktör tahmin metotları kullanıldığında bu durumun gerçekleşmemektedir. Bu çalışmada görüldüğü üzere; gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon matrisinin ilk beş özdeğerinin toplam açıkladığı varyans %83,825 iken ULS metodu neticesinde elde edilen ilk beş faktörün toplam açıkladığı varyans %77,622'dir.

Ölçme işlemiyle; gözlenen değişkenler ve ardında yatan gözlenemeyen yapı arasındaki önemli ilişkiye odaklanılmaktadır. Bu ilişki çok güçlü olduğunda, gözlenen değişkenlerin analiziyle gizil yapılar arasındaki ilişkiler hakkında sağlıklı çıkarsamalar yapılabilir. Dolayısıyla ölçme aracının genel olarak güvenilirlik (reliability) ve geçerlilik (validity) olmak üzere iki temel özelliğe sahip olması istenmektedir. Güvenilirlik; değişik zamanlarda tekrarlanan deney, test ya da herhangi ölçme süreci sonucunda aynı bulgulara ulaşılması olarak tanımlanabilmektedir. Dolayısıyla aynı olgu ya da kavram için tekrarlanan ölçümler neticesinde ulaşılan bulguların tutarlı olması, söz konusu ölçme aracının güvenilirliğini göstermektedir.⁹⁹ Güvenilirlik, gözlenen skorun varyansındaki hata oranını belirlemekte olup; güvenilirlik katsayısı ise gözlenen skorlara yansıyan farklılıkların ne oranda gerçek farklara ne oranda şans ya da hata faktörüne bağlı olduğunu göstermektedir. Örneğin; güvenilirlik katsayısı 0,88 olan bir ölçme

⁹⁹ Edward G. Carmines and Richard A. Zeller, **Reliability and Validity Assessment**, Ninth Printing, USA, Sage Publications, 1987, pp. 10-12.

aracından elde edilen gözlenen skorların %88 oranında gerçek farkları ve %12 oranında da hatayı yansıttığı anlaşılmaktadır.¹⁰⁰

Klasik ölçme teorisinde gözlenen değerler ve hata değerleri, Eşitlik (4.1)'deki gibi tanımlanmaktadır.

$$X = T + E \quad (4.1)$$

Söz konusu eşitlikte X gözlenen skoru (observed score), T gerçek skoru (true score) ve E ise hata skorunu (error score) göstermek üzere hata skorlarının ortalamasının sıfır olduğu ve T ile E arasında ilişki olmadığı varsayılmaktadır.

$$\sigma^2(X) = \sigma^2(T) + \sigma^2(E) \quad (4.2)$$

Eşitlik 4.2'den hareketle güvenilirlik katsayısı kolayca hesaplanabilmektedir.

$$\rho_{XT}^2 = \frac{\sigma^2(T)}{\sigma^2(T) + \sigma^2(E)} \quad (4.3)$$

Eşitlik 4.3'te görüldüğü üzere güvenilirlik, X ile T arasındaki korelasyonun karesi olarak tanımlanmakta olup gerçek skor varyansının gözlenen skor varyansına oranlanmasıyla elde edilmektedir.¹⁰¹

Sosyal bilimler alanında ölçme aracının güvenilirlik ölçütü olarak genelde alpha (α) katsayısı kullanılmaktadır. (α) katsayısı, değişkenlerin sürekli olduğunu varsaymaktadır. Söz konusu katsayının hesaplanmasında yaygın olarak Pearson korelasyon katsayıları kullanılmaktadır. Dolayısıyla Pearson korelasyon katsayısının hesaplanması için gerekli varsayımların sağlanamaması durumunda hem elde edilen korelasyon katsayıları hem de α katsayısı yanıltıcı olmaktadır. Yani gözlenen değişkenin yanıt düzeyinin ikili olması durumunda α katsayısının ve onun ikili

¹⁰⁰ Necla Öner, **Türkiye'de Kullanılan Psikolojik Testlerden Örnekler Bir Başvuru Kaynağı**, 7. Baskı, İstanbul, Boğaziçi Üniversitesi Yayınevi, 2012, s.14.

¹⁰¹ J. Patrick Meyer, **Reliability**, USA, Oxford University Press, 2010, pp. 9-20.

değişkenler için özel bir hali olan Kuder Richardson 20 (KR-20) katsayısının kullanılması güvenilirlik katsayısını olduğundan düşük göstermektedir.¹⁰²

Bu çalışmada gözlenemeyen sürekli değişkenleri ölçmek amacıyla yanıt düzeyi ikili olan değişkenler kullanıldığından 2007 yılında Bruno D. Zumbo, Anne M. Gadermann ve Cornelia Zeisser tarafından önerilen *sıralamalı (ordinal) α katsayısı* hesaplanmıştır. Tablo 4.22’de ölçme aracı ve her bir faktör için Cronbach’s α ve sıralamalı α katsayıları sunulmuştur.

Tablo 4.22: Cronbach’s α ve Sıralamalı α Katsayıları

Faktör	Cronbach’s α	Sıralamalı α
GWB	0,829	0,930
CAW	0,756	0,890
JS	0,766	0,890
WLB	0,677	0,860
SAW	0,761	0,910
Ölçme Aracı	0,894	0,950

Tablo 4.22 incelendiğinde; Pearson korelasyon matrisinden hareketle hesaplanan Cronbach’s α katsayılarının, dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon matrisine dayanan sıralamalı α katsayılarından küçük olduğu görülmüştür. α katsayısı, *içsel tutarlılık güvenilirliğini (internal consistency reliability)* ölçmekte olup 0,70 ve civarı değer alması “yeterli”, 0,80 ve civarı değer alması “çok iyi”, 0,90 ve üzeri değer alması ise “mükemmel” olarak kategorilendirilmektedir.¹⁰³ Tablo 4.22’de görüldüğü üzere sıralamalı α katsayıları 0,70 ve üzeri değerler almıştır.

Ölçme aracının diğer temel özelliği olan geçerlilik ise, ölçülmek istenilenin ne denli isabetli ya da doğru olarak ölçüldüğüyle ilgili bir kavramdır. Geçerliliğin sınanmasıyla ilgili birçok ölçüt bulunmasına rağmen bu çalışmada sadece *yapı (construct) geçerliliği* incelenmiştir. Yapı geçerliliği, ölçme aracının soyut bir

¹⁰² Bruno D. Zumbo, Anne M. Gadermann and Cornelia Zeisser, “Ordinal Versions of Coefficients Alpha and Theta for Likert Rating Scales”, **Journal of Modern Applied Statistical Methods**, 6 (1), 2007, pp. 21-29.

¹⁰³ Rex B. Kline, **a.g.e.**, p. 59.

olguyu ne derece doğru ölçtüğünü göstermektedir.¹⁰⁴ Yapı geçerliliği ise *yakınsama (convergent)* ve *ayırsama (discriminant)* geçerlilikleri ile değerlendirilmektedir.¹⁰⁵ Sosyal ve davranış bilimlerinde yapı geçerliliğini ölçmek amacıyla kullanılan önemli araçlardan biri Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA)'dır. DFA, faktör yapısıyla ilgili teorik ya da önsel bilginin olması durumunda verinin ardındaki faktör yapısını doğrulamak için kullanılmaktadır.¹⁰⁶ Dolayısıyla faktör analizi neticesinde elde edilen bulgulardan hareketle DFA uygulanmıştır. Bu aşamada tahminci olarak ULS değil *ortalama ve varyansa göre düzeltilmiş ağırlıklandırılmamış en küçük kareler (ULSMV)* metodu kullanılmıştır. Bilindiği üzere, ULS herhangi bir dağılım varsayımı gerektirmemektedir. Faktör analizinde sadece parametre tahminleriyle ilgilenildiğinden ULS metodu yeterli olmasına rağmen DFA'da standart hatalara ve test istatistiklerine gerek duyulmaktadır. Dolayısıyla ULSMV metodu kullanılarak standart hatalar ve test istatistikleri elde edilmiştir. ULS ve ULSMV tahmincileri, aynı parametre tahminlerini vermekte olup aralarındaki tek fark ULS'nin standart hataları ve test istatistiklerini sunmamasıdır.

Bahsedildiği üzere faktör analizi neticesinde veri kümesinin ardındaki gizil yapılar keşfedilmiş ardından bu yapıları doğrulamak için DFA uygulanmıştır. Faktör analizi gibi, DFA'nın amacı da gözlenen değişkenler arasındaki doğrusal ilişkileri dikkate alarak gizil yapıları tanımlamaktır. Her ikisi de ortak faktör modeline dayanmakta ve çoğunlukla aynı tahmincileri kullanmaktadır. Fakat faktör analizinin aksine, DFA'nın uygulanabilmesi için güçlü bir teorik bilginin ya da önsel araştırma bulgularının var olması gerekmektedir.¹⁰⁷ Diğer bir ifadeyle, DFA'ya başlamadan önce faktör sayısının ve hangi gözlenen değişkenlerin hangi faktörlerde yer aldığının belirlenmiş olması gerekmektedir. Ardından uygulanan DFA; önsel bir modelin ya da teorik yapının, veri ile uyumuna ilişkin istatistikler sunmaktadır. Yani, önsel bir modelin ya da teorik yapının reddine ya da onaylanmasına karar verilmesinde kullanılan bir araçtır.¹⁰⁸ Bu süreçte gözlenen ve tahmin edilen kovaryans matrisleri arasında uyumun iyiliğini göstermesi açısından ölçütler geliştirmiştir. Modelin

¹⁰⁴ Öner, **a.g.e.** , s. 16-17.

¹⁰⁵ Sekaran, **a.g.e.** , p. 207.

¹⁰⁶ Timothy A. Brown, **a.g.e.** , s.2.

¹⁰⁷ **A.e.** , pp. 40-50.

¹⁰⁸ Hair et. al. , **a.g.e.** , p. 603.

değerlendirilmesinde kullanılan en temel uyumun iyiliği ölçütü; ki-kare test istatistiğidir. Fakat dağılımsal varsayımların sağlanmaması ve örnek büyüklüğünün yeterince geniş olmaması durumunda yanıltıcı bulgulara ulaşılmaktadır. Ki-kare istatistiğinin örnek büyüklüğüne duyarlı olmasından dolayı ki-kare / serbestlik derecesi ölçütü ve başka uyumun iyiliği ölçütleri geliştirilmiştir.¹⁰⁹ Tablo 4.23'te söz konusu ölçütlere ilişkin değerler sunulmuştur.

Tablo 4.23: Model için Uyum Ölçütleri (ULSMV)

Uyum İndeksi	Kabul Edilebilir Değer ¹¹⁰	Elde Edilen Değer
Ki-Kare / Serbestlik Derecesi	$\leq 5,00$	1,520
Tucker – Lewis İndeksi (TLI)	$\geq 0,90$	0,988
Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (CFI)	$\geq 0,90$	0,990
Yaklaşım Hatasının Kareli Ortalamasının Karekökü (RMSEA)	$\leq 0,08$	0,031
RMSEA için %90 Güven Aralığı	En Küçük	0,020 – 0,041
Olasılık ($RMSEA \leq 0,05$)	$> 0,05$	1,000

Tablo 4.23 incelendiğinde; modelin değerlendirilmesine ilişkin bulguların yer aldığı görülmüştür. Söz konusu tablonun ilk satırında klasik uyumun iyiliği ölçütü olan ki-kare/serbestlik derecesi yer almakta olup kabul edilebilir sınırlar içinde olduğundan modelin kitle korelasyon matrisiyle uyumlu olduğuna karar verilmiştir. Bunun yanı sıra betimleyici uygunluk ölçüsü yaklaşım hatasının kareli ortalamasının karekökü (Root Mean Square Error of Approximation – RMSEA), model karşılaştırılmasını temel alan Tucker – Lewis İndeksi (Tucker–Lewis Index – TLI) ve Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (Comparative Fit Index – CFI) ise çalışmadaki modelin uygun model olduğunu istatistiksel olarak göstermektedir. Ayrıca çalışmada kullanılan TLI, Normlaştırılmamış Uyum İndeksi (Non-Normed Fit Index - NNFI) olarak da adlandırılmaktadır.

¹⁰⁹ Schermelleh-Engel, Moosbrugger and Müller, **a.g.e.** , pp. 31-36.

¹¹⁰ Jichuan Wang and Xiaoqian Wang, **Structural Equation Modeling: Applications Using Mplus**, West Sussex, UK, John Wiley&Sons Ltd., 2012, pp. 17-23.

DFA sonucunda elde edilen bulgulardan hareketle yakınsama geçerliliği değerlendirilmiştir. Belirli bir faktörün göstergesi olan değişkenlerin birbirine yakınsaması ya da ortak olarak yüksek oranda bir varyans paylaşmaları, yakınsama geçerliliği olarak ifade edilmektedir. Yakınsama geçerliliği için; standardize faktör yüklerinin 0,70 ve üzeri olması, her bir faktör için **yapı güvenilirliğinin (construct reliability)** 0,70 ve üzeri olması, yakınsamanın bir diğer göstergesi olan **ortalama açıklanan varyansın (average variance extracted)** ise 0,50 ve üzeri olması istenmektedir.¹¹¹

Yapı güvenilirliğini hesaplamak için kullanılan formül, Eşitlik (4.4)'te yer almaktadır.

$$\text{Yapı Güvenilirliği} = \frac{(\sum_{i=1}^p \lambda_{y(i)})^2}{(\sum_{i=1}^p \lambda_{y(i)})^2 + \sum_{i=1}^p e_i} \quad (4.4)$$

Eşitlik (4.4)'te yer alan $\lambda_{y(i)}$ ilgilenilen faktörün i. gözlenen değişkenine standartlaştırılmış faktör yükünü, e_i ise $(1 - \lambda_{y(i)}^2)$ şeklinde ifade edilmekte ve p, gözlenen değişken sayısını göstermektedir. Söz konusu eşitlikten hareketle yapı güvenilirliği değerine ulaşılmaktadır. Ortalama açıklanan varyansın hesaplanmasına ilişkin formül ise Eşitlik (4.5)'te gösterilmiştir.¹¹²

$$\text{Ortalama Açıklanan Varyans} = \frac{\sum_i \lambda_{y(i)}^2}{\sum_i \lambda_{y(i)}^2 + \sum_{i=1}^p e_i} = \frac{\sum_i \lambda_{y(i)}^2}{p} \quad (4.5)$$

Eşitlik (4.4) ve (4.5) incelendiğinde aynı sembollerin kullanıldığı görülmektedir. DFA sonucunda elde edilen bulgulardan hareketle bu eşitlikler kullanılarak yapı güvenilirlikleri ve ortalama açıklanan varyanslar hesaplanmış olup Tablo 24'te gösterilmiştir.

¹¹¹ Hair et. al. , **a.g.e.** , pp. 618-619.

¹¹² Claes Fornell and David F. Larcker, "Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error", **Journal of Marketing Research**, 18, 1981, p. 45.

Tablo 24: Yakınsama Geçerliliği Göstergeleri

Faktör	Yapı Güvenilirliği	Ortalama Açıklanan Varyans
GWB	0,933	0,737
CAW	0,894	0,739
JS	0,891	0,732
WLB	0,859	0,676
SAW	0,912	0,838

Tablo 24 incelendiğinde; her bir faktör için hesaplanan yapı güvenilirliği değerlerinin 0,70'in üzerinde olduğu ve ortalama açıklanan varyans değerlerinin ise 0,50'den büyük olduğu görülmüştür. Bu bulguların yanı sıra DFA neticesinde standardize faktör yüklerinin 0,70'den büyük olduğu gözlenmiştir. Dolayısıyla söz konusu ölçek için yakınsama geçerliliği sağlanmıştır. Yapı geçerliliğini oluşturan diğer bileşen ise, ayırsama geçerliliğidir. Bir faktörün, diğer faktörlerden ayrı olduğu yani ölçülecek boyutun diğer boyutlarla karışmadan ölçüldüğünü ifade eden ayırsama geçerliliği, ilgilenilen faktörlerin ortalama açıklanan varyans değerleri ile bu faktörler arasındaki korelasyon katsayısının karesi kıyaslanarak değerlendirilmektedir. Ayırsama geçerliliği için; ortalama açıklanan varyans değerinin, söz konusu korelasyon katsayısının karesinden büyük olması gerekmektedir.¹¹³ Bunun yanı sıra, her bir boyut için hesaplanan ortalama açıklanan varyans değeri ile bu boyutun diğer boyutlarla arasındaki korelasyon katsayılarının kareleri toplamının boyut sayısına bölünmesiyle hesaplanan *ortalama paylaşılan varyans (average shared squared variance - ASV)* değeri de karşılaştırılabilmektedir. Bu karşılaştırmada da, ortalama açıklanan varyans değerinin ASV'den büyük olması gerekmektedir. Bir diğer değerlendirme kriteri ise; herhangi bir faktörün ortalama açıklanan varyans değeri ile bu faktörün diğer faktörlerle arasındaki korelasyon katsayılarından en büyüğünün karesi olarak tanımlanan *en büyük paylaşılan varyans (maximum shared squared variance – MSV)* değeriyle kıyaslanmasıdır. Bu değerlendirmede; ortalama açıklanan varyans değerinin MSV değerinden büyük olması istenmektedir. Tablo 4.25'te faktörler arasındaki

¹¹³ Fornell and Larcker, *a.g.e.* , p.46.

korelasyon katsayıları, bu korelasyon katsayılarının kareleri, her bir faktör için hesaplanan ortalama açıklanan varyans, ASV ve MSV değerleri sunulmuştur.

Tablo 4.25: Ayırsama Geçerliliğinin Göstergeleri

Faktör	GWB	CAW	JS	WLB	SAW	ASV	MSV
GWB	0,737	0,453	0,543	0,425	0,442	0,466	0,543
CAW	0,673	0,739	0,664	0,386	0,382	0,471	0,664
JS	0,737	0,815	0,732	0,529	0,367	0,526	0,664
WLB	0,652	0,621	0,727	0,676	0,570	0,477	0,570
SAW	0,665	0,618	0,606	0,755	0,838	0,440	0,570

Tablo 4.25 incelendiğinde; satır ve sütunlarında faktör isimlerinin yer aldığı kare matrisin diyagonal elemanları faktörlerin ortalama açıklanan varyans değerini göstermektedir. Bu matriste diyagonal altındaki elemanlar ise faktörler arasındaki korelasyon katsayıları, diyagonal üstündeki elemanlar ise faktörler arasındaki korelasyon katsayılarının kareleri yer almaktadır. Tablo 4.25’te görüldüğü üzere diyagonalde yer alan ortalama açıklanan varyans değerlerinin; ASV ve MSV değerlerinden büyüktür. Diğer bir ifadeyle; ayırsama geçerliliği için gerekli koşulların yerine getirildiği anlaşılmıştır.

DFA sonucunda elde edilen bulgular, faktör analiziyle türetilen faktör yapısının onaylamıştır. Dolayısıyla yapılan analizler neticesinde kullanılan ölçme aracının güvenilir ve geçerli olduğuna karar verilmiştir.

Bahsedildiği üzere bu çalışmada 23 gözlenen değişken ve 550 gözlemden meydana gelen veri kümesinin ardındaki gizil yapının keşfedilmesi amacıyla ULS’nin yanı sıra RWLS başlığı altında yer alan ortalamaya ve varyansa göre düzeltilmiş ağırlıklandırılmış en küçük kareler (WLSMV) tahmincisinin de kullanılacağı belirtilmiştir. Dolayısıyla korelasyon matrisinin faktörlenebilirliği, faktör modelinin tahmini ve değerlendirilmesi aşamalarının tamamı yeniden gerçekleştirilmiştir. Gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon matrisinin faktörlenebilirliği hususu faktör tahmin metodunun seçiminden bağımsız bir aşama olduğundan birinci ve dokuzuncu gözlenen değişkenler veri matrisinden

ıkartılmıřtır. ncelikle uygun faktr sayısı belirleme kriterleri dikkate alınarak faktr sayısı 5 olarak belirlenmiř ve ardından faktr tahmin metotlarından biri olan WLSMV kullanılarak faktrler tretilmiřtir. Takip eden ařamada ise faktr ykleri matrisi incelenmiř olup herhangi bir deęiřkenin; farklı faktr stnlarında benzer faktr yklerine sahip olup olmadıęı, faktr oluřturan dięer deęiřkenlerle kavramsal btnlk oluřturup oluřturmadıęı ve ortak varyansı gz nne alınarak sırasıyla 20, 16, 18, 3 ve 22. deęiřkenler veri kmesinden ıkarılmıřtır. Her bir deęiřken analiz dıřı bırakıldıktan sonra tm ařamalar yeniden gerekleřtirilmiř ve nihai bulgular Tablo 4.26’da sunulmuřtur.

Tablo 4.26: Faktör Analizi Sonuçları (WLSMV)

Faktör 1: Genel İyilik Hali	
Değişkenler	Faktör Yükleri
Her şey göz önüne alındığında, son zamanlarda kendimi epey mutlu hissediyorum.	0,826
Birçok yönden hayatım ideale yakın.	0,773
Genellikle işler benim için yolunda gidiyor.	0,770
Hayatımdan memnunum.	0,747
Kendimi şu an iyi hissediyorum.	0,676
Faktör 2: İşyerinde Kontrol	
Değişkenler	Faktör Yükleri
Çalışma alanımdaki çalışanları etkileyen kararlarda sürece dahil oluyorum.	0,901
Çalışma alanımda beni etkileyen kararlarda sürece dahil oluyorum.	0,721
Çalışma alanımda düşüncelerimi dile getirebiliyor ve değişimlere etki edebilecek durumda hissediyorum.	0,588
Faktör 3: İş – Yaşam Dengesi	
Değişkenler	Faktör Yükleri
Bir işi başarıyla tamamladığım zaman yöneticim tarafından takdir ediliyorum.	0,681
Kurumum, işimi etkin bir şekilde yapabilmem için ihtiyacım olan şeyleri temin eder.	0,661
İşimde yeni beceriler geliştirmem için teşvik ediliyorum.	0,615
Faktör 4: İş – Yaşam Dengesi	
Değişkenler	Faktör Yükleri
Şu anki mesai saatlerim / çalışma düzenim kişisel şartlarıma uyuyor.	0,872
Yöneticim, esnek çalışma saatlerini / düzenini etkin bir şekilde destekliyor.	0,652
Kurumum, aile yaşamımla uyum içinde çalışabilmemi sağlayacak yeterli imkan ve esnekliği sağlar.	0,536
Faktör 5: İşyerinde Stres	
Değişkenler	Faktör Yükleri
İşteyken sıklıkla kendimi aşırı derecede stresli hissediyorum.	0,865
İşteyken kendimi sık sık baskı altında hissediyorum.	0,642

Tablo 4.26’da WLSMV tahmincisi kullanılarak tahmin edilen örüntü matrisinin, varimax yöntemi ile döndürülmesi neticesinde elde edilen faktör yapısına yer verilmiştir. Söz konusu faktör modelinin RMSR değeri 0,020 olarak hesaplanmıştır. Bu değerın sıfıra yakın olması modelin uygunluğunu göstermesi açısından önem arz etmektedir. Tablo 4.20 ve Tablo 4.26 incelendiğinde ULS ve

WLSMV tahmincilerinin türettiği faktör yapılarının aynı olmasına rağmen parametre tahminlerinin farklı olduğu görülmüştür.

Tablo 4.27: Faktörlerin Açıkladığı Varyanslar (WLSMV)

Faktör	İfade Sayısı	Varyans
GWB	5	3,804
CAW	3	2,629
JS	3	2,143
WLB	3	2,132
SAW	2	1,727
Ölçme Aracı	16	12,435

Tablo 4.27’de her bir faktörün içerdiği ifade sayısı ve açıkladığı varyans gösterilmiştir. Faktör analizi neticesinde elde edilen beş faktörün açıkladığı varyans 12,435 olup toplam varyansın %77,720’sine karşılık gelmektedir.

WLSMV tahmincisi kullanılarak elde edilen faktör analizi neticesinde ulaşılan faktörler, ULS tahmincisi kullanılarak türetilen faktörlerle aynı olduğundan yeniden güvenilirlik analizi yapılmamıştır. Çünkü hesaplanan Cronbach’s α ve sıralamalı α katsayıları seçilen tahminciden etkilenmemektedir. Fakat farklı tahminci kullanıldığından modelin geçerliliğini test etmek amacıyla DFA uygulanmıştır. Söz konusu analiz neticesinde ulaşılan bulgular Tablo 4.28’de yer almaktadır.

Tablo 4.28: Model için Uyum Ölçütleri (WLSMV)

Uyum İndeksi	Kabul Edilebilir Değer	Elde Edilen Değer
Ki-Kare / Serbestlik Derecesi	$\leq 5,00$	1,595
Tucker – Lewis İndeksi (TLI)	$\geq 0,90$	0,990
Karşılaştırmalı Uyum İndeksi (CFI)	$\geq 0,90$	0,992
Yaklaşım Hatasının Kareli Ortalamasının Karekökü (RMSEA)	$\leq 0,08$	0,033
RMSEA için %90 Güven Aralığı	En Küçük	0,023 – 0,042
Olasılık ($RMSEA \leq 0,05$)	$> 0,05$	0,999

Tablo 4.28 incelendiğinde; sunulan ölçüt değerlerinden hareketle modelin istatistiksel olarak uygun model olduğu anlaşılmıştır.

DFA neticesinde elde edilen bulgulardan hareketle yakınsama geçerliliğini sınamak amacıyla yapı güvenilirliği ve ortalama açıklanan varyans değerleri hesaplanmıştır.

Tablo 4.29: Yakınsama Geçerliliği Göstergeleri

Faktör	Yapı Güvenilirliği	Ortalama Açıklanan Varyans
GWB	0,935	0,742
CAW	0,903	0,757
JS	0,892	0,733
WLB	0,857	0,671
SAW	0,912	0,839

Tablo 4.29’da görüldüğü üzere yapı güvenilirliği ve ortalama açıklanan varyans değerleri istenilen düzeylerin üzerinde bulunmuştur. Ayrıca DFA sonucunda elde edilen standardize faktör yüklerinin de arzu edilen düzeyden yüksek olduğu görülmüştür.

Yapı geçerliliğinin diğer bileşeni olan ayırsama geçerliliğinin sınanması amacıyla ortalama açıklanan varyansının yanı sıra ASV ve MSV değerleri de hesaplanmış olup Tablo 4.30’da gösterilmiştir.

Tablo 4.30: Ayırsama Geçerliliğinin Göstergeleri

Faktör	GWB	CAW	JS	WLB	SAW	ASV	MSV
GWB	0,742	0,446	0,552	0,444	0,442	0,471	0,552
CAW	0,668	0,757	0,654	0,394	0,381	0,469	0,654
JS	0,743	0,809	0,733	0,564	0,368	0,535	0,654
WLB	0,666	0,628	0,751	0,671	0,567	0,492	0,564
SAW	0,665	0,617	0,607	0,753	0,839	0,440	0,567

Tablo 4.30 incelendiğinde; satırlarında ve sütunlarında faktör isimlerinin yer aldığı kare matrisin diyagonal elemanları ortalama açıklanan varyansları, diyagonal altındaki elemanları faktörler arasındaki korelasyon katsayılarını, diyagonal üstündeki elemanları ise faktörler arasındaki korelasyon katsayılarının karelerini göstermektedir. Ortalama açıklanan varyans değerleri ile ASV ve MSV değerleri kıyaslandığında; ortalama açıklanan varyans değerlerinin büyük olduğu görülmüştür. Dolayısıyla ayırsama geçerliliği sağlanmıştır. Böylelikle söz konusu ölçme aracının geçerliliği sınanmış olup güvenilir ve geçerli bir ölçme aracı olduğuna karar verilmiştir.

ULS ve WLSMV metotları kullanılarak tahmin edilen faktör modellerinden hareketle güvenilirlik ve geçerlilik analizleri yapılmıştır. Söz konusu analizler neticesinde elde edilen bulgular, ölçme aracının geçerli ve güvenilir olduğunu göstermiştir.

Gözlenen değişkenler arasındaki dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon matrisinden hareketle ULS ve WLSMV tahmincileri kullanılarak elde edilen faktör yapısının aynı olmasına rağmen parametre tahminleri arasında farklılıklar olduğu gözlenmiştir. Dolayısıyla bahsedilen farklılığın ve kıyaslama amacıyla da 16 gözlenen değişken arasındaki pearson korelasyon matrisinden hareketle ULS tahmincisi kullanılarak elde edilen faktör yüklerinin gösterilmesi için; nihai faktör

modelinde yer alan gözlenen değişkenlere ait faktör yükleri, WRQoL ölçeğindeki sıra numarası dikkate alınarak Tablo 4.31’de sunulmuştur.

Tablo 4.31: Korelasyon Katsayısı Türü ve Tahmin Metotları Açısından Faktör Yüklerinin Karşılaştırılması

	Pearson Korelasyon	Dört Düzeyli (Tetrachoric) Korelasyon	
Değişken	ULS	ULS	WLSMV
S2	0,472	0,592	0,588
S4	0,566	0,681	0,676
S5	0,472	0,536	0,536
S6	0,640	0,865	0,872
S7	0,580	0,629	0,642
S8	0,613	0,684	0,681
S10	0,617	0,752	0,747
S11	0,555	0,594	0,615
S12	0,643	0,706	0,721
S13	0,596	0,673	0,661
S14	0,559	0,654	0,652
S15	0,652	0,761	0,773
S17	0,653	0,780	0,770
S19	0,775	0,884	0,865
S21	0,691	0,817	0,826
S23	0,739	0,910	0,901
Açıklanan Varyans (%)	52,683	77,622	77,720

Tablo 4.31’in yorumlanmasına geçmeden önce, geçerliliği ve güvenilirliği sınanmış modelde yer alan 16 gözlenen değişken arasındaki pearson korelasyon matrisinden hareketle hesaplanan KMO değerinin 0,912, Bartlett küresellik test istatistiğinin olasılık değerinin 0,000 ve ilk beş özdeğerin kümülatif varyans açıklama oranının % 66,989 olduğunu belirtmek gerekmektedir. Bunun yanı sıra pearson korelasyon katsayısının en az aralık ölçekle toplanmış veriler için

kullanılması gerektiğinden tüm gözlenen değişkenlerin sürekli olması durumunda WLSMV tahmincisini kullanılamamaktadır. Dolayısıyla pearson korelasyon katsayılarından hareketle WLSMV tahmincisi kullanılarak elde edilen bulgulara yer verilmemiştir.

Tablo 4.31 incelendiğinde; hem korelasyon katsayısı türü açısından hem tercih edilen tahminci açısından elde edilen bulguların raporlandığı görülmüştür. Hatırlanacağı üzere; gözlenen değişkenin ölçüm düzeyinin ikili ya da sıralı olması durumunda pearson korelasyon katsayısı, doğrusal ilişkiyi olduğundan düşük olarak hesaplamakta ve bu durum faktör yüklerinin olduğundan düşük tahmin edilmesine neden olmaktadır. Tablo 4.31’de görüldüğü üzere; pearson korelasyon katsayısına dayanarak tahmin edilen faktör yükleri oldukça düşük ve bunun yanı sıra faktör modelinin açıklayıcılığı da %52,683’dür. Bu bulgular, gözlenemeyen sürekli değişkenlerin ölçülmesi amacıyla ikili ya da sıralı gözlenen değişkenlerin kullanılması halinde pearson korelasyon katsayısına dayanan faktör analizinin kullanılmaması gerektiğini göstermekte olup literatürdeki çalışmaları desteklemektedir.

Bilindiği üzere bu çalışmada bahsedilen durum karşısında dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon katsayısı kullanılması önerilmiş olup faktör analizi için dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon matrisinden hareketle hangi tahmincinin tercih edilmesi gerektiği araştırılmıştır. Bu çalışmada kullanılan veri kümesi çerçevesinde ULS ve WLSMV tahmincileri benzer sonuçlar sağlamıştır. Dolayısıyla bu çalışmanın kısıtları altında iki tahmincinin de kullanılabileceği gösterilmiştir.

Araştırmacı, faktör analizini uygulamasındaki hedeflerine bağlı olarak; faktörlerin yorumlanmasıyla (adlandırılmasıyla) süreci tamamlayabilmekte ya da sonraki istatistiksel analizlerde kullanılmak üzere veri indirgemesi yapabilmektedir. Dolayısıyla bu çalışmada ikili değişkenler için faktör analizinin son adımı olarak, faktör skorlarının hesaplanması aşamasına yer verilmiştir.

4.7.3. Faktör Skorlarının Hesaplanması

Faktör modelinin tahminiyle kavramsal olarak anlamlı ve yorumlanabilir faktörlerin elde edilmesi halinde; her bir faktör açısından incelenen birimlere ait faktör skorları hesaplanabilmektedir. Bu skorlar ise, sonraki istatistiksel analizlerde kullanılabilir. Örneğin; GWB faktörü için katılımcıların skorları hesaplanarak, GWB faktör skorları açısından yaş grupları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir fark olup olmadığı sınırlanabilmektedir. Anlaşıldığı üzere; 5 gözlenen değişkenden oluşan GWB faktörü, faktör skoru olarak adlandırılan bir değişken ile temsil edilmiştir. Yani, faktör skorlarının hesaplanmasıyla hem diğer istatistiksel analizler için veri sağlanmakta hem veri indirgemesi yapılmaktadır.

Hatırlanacağı üzere; her bir birime ait faktör skoru, gözlenen değişkenlerin doğrusal bileşeni olarak tahmin edilmektedir. Bu süreçte ise regresyon yöntemi, Bartlett yöntemi veya Anderson-Rubin yöntemi kullanılmaktadır. Ancak bu yöntemlerden herhangi bir kullanıldığında, çalışmadaki tüm gözlenen değişkenler ağırlıklandırılarak faktör skoru elde edilmekte ve bu durum söz konusu skorun yorumlanmasını zorlaştırmaktadır.¹¹⁴ Bunun yanı sıra, çalışmadaki gözlenen değişkenlerin ölçüm düzeylerinin ikili olmasından yani 0 ve 1 değerlerini almasından dolayı bahsedilen yöntemlerin kullanılması uygun görünmemektedir. Bu nedenlerle faktör skorlarının hesaplanması için; *vekil değişken (surrogate variable)* veya *yanıtların toplanması (summated scales)* yaklaşımları kullanılabilir.

Vekil değişken (surrogate variable) yaklaşımı ile faktör skorlarının elde edilmesi sürecinde; satırlarında değişkenler ve sütunlarında faktörler bulunan faktör yükü matrisinde ilgilenilen faktörle en yüksek faktör yüküne sahip olan gözlenen değişken, vekil değişken (surrogate variable) olarak seçilmektedir. Böylelikle seçilen gözlenen değişkenin değerleri, faktör skoru olarak kullanılmaktadır. Bu yaklaşımının uygulanması kolay görünmesine rağmen iki gözlenen değişkenin yakın faktör yüklerine sahip olması durumunda karar vermek zorlaşmaktadır. Bunun yanı sıra ilgilenilen faktörü yansıtmaması açısından sadece bir gözlenen değişkenin ele alınması

¹¹⁴ Pett, Lackey and Sullivan, **a.g.e.** , pp. 213-221.

kafa karıştırıcı sonuçlar doğurabilmektedir. Dolayısıyla vekil değişken (surrogate variable) yaklaşımı yerine yanıtların toplanması (summated scales) yaklaşımının kullanılması önerilmektedir.¹¹⁵

Yanıtların toplanması (summated scales), faktör skorlarının elde edilmesinde kullanılan en basit yaklaşımlardan biridir. Vekil değişken (surrogate variable) yaklaşımının aksine tek bir gözlenen değişken yerine ilgilen faktörle belirli bir büyüklükte ilişkiye sahip olan gözlenen değişkenlere ait gözlem değerlerinin toplamı veya ortalaması hesaplanmaktadır.¹¹⁶ Böylelikle herhangi bir faktöre ilişkin skorlar; bu faktörle yüksek doğrusal ilişkiye sahip gözlenen değişkenler tarafından belirlenmektedir. Bir başka ifadeyle, diğer gözlenen değişkenlerin etkisi gözardı edilmektedir. Yanıtların toplanması (summated scales) ile ölçme hatası azaltılmakta ve çalışmadan çalışmaya çok kolayca hesaplanabilmektedir. Ancak bu yaklaşımda hesaplanan faktör skorları, birbirinden bağımsız (dik) olmak zorunda değildir. Diğer faktör skoru hesaplama yöntemlerinde; tahmin edilen ağırlık katsayıları, veri kümesinden veri kümesine değişmekte ve bu durum tekrarlanabilirlik açısından dezavantaj oluşturmaktadır.¹¹⁷

Yanıtların toplanması (summated scales) yaklaşımının kullanılmasıyla hesaplanan faktör skorlarının yorumlanması, diğer yöntemlerle elde edilenlere nazaran daha kolay olmaktadır. Örneğin; GWB faktörüne ait skorların hesaplanması sürecinde GWB ile yüksek doğrusal ilişkiye sahip 5 gözlenen değişkenin değerleri toplanmaktadır. Araştırmaya katılan bireylerin ifadelerine ilişkin katılım düzeyleri; 0 (katılmıyorum) ve 1(katılıyorum) şeklinde kodlandığından GWB faktör skorunun değişim aralığı, 0 ile 5 arasında olacaktır. Herhangi bir katılımcının söz konusu ifadelerin hiçbirine katılmaması halinde en düşük skor olan 0 değerine ulaşılmaktadır. Yanıtların toplanması (summated scales) yaklaşımının diğer bir avantajı ise faktör skorlarının çalışmadan çalışmaya karşılaştırma imkânı sunmasıdır. Dolayısıyla bu çalışmada yanıtların toplanması (summated scales) yaklaşımı kullanılarak faktör skorları elde edilmiştir.

¹¹⁵ Hair et. al. , **a.g.e.** , pp.121-122.

¹¹⁶ Comrey, **a.g.e.** , pp. 232-233.

¹¹⁷ Hair et. al. , **a.g.e.** , pp. 124-126.

Bu çalışmada GWB, CAW, WLB, JS ve SAW faktörlerine ilişkin skorlar hesaplandıktan sonra her bir faktör açısından sırasıyla öğretim elemanlarının cinsiyetleri ve unvanları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir fark olup olmadığı hipotez testleri ile sınanmıştır.

Hipotez testleri; parametrik ve parametrik olmayan hipotez testleri olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Bu hususta öncelikle parametre (parameter) terimini tanımlamak gerekirse; kitleyi karakterize eden yani onun özelliklerini tanımlayan değerler (aritmetik ortalama, varyans, oran gibi) olarak ifade edilebilmektedir. Bunun yanı sıra örneklemini tanımlayan değerlere (aritmetik ortalama, varyans, oran gibi) ise istatistik (statistic) adı verilmektedir. Bilindiği üzere; çıkarsımsal istatistikte, kitleyi temsil etme kabiliyetine sahip küçük bir topluluktan hesaplanan istatistikten hareketle parametrenin tahmin edilmesi amaçlanmaktadır.¹¹⁸ Bu amaç doğrultusunda yapılan çıkarsamaların yanıltıcı olmaması için uygun istatistiksel teste karar verilmesi gerekmektedir. Bu testler; parametrik ve parametrik olmayan testler olmak üzere iki kategoriye ayrılmaktadır. Parametrik testler, parametrelere dayanmakta olup verinin aralık veya oran ölçekle toplanmış olması gerekmektedir. Ayrıca örneklemin; normal dağılan bir kitleden çekilmiş olması, varyanslarının homojen olması olması, gözlem sayısının yeterince büyük olması ve normal dağılım göstermesi gerekmektedir. Eğer örneklemin söz konusu varsayımlardan herhangi birini yerine getirememesi durumunda parametrik olmayan testlerin kullanılması önerilmektedir. Diğer bir ifadeyle; parametrik olmayan testler; sınıflama veya sıralama ölçeği ile toplanmış veri için kullanılabilmekte olup bahsedilen varsayımların yerine getirilmesine gerek duymamaktadır.¹¹⁹

Sosyal ve davranış bilimleri alanında yapılan araştırmalarda verilerin genellikle sınıflama ya da sıralama ölçeği ile toplanmış olduğu görülmektedir. Bu durum ise değişkenin ölçüm düzeyinin aralık ya da oran olması gerektiğini ifade eden parametrik test varsayımını ihlal etmektedir. Dolayısıyla değişkenin ölçüm

¹¹⁸ David J. Sheskin, **Handbook of Parametric and Nonparametric Statistical Procedures**, Third Edition, USA, Chapman & Hall / CRC Press, 2004, p.2.

¹¹⁹ Gregory W. Corder and Dale I. Foreman, **Nonparametric Statistics for Non-Statisticians: A Step by Step Approach**, USA, John Wiley & Sons Inc., 2009, pp. 1-2.

düzeyinin sınıflama veya sıralama olması, araştırmacıyı parametrik olmayan testlere yönlendirmektedir.

Henry B. Mann ve D. R. Whitney tarafından 1947 yılında geliştirilen Mann – Whitney U testi, bir değişken açısından bağımsız iki grubun medyanları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir fark olup olmadığını araştırmaktadır. Bu testin uygulanabilmesi için her iki grupta yer alan gözlem sayılarının eşit olması gerekmekte, incelenecek değerlerin sıralı ölçekle toplanmış olması ve örneklemin kitleden tesadüfi olarak seçilmesi gerekmektedir. Söz konusu testin temel hipotezi; iki grubun medyanları arasında fark olmadığı şeklindedir.¹²⁰ Bu çalışmada; faktör analizi neticesinde elde edilen her bir faktör açısından kadın ve erkek grupları arasında 0,05 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak bir fark olup olmadığını sınamak amacıyla Mann – Whitney U testi kullanılmıştır. Tablo 4.32’de bu testin sonuçlarına yer verilmiştir.

Tablo 4.32: Mann – Whitney U Testi Sonuçları

Faktör	Mann – Whitney U Testi İstatistiğinin Olasılık Değeri
GWB	0,000
CAW	0,031
JS	0,171
WLB	0,004
SAW	0,104

Tablo 4.32’ de görüldüğü üzere bahsedilen faktörler açısından kadın ve erkek gruplarının dağılımları arasında 0,05 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak fark olup olmadığı incelenmiş ve test istatistiğinin olasılık değeri sunulmuştur. Bu sına neticesinde; GWB, CAW ve WLB faktörleri açısından cinsiyet grupları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir fark olduğu tespit edilmiştir. Diğer bir ifadeyle, temel hipotez reddedilmiştir. Bu durumun yorumlanabilmesi için Tablo 4.33’de ilgili

¹²⁰ D. Israel, **Data Analysis in Business Research: A Step by Step Nonparametric Approach**, Response Book, India, 2008, pp. 29-30.

faktörler açısından kadın ve erkek gruplarına ait sıra değerlerinin ortalamalarına yer verilmiştir.

Tablo 4.33: Sıra Ortalaması Tablosu (Mann – Whitney U Testi)

Faktör	Cinsiyet	Sıra Ortalaması (Mean Rank)
GWB	Kadın	251,452
	Erkek	297,377
CAW	Kadın	260,826
	Erkek	288,849
WLB	Kadın	257,345
	Erkek	292,016

Tablo 4.33 incelendiğinde; her bir faktör açısından erkek katılımcıların yanıtlarının sıra değerlerinin ortalamasının daha yüksek olduğu görülmüştür. Bu durum ise GWB, CAW ve WLB açısından erkek katılımcıların olumluluk derecesinin kadın katılımcılara göre daha yüksek olduğunu göstermektedir.

Bahsedildiği üzere; Mann – Whitney U sınaması, bağımsız grup sayısının iki olduğu durumda kullanılmaktadır. Bağımsız grup sayısının ikiden fazla olması halinde ise parametrik olmayan bir test olan Kruskal – Wallis sınamasının kullanılması gerekmektedir. Ayrıca bağımsız grup sayısı 2 olduğunda; Mann – Whitney U sınaması ile Kruskal – Wallis sınamasının aynı sonucu verdiğini belirtmek gerekmektedir. Dolayısıyla Mann – Whitney U sınaması için yerine getirilmesi gereken hususlar, Kruskal – Wallis sınaması için de geçerlidir. Bu testin temel hipotezi; incelenen bir değişken açısından bağımsız grupların medyanlarının arasında fark olmadığı şeklindedir. Diğer bir ifadeyle, grupların medyanlarının birbirine eşit olduğunu göstermektedir.¹²¹ Bu çalışmada; faktör analizi sonucunda elde edilen her bir faktör açısından profesör, doçent, yardımcı doçent, araştırma görevlisi ve öğretim görevlisi unvanları arasında 0,05 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak bir fark olup olmadığını test etmek amacıyla Kruskal – Wallis sınaması kullanılmıştır. Bu sınamada okutman ve uzman unvanlarına sahip

¹²¹ Sheskin, a.g.e. , pp. 774-775.

katılımcıların sayısı az olduğundan analiz dışında bırakılmış ve 540 gözlem üzerinden test gerçekleştirilmiştir. Tablo 4.34'te söz konusu testin sonuçlarına yer verilmiştir.

Tablo 4.34: Kruskal – Wallis Testinin Sonuçları

Faktör	Kruskal – Wallis Test İstatistiğinin Olasılık Değeri
GWB	0,003
CAW	0,003
JS	0,213
WLB	0,000
SAW	0,627

Tablo 4.34'te söz konusu faktörler açısından unvan grupları arasında 0,05 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak fark olup olmadığına ilişkin bilgi sunulmuştur. Test istatistiğinin olasılık değerinin yer aldığı sütun incelendiğinde; GWB, CAW ve WLB faktörleri açısından unvan grupları arasında 0,05 anlamlılık düzeyinde fark olduğu görülmüştür. Bu bulgulardan hareketle söz konusu farkı meydana getiren grubu belirlemek amacıyla Tablo 4.35'te sıra ortalamalarına yer verilmiştir.

Tablo 4.35: Sıra Ortalaması Tablosu (Kruskal – Wallis Testi)

Faktör	Unvan	Sıra Ortalaması (Mean Rank)
GWB	Profesör	320,52
	Doçent	269,32
	Yardımcı Doçent	277,53
	Araştırma Görevlisi	250,85
	Öğretim Görevlisi	333,41
CAW	Profesör	306,72
	Doçent	287,80
	Yardımcı Doçent	297,16
	Araştırma Görevlisi	244,61
	Öğretim Görevlisi	286,22
WLB	Profesör	346,39
	Doçent	277,57
	Yardımcı Doçent	283,99
	Araştırma Görevlisi	248,58
	Öğretim Görevlisi	271,92

Tablo 4.35 incelendiğinde; her bir faktör açısından profesör unvanına sahip katılımcıların yanıtlarının sıra değerlerinin ortalamasının en yüksek olduğu görülmektedir. Ayrıca her bir faktör açısından araştırma görevlisi unvanına sahip katılımcıların yanıtlarının sıra değerlerinin ortalamasının en düşük olduğu dikkat çekmektedir. İncelenen faktörler açısından unvan grupları arasında farklılığı meydana getiren grubun profesör unvanına sahip katılımcıların olup olmadığını sınamak amacıyla Mann – Whitney U testi kullanılmıştır. Bu test neticesinde ulaşılan bulgular, Tablo 4.36’da sunulmuştur.

Tablo 4.36: Mann – Whitney U Testi Sonuçları (Unvan)

Grup 1	Grup 2	Test İstatistiğinin Olasılık Değeri		
		GWB	CAW	WLB
Profesör	Doçent	0,053	0,587	0,007*
Profesör	Yardımcı Doçent	0,083	0,793	0,006*
Profesör	Araştırma Görevlisi	0,004*	0,007*	0,000*
Profesör	Öğretim Görevlisi	0,664	0,553	0,013*
Doçent	Yardımcı Doçent	0,714	0,681	0,771
Doçent	Araştırma Görevlisi	0,361	0,048*	0,165
Doçent	Öğretim Görevlisi	0,035*	0,949	0,849
Yardımcı Doçent	Araştırma Görevlisi	0,090	0,001*	0,019
Yardımcı Doçent	Öğretim Görevlisi	0,050	0,693	0,673
Araştırma Görevlisi	Öğretim Görevlisi	0,003*	0,136	0,412

*: 0,05 anlamlılık düzeyinde fark anlamlıdır.

Tablo 4.36 incelendiğinde; GWB faktörü açısından unvan grupları arasında 0,05 anlamlılık düzeyinde üç durum için istatistiksel olarak fark bulunmuştur. Tablo 4.36’ya bakıldığında, CAW faktörü açısından unvan grupları arasında 0,05 anlamlılık düzeyinde farklılığı meydana getirenin araştırma görevlisi grubunu olduğu görülmüştür. CAW faktörü, çalışanların yönetime ve karar süreçlerine katılım düzeylerine ilişkin ifadeleri kapsamaktadır. Dolayısıyla söz konusu faktör açısından araştırma görevlisi unvanına sahip katılımcıların yanıtlarının sıra değerlerinin ortalamasının düşük olması, bu durumu oluşturmuştur. Son olarak, Tablo 4.36’da görüldüğü üzere WLB faktörü açısından unvan grupları arasında 0,05 anlamlılık

düzeyinde farklılığı, profesör unvanına sahip katılımcıların meydana getirmiştir. WLB faktörü, katılımcının iş ve aile yaşamına ait sorumlulukları yerine getirirken karşılaştığı uyumu göstermektedir. Bu uyumun gerçekleştiğini gösteren ifadelere “katılıyorum” yönündeki yanıtların, profesör unvanına sahip katılımcılarda daha yüksek olduğu anlaşılmıştır.

SONUÇ

Sosyal ve davranışsal bilimlerde, araştırmacılar genellikle doğrudan gözlenemeyen teorik yapılarla ilgilenmektedir. Gizil değişkenler ya da faktörler olarak adlandırılan bu yapılar, doğrudan gözlenemediğinden direkt ölçülememektedir. Bu nedenle; söz konusu gizil değişkenler ya da faktörler, doğrudan gözlenebilen değişkenler aracılığıyla dolaylı olarak ölçülmektedir. Gizil değişkenleri ya da faktörleri temsil ettiği düşünülen bu değişkenler, gözlenen, manifest veya gösterge değişkenler olarak isimlendirilmektedir. Bu bilgilerden hareketle, gözlenen değişken kümesi ile onun ardında yatan gözlenemeyen yapılar arasındaki ilişkinin istatistiksel olarak incelenmesinin gerektiği ortaya çıkmaktadır. Örneğin; bir pazar araştırmacısı, tüketicilerin belirli bir ürüne/hizmete ilişkin algısını ve düşüncesini ölçmek istediğinde ya da bir firma sahibi, işletmesinin imajını ölçmek istediğinde aslında gözlenemeyen yapılarla ilgilenecektir. Bahsedildiği üzere, doğrudan gözlenemeyen yapıları temsil ettiği düşünülen gözlenen değişkenler kullanılarak dolaylı olarak ölçme işlemi gerçekleştirilecektir. Ardından ise araştırmacı, çok fazla gözlenen değerden oluşan bir veri kümesi yani çok değişkenli bir veri matrisi ile karşı karşıya kalacaktır. Bu aşamada araştırmacı, çok sayıda gözlenen değerden oluşan veri kümesinin ardındaki faktör yapısını bilmek isteyecektir. Bir diğer ifadeyle, büyük ve karmaşık veri kümesini basitleştirmek ve anlaşılabilir kılmayı amaçlayacaktır. Bu amaç doğrultusunda ise araştırmacının, yaklaşık yüzyıl önce geliştirilmiş ve hala en yaygın kullanılan istatistiksel yöntemlerden biri olan faktör analizini kullanması önerilmektedir.

Faktör analizi; çok sayıda gözlenen değişken arasındaki doğrusal ilişkilere dayanarak kavramsal olarak anlamlı ve nispeten daha az sayıda gizil değişken keşfetmeyi amaçlayan çok değişkenli istatistiksel yöntemidir. Faktör analizi yöntemi, Charles Spearman tarafından 20.yy'ın başında geliştirilmesine rağmen kategorik veriler için uygulanabilirliği hususunda tartışmalar geçmişten bu yana süregelmektedir. Özellikle gözlenen değişkenlerin genellikle ikili ya da az sayıda sıralı kategoriden oluştuğu sosyal ve davranış bilimlerinde araştırmacılar için bu husus daha fazla ilgi uyandırmıştır.

Bu çalışmada, ikili değişkenler için faktör analizinin kuramsal yapısı ele alınmış ve ardından ampirik bir çalışma gerçekleştirilmiştir.

Çalışmanın birinci bölümünde; gözlenen ve gözlenemeyen değişken kavramlarından bahsedilmiş olup faktör analizi yönteminin önemine dikkat çekilmiştir. Buradan hareketle faktör analizi yönteminin ortaya çıkış süreci ve tarihsel gelişimi aktarılmıştır. Ayrıca faktör analizinin bilimsel araştırmalardaki rolünün anlaşılması için önem arz eden kavramlar tanımlanmış ve bu yöntemin amaçlarından bahsedilmiştir.

Çalışmanın ikinci bölümünde; faktör analizi yöntemine ait temel kavramlar detaylı olarak tanımlanmış ve araştırma sorusunun yanıtlanması için faktör analizinin uygun bir yöntem olup olmadığının incelenmesinden analizin varsayımlarının ve uygulanabilirliğinin araştırılmasına kadar tüm aşamalar ayrıntılı olarak ele alınmıştır. Ayrıca bu bölümde, gözlenen değişkenin ölçüm düzeyine bağlı olarak uygun korelasyon katsayısı türüne karar verilmesi hususunda bilgi sunulmuştur. Bir başka ifadeyle; gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon katsayılarına dayanan faktör analizi için uygun olan korelasyon katsayısı türünün seçiminin öneminden bahsedilmiştir.

Çalışmanın üçüncü bölümünde ise; literatürde kategorik veriler için kullanılması önerilen faktör tahmin metotlarına yer verilmiştir. Toplanan veri kümesinin özellikleri doğrultusunda, uygun tahmin metoduna karar verilirken göz önüne alınması gereken hususlardan bahsedilmiştir. Ayrıca söz konusu bölümde; uygun faktör sayısının belirlenmesi, faktör döndürme yöntemleri ve faktör skorlarının hesaplanması hususlarına ilişkin bilgiler de sunulmuştur.

Çalışmanın son kısmı olan dördüncü bölümde ise; ortak faktör modeli çerçevesinde ele alınmış olan ikili değişkenler için faktör analizi yönteminin aşamalarının, ampirik bir çalışma üzerinden tanıtılması amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda; devlet yükseköğretim kurumlarında çalışan öğretim elemanlarının ÇYK'sı ve bileşenleri incelenmiştir. Bahsedilen gözlenemeyen yapıları ölçmek amacıyla; çalışma kapsamında dil ve kültür uyarlaması yapılmış olan ve 23 ifadeden meydana gelen WRQoL ölçeği kullanılmıştır. Ancak orijinal WRQoL ölçeğinin

aksine bu ölçme aracında yer alan ifadelerin yanıt düzeyi, “Katılmıyorum” ve “Katılıyorum” olmak üzere ikili veya dikotomik olarak tasarlanmıştır. E-anket tekniği kullanılarak gerçekleştirilen veri toplama aşaması neticesinde geçerli gözlem sayısı 550 olarak tespit edilmiştir. Böylelikle 23 gözlenen değişken ve 550 gözlemden meydana gelen veri matrisinden hareketle ikili değişkenler için faktör analizi yöntemi uygulanmıştır.

Bahsedildiği üzere; faktör analizi yöntemi, gözlenen değişkenler arasındaki doğrusal ilişki katsayılarına dayanmakta olup tarihsel gelişimi incelendiğinde sıklıkla gözlenen sürekli değişkenler için kullanıldığı görülmektedir. Bilindiği üzere; gözlenen değişkenlerin ölçüm düzeylerinin en azından aralık ölçek olması durumunda Pearson korelasyon katsayısının kullanılması önerilmektedir. Fakat sosyal ve davranışsal bilimlerde gözlenen değişkenlerin ölçüm düzeyinin genellikle ikili olması ya da az sayıda sıralı kategoriden meydana gelmesi; Pearson korelasyon katsayısının hesaplanabilmesi için gerekli varsayımların sağlanamadığını göstermektedir. Bu durumda; normal dağıldığı varsayılan gözlenemeyen sürekli değişkenler tarafından meydana getirilen ikili değişkenler arasındaki doğrusal ilişkinin incelenmesi için dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon katsayısının kullanılması önerilmektedir. Dolayısıyla bu çalışmada doğrusal ilişki katsayısı türü olarak dört düzeyli (tetrachoric) korelasyon katsayısı kullanılmıştır.

Faktör analizi yönteminin; gözlenen değişkenler arasındaki doğrusal ilişki katsayılarına dayanması nedeniyle öncelikle korelasyon matrisinin faktörlenebilirliği değerlendirilmiştir. Bu amaç doğrultusunda; korelasyon ve kısmi korelasyon matrisleri, Bartlett küresellik testi, KMO ve MSA ölçütleri dikkate alınmıştır. Söz konusu kriterler göz önüne alınarak yapılan ön değerlendirme neticesinde; “Son zamanlarda kendimi mutsuz ve depresif hissediyorum.” ve “Her şey göz önüne alındığında, son zamanlarda kendimi epey mutlu hissediyorum.” ifadeleri arasında yani dokuzuncu gözlenen değişken ile yirmibirinci gözlenen değişken arasında güçlü korelasyon olması nedeniyle dokuzuncu gözlenen değişken veri kümesinden çıkarılmıştır. Ardından gözlenen değişkenler arasındaki korelasyon matrisi yeniden hesaplanmış olup MSA değeri 0,50’nin altında yer alan birinci gözlenen değişkenin analiz dışında bırakılmasına karar verilmiştir. Söz konusu değerlendirmeler

sonucunda; birinci ve dokuzuncu gözlenen değişkenlerin veri kümesinin dışında bırakılması kararına varılmış olup korelasyon matrisi yeniden hesaplanmış ve bu matristen hareketle faktör analizinin uygulanabilirliği yönünde bulgulara ulaşılmıştır.

Korelasyon matrisinin faktörlenebilirliğine karar verilmesinin ardından “faktör modelinin tahmini ve değerlendirilmesi” olarak adlandırabileceğimiz adıma geçilmiştir. Bu aşamada; faktör modelinin tahmini için uygun tahmin metoduna karar verilmesi, uygun faktör sayısının belirlenmesi, faktör döndürme tekniğinin seçilmesi ve faktör skorlarının hesaplanması için uygun metodun belirlenmesi adımları takip edilmiştir. Öncelikle faktör modelinin tahmin edilmesi aşamasında; verinin özellikleri ve örnek büyüklüğü dikkate alınarak ULS ve WLSMV metotlarının kullanılmasına karar verilmiştir. Ayrıca literatürde yer alan benzetim çalışmaları incelendiğinde; gözlenen değişkenlerin ölçüm düzeyinin ikili olması durumunda ULS ve WLSMV metotlarının kullanılmasının önerildiği görülmüştür. Bilindiği üzere; gözlenen değişken sayısı kadar faktör elde edilmesi mümkün olmasına rağmen analizle amaçlanan; gözlenen değişken sayısından daha az sayıda faktör elde edilerek gizil yapının açıklanmasıdır. Dolayısıyla uygun faktör sayısının belirlenmesi için birçok kriter kullanılmış olup yamaç testi, yorumlanabilirlik ve RMSR kriterlerinin bulguları dikkate alınmış ve faktör sayısı “5” olarak tespit edilmiştir. Ancak bu adımlar neticesinde ulaşılan faktör yükü matrisi incelendiğinde; ilk faktörün hemen hemen tüm gözlenen değişkenlerle yüksek korelasyonlara sahip olduğu görülmüş ve faktör yapısının kavramsal olarak isimlendirilebilmesi için faktör döndürmesine ihtiyaç duyulduğu anlaşılmıştır. Bunun için kavramsal olarak anlamlı ve yorumlanabilir basit yapıya ulaşmak amacıyla dik faktör döndürme yöntemlerinden “varimax” yöntemi kullanılmıştır. Böylelikle türetilen faktörler; GWB, CAW, JS, WLB, SAW olarak isimlendirilmiştir.

Bu çalışmada 2015 yılı itibarıyla 109 devlet üniversitesi bulunan Türkiye yükseköğretim sistemindeki 66 üniversiteden 550 geçerli gözlem toplanmış olup; 23 gözlenen değişken ve 550 gözlemden meydana gelen veri matrisinin ardındaki gizil yapı, ikili değişkenler için faktör analizi yöntemiyle keşfedilmiştir. Böylelikle gözlenen değişkenler arasındaki değişkenliğin önemli bir kısmını açıklayan ve kavramsal olarak anlamlı az sayıda faktör türetilmiştir. Ancak bu yöntem

kapsamında; türetilen faktörler ve gözlenen değişkenler arasındaki ilişkinin yanı sıra gözlenen değişkenlerin faktörleri yansıtmaya becerisinin de incelenmesi gerekmektedir. Diğer bir ifadeyle; ölçme aracının güvenilirlik (reliability) ve geçerlilik (validity) olarak adlandırılan özelliklere sahip olup olmadığının da araştırılması gerekmektedir. Çünkü faktör analizi; temel işlevinin yanı sıra ölçek geliştirme ve incelenen birimlerin kıyaslanabilmesi amacıyla faktör skorlarının hesaplanması gibi fonksiyonlara da sahiptir. Bu amaç doğrultusunda öncelikle faktörlerin içsel tutarlılık katsayıları hesaplanmıştır.

Sosyal bilimler alanında, ölçme aracının güvenilirlik ölçütü olarak genellikle Pearson korelasyon katsayısına dayanan α katsayısı kullanılmaktadır. Ancak bu çalışmada α katsayısı yerine sıralamalı (ordinal) α katsayısı kullanılmıştır. Çünkü ikili değişkenler arasındaki doğrusal ilişki katsayılarının hesaplanmasında Pearson korelasyon katsayısının tercih edilmesi halinde; ikili gözlenen değişkenler arasındaki doğrusal ilişkinin gücü olması gerekenden düşük bulunacaktır. Bu hususa örnek vermek gerekirse; bu çalışmada WLB faktörü için α katsayısı 0,677 ve sıralamalı (ordinal) α katsayısı 0,860 olarak hesaplanmıştır. Bu örnek ile WLB faktörünün; α katsayısı değeri açısından güvenilir olmadığı fakat sıralamalı (ordinal) α katsayısı değeri açısından güvenilir olduğu gösterilmiştir. Dolayısıyla Pearson korelasyon katsayısının hesaplanması için gerekli varsayımların sağlanmaması durumunda gerek korelasyon katsayılarının gerekse α katsayılarının yanıltıcı olduğu görülmüştür.

Bahsedildiği üzere; ölçme aracının diğer temel özelliğinin ise geçerlilik olduğu ifade edilmiştir. Bu çalışmada, yapı geçerliliği araştırılmış olup bunun için yakınsama ve ayırsama geçerlilikleri incelenmiştir. Bu amaç doğrultusunda öncelikle DFA uygulanmış olup faktör analiziyle türetilen faktör yapısı onaylanmıştır. Ardından ise DFA ile elde edilen bulgulardan hareketle yakınsama ve ayırsama geçerlilikleri değerlendirilmiş ve ölçme aracının geçerli olduğuna karar verilmiştir. Böylelikle 16 ifadeden ve 5 faktörden meydana gelen güvenilir ve geçerli bir ölçme aracı elde edilmiştir.

Bu çalışma sonucunda elde edilen güvenilir ve geçerli ölçme aracından hareketle her bir faktör açısından incelenen birimlere ait faktör skorları

hesaplanmıştır. Buradaki amaç ise elde edilen verilerin, sonraki istatistiksel analizlerde kullanılmasıdır. Çünkü her bir faktör açısından öğretim elemanlarının sırasıyla cinsiyetleri ve unvanları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir fark olup olmadığının sınınanarak; katılımcıların algısı ortaya konulmak istenmiştir. Bu amaç doğrultusunda öncelikle faktör skorlarını hesaplayabilmek için uygun yöntem araştırılmıştır. Bu çalışmada gözlenen değişkenlerin yanıt düzeylerinin ikili olmasından dolayı regresyon yöntemi, Bartlett yöntemi ve Anderson-Rubin yöntemi kullanılmamıştır. Söz konusu yöntemlerin yerine veri kümesinin özellikleri dikkate alındığında; faktör skorlarının elde edilmesinde yanıtların toplanması (summed scales) yaklaşımının kullanılmasının uygun olduğu düşünülmüştür. Ayrıca bu yaklaşım ile elde edilen faktör skorlarının yorumlanmasının, diğer yöntemlerle hesaplananlara nazaran daha kolay olması da bir avantaj sunmaktadır. Böylelikle faktör skorlarının hesaplanması neticesinde, takip eden aşamalardaki istatistiksel analizler için gerekli olan veri kümesi oluşturulmuştur.

Bu çalışmada hesaplanan faktör skorlarından hareketle öğretim elemanlarının sırasıyla cinsiyetleri ve unvanları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir fark olup olmadığını sınamak amacıyla hipotez testlerinden yararlanılmıştır. Hipotez testleri; parametrik ve parametrik olmayan hipotez testleri olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Parametrik hipotez testleri; parametrelere dayanmakta olup uygulanabilmesi için verinin aralık ya da oran ölçekle toplanmış olması gerekmektedir. Bunun yanı sıra kitle ve örneklem ile ilgili birtakım varsayımların da sağlanması gerekmektedir. Bu çalışmadaki veri, aralık ya da oran ölçekle toplanmadığından ve parametrik test varsayımlarını sağlayamadığından dolayı parametrik olmayan hipotez testleri kullanılmıştır. Öncelikle; her bir faktör açısından kadın ve erkek grupları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir fark olup olmadığı sınınanmıştır. Diğer bir ifadeyle; bir değişken açısından, bağımsız iki grup arasında fark olup olmadığı incelenmiştir. Bu amaç doğrultusunda Mann – Whitney U testi kullanılmıştır. Söz konusu testin temel hipotezi; iki grubun dağılımlarının merkezi eğilim ölçüleri arasında fark olmadığı şeklindedir. Mann – Whitney U testi neticesinde; GWB, CAW ve WLB faktörleri açısından kadın ve erkek grupları arasında 0,05 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı fark bulunmuştur. Diğer bir ifadeyle; söz konusu faktörler açısından,

temel hipotezler reddedilmiştir. Bu bilgiden hareketle katılımcıların yanıtlarının sıra ortalamaları incelendiğinde; erkek katılımcıların söz konusu faktörler açısından olumluluk derecelerinin daha yüksek olduğu görülmüştür. Bir sonraki araştırma hipotezinde ise; her bir faktör açısından profesör, doçent, yardımcı doçent, araştırma görevlisi ve öğretim görevlisi unvanları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir fark olup olmadığını sınanmıştır. Diğer bir ifadeyle; bir değişken açısından bağımsız ikiden fazla grup arasında fark olup olmadığı test edilmiştir. Bağımsız grup sayısının ikiden fazla olması halinde Kruskal – Wallis sınaması kullanılması gerekmektedir. Dolayısıyla Kruskal – Wallis sınaması uygulanmış olup GWB, CAW ve WLB faktörleri açısından unvan grupları arasında 0,05 anlamlılık düzeyinde fark olduğu görülmüştür. Bu bulgulardan hareketle söz konusu istatistiksel farkı meydana getiren grubu tespit etmek amacıyla söz konusu faktörler açısından her ikili grup arasında Mann – Whitney U testi uygulanmıştır. GWB açısından 0,05 anlamlılık düzeyinde farklılığı meydana getiren araştırma görevlisi grubu ve öğretim görevlisi grubu; CAW açısından 0,05 anlamlılık düzeyinde farklılığı meydana getiren araştırma görevlisi grubu; WLB açısından 0,05 anlamlılık düzeyinde farklılığı meydana getiren profesör unvanına sahip katılımcıların olduğu belirlenmiştir.

Özetle; gözlenen değişkenlerin ölçüm düzeyinin genellikle ikili ya da sıralı kategorik olduğu sosyal ve davranışsal bilimlerinde, verilerin çoğunlukla anket tekniğiyle toplandığı gözlenmiştir. Çünkü veri toplama aşamasında; katılımcı zaman maliyetini hesap ettiğinden anketin cevaplanma süresi, yanıtlanma hızı, toplam yanıtlanma oranı ve veri kalitesi açısından yanıt düzeyi sayısının (ikili, üçlü, dörtlü vb.) önem arz ettiği bilinmektedir. Ancak ampirik çalışmalarda; gözlenemeyen sürekli değişkenleri, dolaylı olarak ölçmek amacıyla kullanılan gözlenen ikili değişkenlerin ölçüm düzeylerinin göz ardı edilerek sürekli değişkenler için geliştirilmiş istatistiksel yöntemlerin kullanıldığına sıkça rastlanmıştır. Çünkü sosyal bilimler alanında yaygın olarak kullanılan paket programlar, ön tanımlı (default) olarak bu şekilde tasarlanmıştır. Bu durum, veri kümesine uygulanan analizler neticesinde yanıltıcı bulgulara ulaşılmasına neden olmaktadır. Bu çalışmada verinin özellikleri dikkate alınarak uygun korelasyon katsayısı türüne karar verilmesi, uygun faktör tahmin metodunun seçilmesi, uygun faktör sayısının belirlenmesi ve diğer

aşamalar teorik ve uygulamalı olarak detaylandırılmıştır. Bahsedildiği üzere; devlet yükseköğretim kurumlarında çalışan öğretim elemanlarından e-anket tekniğiyle toplanan veri kümesi üzerinden FACTOR, Mplus, R ve SPSS programları kullanılarak uygulaması gösterilmiştir. Ayrıca faktör modelinin güvenilirliği ve geçerliliği için gözlenen değişkenlerin ölçüm düzeyleri dikkate alınarak analizler gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmada sosyal bilimler alanında yaygın olarak kullanılan güvenilirlik ölçütü olan α katsayısı yerine sıralamalı (ordinal) α katsayısı kullanılmış ve ampirik çalışma üzerinden gösterilmiştir. Bunun yanı sıra verinin özellikleri dikkate alınarak yakınsama ve ayırsama geçerlilikleri de yine ampirik çalışma üzerinden incelenmiştir. Böylelikle yükseköğretim kurumlarında çalışan öğretim elemanlarının ÇYK'sının ölçülmesinde kullanılabilecek güvenilir ve geçerli bir ölçme aracı meydana getirilmiştir. Bahsedildiği üzere; gözlenen değişkenlerin ölçüm düzeylerinin göz ardı edilmesi neticesinde yapılan analizlerin yanıltıcı sonuçlar doğurması nedeniyle faktör skorlarının elde edilmesi ve sonrasında uygulanabilecek hipotez testleri hususunda da bilgi sunulmuştur.

Sonuç olarak; bu çalışma ile ikili değişkenler için faktör analizi yönteminin teorik yapısı detaylı olarak incelenmiş ve ardından ampirik çalışma ile uygulaması adım adım gösterilmiştir. Dolayısıyla gelecek çalışmalarda, veri toplama aşamasındaki katılımcılar açısından bahsedilen avantajlar dikkate alındığında bir olguya ilişkin algının veya tutumun ölçülmesinde; gözlenen değişkenlerin yanıt düzeyinin ikili (katılmıyorum, katılıyorum) olarak tasarlanması ve faktör analizinin uygulanması aşamaları açısından çalışmanın literatüre katkı sağladığı düşünülmektedir. Ayrıca bu çalışma sayesinde yükseköğretim kurumlarında çalışan öğretim elemanlarının ÇYK'sını ölçmeye yönelik güvenilir ve geçerli bir ölçme aracı ortaya konulduğundan; bu ölçeğin, araştırmacılar tarafından yükseköğretim alanında yapılacak araştırmalarda kullanılması önerilmektedir.

KAYNAKÇA

- Acito, Frank, Ronald D. Anderson: “A Simulation Study of Factor Score Indeterminacy”, **Journal of Marketing Research**, Vol. 23, 1986, pp. 111-118.
- Akranaviciute, Dalia, Juozas Ruzevicius: “Quality of Life and its Components’ Measurement”, **Engineering Economics**, No. 2 (52), 2007, pp.44-49.
- Arrindell, Willem A. , Jan Van der Ende: “An Empirical Test of the Utility of the Observations-To-Variables Ratio in Factor and Components Analysis”, **Applied Psychological Measurement**, Vol. 9, No. 2, 1985, pp. 165-178.
- Aytaç, Serpil: “Çalışanların İşlerine İlişkin Duygularının Stres Tepkileri Üzerindeki Etkisi”, **İktisat Fakültesi Mecmuası**, Cilt 55, Sayı 1, 2005, s. 833-851.
- Beauducel, Andre: “In spite of indeterminacy many common factor score estimates yield an identical reproduced covariance matrix”, **Psychometrika**, Vol. 72, No. 3, 2007, pp. 437-441.
- Bollen, Kenneth A. : **Structural Equations with Latent Variables**, USA, John Wiley & Sons, Inc., 1989
- Briggs, Nancy E. , Robert C. MacCallum: “Recovery of Weak Common Factors by Maximum Likelihood and Ordinary Least Squares Estimation”, **Multivariate Behavioral Research**, 38 (1), 2003, pp. 25-56.
- Brown, Morton B. : “Algorithm AS 116: The Tetrachoric Correlation and its Asymptotic Standard Error”, **Journal of the Royal Statistical Society, Series C (Applied Statistics)**, Vol. 26, No. 3, 1977, pp. 343-351.
- Brown, Timothy A. : **Confirmatory Factor Analysis for Applied Research**, New York, The Guilford Press, 2006
- Browne, Michael W. : “Generalized Least Squares Estimators in the Analysis of Covariance Structures”, **ETS Research Bulletin Series**, Issue 1, 1973, pp. 1-36.

- Browne, Michael W. : “Asymptotically distribution free methods for the analysis of covariance structures”, **British Journal of Mathematical and Statistical Psychology**, 37, 1984, pp.62-83.
- Browne, Michael W. : “An Overview of Analytic Rotation in Exploratory Factor Analysis”, **Multivariate Behavioral Research**, 36(1), 2001, pp.111-150.
- Buja, Andreas, Nermin Eyupoglu: “Remarks on parallel analysis”, **Multivariate Behavioral Research**, 27 (4), 1992, pp.509-540.
- Byrne, Barbara M. : **A Primer of LISREL: Basic Applications and Programming for Confirmatory Factor Analytic Models**, New York, Springer, 1989.
- Carmines, Edward G., Richard A. Zeller: **Reliability and Validity Assessment**, Ninth Printing, USA, Sage Publications, 1987.
- Cattell, Raymond B. : **The Scientific Use of Factor Analysis in Behavioral and Life Sciences**, New York, Plenum Press, 1978.
- Cerney, Barbara A. , Henry F. Kaiser : “A Study of A Measure of Sampling Adequacy for Factor Analytic Correlation Matrices”, **The Journal of Multivariate Behavioral Research**, 1977, 12: 1, pp.43-47.
- Chan, Ka Wai, Thomas A. Wyatt: “Quality of Work Life: A Study of Employees in Shanghai, China”, **Asia Pacific Business Review**, Vol. 13, No. 4, 2007, pp. 501-517.
- Child, Dennis : **The Essentials of Factor Analysis**, USA, Holt, Rinehart & Winston Ltd., 1975.
- Chou, Chih-Ping, Peter M. Bentler: “Estimates and Tests in Structural Equation Modeling”, **Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications**, Ed.: Rick H. Hoyle, USA, Sage Publications, 1995.
- Cliff, Norman : “The Eigenvalues-Greater-Than-One Rule and the Reliability of Components”, **Psychological Bulletin**, Vol. 103, No. 2, 1988, pp. 276-279.
- Comrey, Andrew L. : **A First Course in Factor Analysis**, USA, Academic Press, 1973.

- Corder, Gregory W. , Dale I. Foreman : **Nonparametric Statistics for Non-Statisticians: A Step by Step Approach**, USA, John Wiley & Sons Inc., 2009.
- Çetinsaya, Gökhan: **Büyüme, Kalite, Uluslararasılaşma: Türkiye Yükseköğretimi için Bir Yol Haritası**, Gözden geçirilmiş ikinci baskı, Eskişehir, Yükseköğretim Kurulu Yayınları, 2014.
- Demirbilek, Sevda, Özay Umut Türkan: “Çalışma Yaşamı Kalitesinin Artırılmasında Personel Güçlendirmenin Rolü”, **İş, Güç: Endüstri İlişkileri ve İnsan Kaynakları Dergisi**, Cilt 10, Sayı 1, 2008, s.47-67.
- DeVellis, Robert F. : **Scale Development: Theory and Applications**, Third Edition, USA, Sage Publications, 2012
- De Vaus, D. A. : **Surveys in Social Research**, Fifth Edition, Australia, Allen&Unwin, 2002
- De Winter, J. C. F. , D. Dodou, P. A. Wieringa: “Exploratory Factor Analysis with Small Sample Sizes”, **Multivariate Behavioral Research**, 44, 2009, pp.147-181.
- Diener, Ed: “Subjective Well-Being”, **Psychological Bulletin**, Vol. 95, No. 3, 1984, pp. 542-575.
- Diener, Ed ve Eunkook Suh: ”Measuring Quality of Life: Economic, Social, and Subjective Indicators”, **Social Indicators Research**, 40 (1-2), 1997, pp.189-216.
- Diener, Ed, Richard E. Lucas, Shigehiro Oishi: ”Subjective Well-Being: The Science of Happiness and Life Satisfaction”, **The Oxford Handbook of Positive Psychology**, Second Edition, Ed.: Shane J. Lopez and C. R. Snyder, USA, Oxford University Press, 2011.
- DiStefano, Christine, Min Zhu, Diana Mindrila: “Understanding and Using Factor Scores: Considerations for the Applied Researcher”, **Practical Assessment, Research and Evaluation**, Vol. 14, No. 20, 2009, pp.1-11.
- Dunteman, George H.: **Principal Components Analysis**, USA, Sage Publications, 1989.
- Duyan, Emin Cihan, Serpil Aytaç, Neslihan Akyıldız, Darren Van Laar: “Measuring Work Related Quality of Life and Affective Well-being in Turkey”, **Mediterranean Journal of Social Sciences**, 4(1), 2013, pp.105-116.

- Easton, Simon ve
Darren Van Laar: (a) “QoWL (Quality of Working Life) – What, How, and Why?”, **Psychology Research**, Vol. 3, No. 10, 2013, pp.596-605.
- Easton, Simon ve
Darren Van Laar: (b) **User Manual for the Work-Related Quality of Life (WRQoL) Scale: A Measure of Quality of Working Life**, First Edition, UK, University of Portsmouth, 2012
- Easton, Simon ve
Darren Van Laar,
Rachel Marlow-Vardy: “Quality of Working Life and the Police”, **Management**, 3 (3), 2013, pp.135-141.
- Edwards, Julian A.,
Darren Van Laar,
Simon Easton, Gail
Kinman: “The Work-Related Quality of Life Scale for Higher Education Employees”, **Quality in Higher Education**, 15 (3), 2009, pp.207-219.
- Efraty, David, M.
Joseph Sirgy: “The effects of quality of working life (QWL) on employee behavioral responses”, **Social Indicators Research**, 22(1), 1990, pp. 31-47.
- Ekström, Joakim : “The Phi-Coefficient, the Tetrachoric Correlation Coefficient, and the Pearson-Yule Debate”, **Department of Statistics Papers**, UCLA, 2011, pp. 1-19.
- Ellis, Barbara B.: “Differential Item Functioning: Implications for Test Translations”, **Journal of Applied Psychology**, 74 (6), 1989, pp. 912-921.
- Ellis, Barbara B., Beate
Minsel, Peter Becker: “Evaluation of Attitude Survey Translations: An Investigation Using Item Response Theory”, **International Journal of Psychology**, 24, 1989, pp.665-684.
- Everitt, Brian S.,
Graham Dunn : **Applied Multivariate Data Analysis**, Second Edition, John Wiley & Sons Ltd., UK, 2001.
- Fabrigar, Leandre R. ,
Duane T. Wegener : **Exploratory Factor Analysis**, USA, Oxford University Press, 2012.
- Fabrigar, Leandre R.,
D. T. Wegener, R. C.
MacCallum, E. J.
Strahan: “Evaluating the Use of Exploratory Factor Analysis in Psychological Research”, **Psychological Methods**, Vol. 4, No. 3, 1999, pp. 272-299.

- Fayers, Peter M.,
David Machin: **Quality of Life: The Assessment, Analysis, and Interpretation of Patient – Reported Outcomes**, Second Edition, England, John Wiley & Sons, 2007.
- Felce, David,
Jonathan Perry: “Quality of Life: The scope of the term and its breadth of measurement”, **Quality of life for people with disabilities: models, research and practice**, Second Edition, Ed.: Roy I. Brown, UK, Stanley Thornes (Publishers) Ltd., 1997.
- Finney, S. J. , C.
DiStefano: “Non-Normal and Categorical data in structural equation modelling”, **Structural Equation Modeling: A Second Course**, Ed.: G. R. Hancock and R. O. Mueller, Greenwich, Connecticut:Information Age Publishing, 2006.
- Flora, David B. ,
Patrick J. Curran : “An Empirical Evaluation of Alternative Methods of Estimation for Confirmatory Factor Analysis with Ordinal Data”, **Psychological Methods**, Vol.9, No.4, 2004, pp. 466-491.
- Floyd, Frank J. , Keith
F. Widaman: “Factor Analysis in the Development and Refinement of Clinical Assessment Instruments”, **Psychological Assessment**, Vol. 7, No. 3, 1995, pp.286-299.
- Forero, Carlos G.,
Alberto Maydeu-
Olivares, David
Gallardo-Pujol: “Factor Analysis with Ordinal Indicators: A Monte Carlo Study Comparing DWLS and ULS Estimation”, **Structural Equation Modeling**, 16, 2009, pp. 625-641.
- Fornell, Claes, David
F. Larcker: “Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error”, **Journal of Marketing Research**, 18, 1981, pp.39-50.
- Garrido, Luis
Eduardo, Francisco
Jose Abad, Vicente
Ponsoda: “A New Look at Horn’s Parallel Analysis with Ordinal Variables”, **Psychological Methods**, Vol. 18, No. 4, 2013, pp. 454-474.
- Gorsuch, Richard L. : **Factor Analysis**, USA, W. B. Saunders Company, 1974.
- Gould, P. R. : “On the Geographical Interpretation of Eigenvalues”, **Transactions of the Institute of British Geographers**, No. 42, 1967, pp. 53-86.
- Gravetter, Frederick J.
, Larry B. Wallnau: **Essentials of Statistics for the Behavioral Sciences**, Eighth Edition, USA, Cengage Learning, 2013.

- Greenlaw, Corey,
Sharon Brown-Welty: “A Comparison of Web-Based and Paper-Based Survey Methods Testing Assumptions of Survey Mode and Response Cost”, **Evaluation Review**, 33 (5), 2009, pp.464-480.
- Guilford, J. Paul: “When not to factor analyze”, **Psychological Bulletin**, 49 (1), 1952, pp. 26-37.
- Guilford, J. Paul: **Psychometric methods**, Second Edition, New York, McGraw-Hill, 1954.
- Guadagnoli, E. ,
Wayne F. Velicer: “Relation of Sample Size to the Stability of Component Patterns”, **Psychological Bulletin**, Vol. 103, No. 2, 1988, pp. 265-275.
- Gür, Bekir S., Zafer
Çelik: **YÖK’ün 30 Yılı**, SETA Yayınları, (Çevrimiçi), http://file.setav.org/Files/Pdf/20121126134636_seta-seta-yokun_30_yili.pdf , 10.10.2015.
- Gürüz, Kemal: **Dünyada ve Türkiye’de Yükseköğretim: Tarihçe ve Bugünkü Sevk ve İdare Sistemleri**, İkinci Baskı, Ankara, ÖSYM Yayınları, 2003.
- Hair, Joseph F. , W.
C. Black, B. J. Babin,
R. E. Anderson, R. L.
Tatham: **Multivariate Data Analysis**, Fifth Edition, New Jersey, Prentice-Hall International, Inc. , 1998.
- Hardle, W. Karl, L.
Simar: **Applied Multivariate Statistical Analysis**, Third Edition, Heidelberg, Springer, 2012.
- Harman, Harry H. **Modern Factor Analysis**, Second Edition, Chicago, The University of Chicago Press, 1967.
- Harman, Harry H. ,
Wayne H. Jones: “Factor analysis by minimizing residuals (minres)”, **Psychometrika**, Vol. 31, Issue 3, 1966, pp. 351-368.
- Hayton, James C. ,
David G. Allen ,Vida
Scarpello: “Factor Retention Decisions in Exploratory Factor Analysis: A Tutorial on Parallel Analysis”, **Organizational Research Methods**, Vol. 7, No. 2, 2004, pp.191-205.
- Heywood, H. B. : “On finite sequences of real numbers”, **Proceedings of the Royal Society of London, Series A, Containing Papers of a Mathematical and Physical Character**, Vol. 134, No. 824, 1931, pp.486-501.

- Hogarty, Kristine Y. ,
C. V. Hines, J. D.
Kromrey, J. M.
Ferron, K. R.
Mumford: “The Quality of Factor Solutions in Exploratory Factor Analysis: The Influence of Sample Size, Communalities, and Overdetermination”, **Educational and Psychological Measurement**, Vol. 65, No. 2, 2005, pp. 202-226.
- Horst, Paul: **Factor Analysis of Data Matrices**, USA, Holt, Rinehart & Winston, Inc., 1965.
- Hotelling, Harold: “Analysis of a complex of statistical variables into principal components”, **Journal of Educational Psychology**, 24(6), 1933, pp. 417-441.
- Israel, D.: **Data Analysis in Business Research: A Step by Step Nonparametric Approach**, India, Response Book, 2008.
- Işık, Rüçhan: “Çalışma Yaşamının Kalitesinin Geliştirilmesi: Hükümet, İşçi, İşveren ve Özellikle ILO’nun Yaklaşımları”, **Verimlilik ve Çalışma Hayatının Kalitesinin Geliştirilmesi Sempozyumu**, Ankara, Milli Prodüktivite Merkezi Yayınları, 1991.
- Jackson, J. Edward : **A User’s Guide To Principal Components**, USA, John Wiley & Sons Inc., 1991.
- Jansen, Karen J.,
Kevin G. Corley,
Bernard J. Jansen: “E-Survey Methodology”, **Handbook of Research on Electronic Surveys and Measurements**, Ed.: Rodney A. Reynolds, Robert Woods and Jason D. Baker, USA, Idea Group Reference, 2006.
- Jennrich, Robert I. : “Rotation Methods, Algorithms, and Standard Errors”, **Factor Analysis at 100: Historical Developments and Future Directions**, Ed.: Robert Cudeck and Robert C. MacCallum, USA, Lawrence Erlbaum Associates Inc. , 2007.
- Johnson, Richard A. ,
Dean W. Wichern: **Applied Multivariate Statistical Analysis**, Fifth Edition, Upper Saddle River, New Jersey, Prentice Hall Inc., 2002
- Jolliffe, I. T. : **Principal Component Analysis**, Second Edition, USA, Springer, 2002.
- Jöreskog, Karl G. : “Factor Analysis and Its Extensions”, **Factor Analysis at 100: Historical Developments and Future Directions**, Ed.: Robert Cudeck and Robert C. MacCallum, USA, Lawrence Erlbaum Associates Inc., 2007.

- Jöreskog, Karl G., Arthur S. Goldberger: "Factor analysis by generalized least squares", **Psychometrika**, Vol. 37, No. 3, 1972, pp.243-260.
- Jöreskog, Karl G., Irini Moustaki : "Factor Analysis of Ordinal Variables: A Comparison of Three Approaches", *Multivariate Behavioral Research*, 36 (3), 2001, pp. 347-387.
- Kaiser, Henry F. , J. Rice: "Little Jiffy Mark IV", **Educational and Psychological Measurement**, 34, 1974, pp. 111-117.
- Kennedy, Peter : **A Guide to Econometrics**, Sixth Edition, USA, Blackwell Publishing, 2008.
- Kim, Jae-On, Charles W. Mueller: (a) **Introduction to Factor Analysis: What it is and How to Do it**, USA, Sage Publications, 1978.
- Kim, Jae-On, Charles W. Mueller: (b) **Factor Analysis: Statistical Methods and Practical Issues**, USA, Sage Publications, 1978.
- Kline, Paul: **Handbook of Psychological Testing**, Second Edition, UK, Routledge, 2000.
- Kline, Rex B. **Principles and Practice of Structural Equation Modeling**, Second Edition, New York, USA, Guilford Press, 2005.
- Koçel, Tamer: **İşletme Yöneticiliği**, Onuncu Baskı, İstanbul, Arıkan Basım Yayım, 2005.
- Küçükcan, Talip ve Bekir S. Gür: **Türkiye’de Yükseköğretim: Karşılaştırmalı Bir Analiz**, Ankara, SETA Yayınları, 2009
- Lindström, Bengt: "Quality of life: A model for evaluating health for all. Conceptual considerations and policy implications", **Sozial-und Praventivmedizin**, 37(6), 1992, pp.301-306.
- McCall, Storrs: "What is Quality of Life?", **Philosophica**, 25, 1980, pp.5-14.
- MacCallum, Robert C. , Ledyard R. Tucker: "Representing Sources of Error in the Common-Factor Model: Implications for Theory and Practice", **Psychological Bulletin**, Vol: 109, No:3, 1991, pp.502-511.
- MacCallum, Robert C. , K. F. Widaman, S. Zhang, S. Hong: "Sample Size in Factor Analysis", **Psychological Methods**, Vol:4, No:1, 1999, pp. 84-99.

- MacCallum, Robert C. , Michael W. Browne, Li Cai : “Factor Analysis Models as Approximations”, **Factor Analysis at 100: Historical Developments and Future Directions**, Ed.: Robert Cudeck and Robert C. MacCallum, USA, Lawrence Erlbaum Associates Inc., 2007.
- Magnus, Jan R. , H. Neudecker : **Matrix Differential Calculus with Applications in Statistics and Econometrics**, Third Edition, New York, USA, John Wiley&Sons, 2007.
- Mardia, K. V. , J. T. Kent, J. M. Bibby: **Multivariate Analysis**, London, Academic Press, 1979.
- Meyer, J. Patrick: **Reliability**, USA, Oxford University Press, 2010.
- Miller, William: **Statistics and Measurement Concepts with OpenStat**, USA, Springer, 2013.
- Mislevy, Robert J. : “Recent Developments in the Factor Analysis of Categorical Variables”, **Journal of Educational Statistics**, 11 (1), 1986, pp.3-31.
- Mulaik, Stanley A. : **Foundations of Factor Analysis**, Second Edition, Florida, Taylor & Francis Group, 2010.
- Mundfrom, Daniel J. , Dale G. Shaw, Tian Lu Ke “Minimum Sample Size Recommendations for Conducting Factor Analyses”, **International Journal of Testing**, Vol:5, No:2, 2005, s.159-168.
- Muthen, Bengt O. : “Dichotomous Factor Analysis of Symptom Data”, **Sociological Methods & Research**, 18 (1) , 1989, pp.19-65.
- Muthen, Bengt, David Kaplan: “Comparison of some methodologies for the factor analysis of nonnormal Likert variables”, **British Journal of Mathematical and Statistical Psychology**, 38 (2), 1985, pp. 171-189.
- Muthen, Linda K. , Bengt O. Muthen : **(1998-2010) Mplus User’s Guide**, Sixth Edition, Los Angeles, CA: Muthen&Muthen, 2010.

- Muthen, Bengt O. ,
Stephen H. C. du Toit
, Damir Spisic: “Robust Inference using Weighted Least Squares and Quadratic Estimating Equations in Latent Variable Modeling with Categorical and Continuous Outcomes”, 1997, (Online), https://www.statmodel.com/download/Article_075.pdf, 10.10.2015.
- Newbold, Paul,
William L. Carlson,
Betty M. Thorne **Statistics for Business and Economics**, Eighth Edition, USA, Pearson Education Inc. , 2012.
- Nunnally, Jum C. , Ira
H. Bernstein: **Psychometric Theory**, Third Edition, USA, McGraw-Hill Inc., 1994.
- Öner, Necla: **Türkiye’de Kullanılan Psikolojik Testlerden Örnekler Bir Başvuru Kaynağı**, 7. Baskı, İstanbul, Boğaziçi Üniversitesi Yayınevi, 2012.
- Parry, Charles D. H.,
J. J. McArdle: “An Applied Comparison of Methods for Least-Squares Factor Analysis of Dichotomous Variables”, **Applied Psychological Measurement**, 15 (1), 1991, pp.35-46.
- Pedhazur, Elazar J.,
Liora Pedhazur
Schmelkin: **Measurement, Design, and Analysis: An Integrated Approach**, New Jersey, USA, Lawrence Erlbaum Associates Inc. , 1991.
- Pett, Marjorie A. ,
Nancy R. Lackey,
John J. Sullivan: **Making Sense of Factor Analysis: The Use of Factor Analysis for Instrument Development in Health Care Research**, USA, Sage Publications, 2003.
- Raykov, Tenko,
George A.
Marcoulides: (a) **An Introduction to Applied Multivariate Analysis**, USA, Routledge, 2008.
- Raykov, Tenko,
George A.
Marcoulides: (b) **A First Course in Structural Equation Modeling**, Second Edition, New Jersey, Lawrence Erlbaum Associates, 2006.
- Reimann, Clemens,
Peter Filzmoser,
Robert G. Garrett: “Factor analysis applied to regional geochemical data: Problems and possibilities, **Applied Geochemistry**, 17, 2002, pp.185-206.
- Rummel, R. J. : **Applied Factor Analysis**, USA, Evanston: Northwestern University Press, 1970.

- Sanjuan, Pilar,
Alejandro Magallares,
Rodolfo Gordillo: "Self-serving Attributional Bias and Hedonic and Eudaimonic Aspects of Well-Being", **The Human Pursuit of Well-Being: A Cultural Approach**, Ed.: Ingrid Brdar, Netherlands, Springer, 2011.
- Saruhan, Şadi Can,
Müge Leyla Yıldız: **Çağdaş Yönetim Bilimi**, İkinci Baskı, İstanbul, Beta Basım A.Ş. , 2013.
- Schermelleh-Engel,
Karin, Helfried
Moosbrugger, Hans
Müller: "Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures", **Methods of Psychological Research Online**, 8(2), 2003, pp. 23-74.
- Schmitt, Thomas A.: "Current Methodological Considerations in Exploratory and Confirmatory Factor Analysis", **Journal of Psychoeducational Assessment**, 29 (4), 2011, pp.304-321.
- Schonlau, Matthias,
Ronald D. Fricker,
Marc N. Elliott: **Conducting Research Surveys via E-mail and the Web**, USA, Rand, 2002.
- Schönemann, P. H. ,
J. H. Steiger : "Regression component analysis", **British Journal of Mathematical and Statistical Psychology**, 29(2), 1976, pp.175-189.
- Schuessler, K. F., G.
A. Fisher: "Quality of Life Research and Sociology", **Annual Review of Sociology**, Vol. 11, 1985, pp.129-149.
- Schumacker, Randall
E. , Richard G.
Lomax: **A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling**, Second Edition, New Jersey, Lawrence Erlbaum Associates, 2004.
- Schumacker, Randall
E. , Susan T.
Beyerlein: "Confirmatory Factor Analysis with Different Correlation Types and Estimation Methods", **Structural Equation Modeling**, 7 (4), 2000, pp.629-636.
- Sekaran, Uma: **Research Methods For Business: A Skill Building Approach**, Fourth Edition, USA, John Wiley & Sons Inc. , 2003.
- Sharma, Subhash: **Applied Multivariate Techniques**, USA, John Wiley&Sons, Inc., 1996.
- Sheskin, David J. : **Handbook of Parametric and Nonparametric Statistical Procedures**, Third Edition, USA, Chapman & Hall / CRC Press, 2004.

- Sınıksaran, Enis : “Bazı İstatistiksel Kavram ve Tekniklere Geometrik Bir Yaklaşım”, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 1993 (Yayınlanmamış Doktora Tezi)
- Sireci, Stephen G., Giray Berberoğlu: “Using Bilingual Respondents to Evaluate Translated-Adapted Items”, **Applied Measurement in Education**, 13 (3), 2000, pp.229-248.
- Sirgy, M. Joseph, A. C. Samli, H. Lee Meadow: “The Interface Between Quality of Life and Marketing: A Theoretical Framework”, **Journal of Marketing and Public Policy**, 1982, pp. 69-84.
- Sirgy, M. Joseph, David Efraty, Phillip Siegel, Dong-Jin Lee: (a) “A new measure of quality of work life (QWL) based on need satisfaction and spillover theories”, **Social Indicators Research**, 55(3), 2001, pp.241-302.
- Sirgy, M. Joseph, Nora P. Reilly, Jiyun Wu, David Efraty: (b) “Review of Research Related to Quality of Work Life (QWL) Programs”, **Handbook of Social Indicators and Quality of Life Research**, Ed.: Kenneth C. Land, Alex C. Michalos and M. Joseph Sirgy, USA, Springer, 2011
- Spearman, Charles: ""General Intelligence," Objectively Determined and Measured", **The American Journal of Psychology**, Vol. 15, No.2, 1904, s.201-292.
- Steiger, James H. : “Some Additional Thoughts on Components, Factors, and Factor Indeterminacy”, **Multivariate Behavioral Research**, 25(1), 1990, pp. 41-45.
- Stevens, Stanley Smith: “On the Theory of Scales of Measurement”, **Sciences**, New Series, Vol. 103, No. 2684, 1946, s. 677-680.
- Swamy, Devappa Renuka, T. S. Nanjundeswaraswamy, Srinivas Rashmi : “Quality of Work Life: Scale Development and Validation”, **International Journal of Caring Sciences**, Vol. 8, Issue 2, 2015, pp.281-300.
- Şenkal, Abdulkadir: “Yeni Bin Yılda İnsan Kaynakları Yönetiminin Değişen Fonksiyonları”, **Çalışma Yaşamında Dönüşümler (Örgütsel Bakış)**, Genişletilmiş ikinci baskı, Ed.: Aşkın Keser, Türkiye, Nobel Yayın, 2005.
- Tabachnick, Barbara G. , Linda S. Fidell: **Using Multivariate Statistics**, Sixth Edition, USA, Pearson Education, Inc, 2013

- Taşdemir Afşar, Selda: “Çalışma Yaşam Kalitesinin Örgütsel Bağlılık Düzeyi Üzerindeki Etkisi: Devlet ve Vakıf Üniversitelerinde Çalışan Akademisyenler Üzerine Nicel Bir Araştırma”, Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara, 2011, (Yayınlanmamış doktora tezi)
- Thode, Henry C. : **Testing for Normality**, USA, Marcel Dekker Inc. , 2002
- Thompson, Bruce: **Exploratory and Confirmatory Factor Analysis: Understanding Concepts and Applications**, Washington DC, American Psychological Association, 1951
- Thurstone, L. L. : “Multiple Factor Analysis”, **Psychological Review**, Vol. 38, No. 5, 1931, pp. 406-427.
- Thurstone, L. L. : **Multiple Factor Analysis: A Development and Expansion of The Vectors of Mind**, Chicago, USA, The University of Chicago Press, 1947
- Timm, Neil H. : **Applied Multivariate Analysis**, USA, Springer, 2002
- Timmerman, Marieke E., Urbano Lorenzo-Seva: “Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis”, **Psychological Methods**, 2011, Vol. 16, No. 2, pp. 209-220.
- Tinsley, Howard E. A. , Diane J. Tinsley: “Use of Factor Analysis in Counseling Psychology Research”, **Journal of Counseling Psychology**, Vol:34, No:4, 1987, pp.414-424.
- Treiblmaier, Horst, Peter Filzmoser: “Exploratory factor analysis revisited: How robust methods support the detection of hidden multivariate data structures in IS research”, **Information & Management**, 47(4), 2010, pp.197-207.
- Tucker, Ledyard R. , Robert C. MacCallum: **Exploratory Factor Analysis**, 1997, p.5, (Çevrimiçi) <http://www.unc.edu/~rcm/book/factor.pdf>, 10.10.2015
- Van Laar, Darren, Julian A. Edwards, Simon Easton: “The Work-Related Quality of Life Scale for Healthcare Workers”, **Journal of Advanced Nursing**, 60 (3), 2007, pp.325-333.
- Van Praag, Bernard M. S. , A. Ferrer-i Carbonell: **Happiness Quantified: A Satisfaction Calculus Approach**, Revised Edition, New York, USA, Oxford University Press, 2008

- Veenhoven, Ruut: (a) **Conditions of Happiness**, Second Edition, Holland, D. Reidel Publishing Company, 1989
- Veenhoven, Ruut: (b) “The Study of Life Satisfaction”, **A Comparative Study of Satisfaction with Life in Europe**, Ed.: W. E. Saris, R. Veenhoven, A. C. Scherpenzeel and B. Bunting, Hungary, Eötvös University Press, 1996
- Veenhoven, Ruut: (c) “The Four Qualities of Life: Ordering Concepts and Measures of The Good Life”, **Understanding Human Well-being**, Ed.: Mark McGillivray and Matthew Clarke, Tokyo, Japan, United Nations University Press, 2006.
- Veenhoven, Ruut: (d) “Can We Get Happier Than We Are?”, **The Human Pursuit of Well-Being: A Cultural Approach**, Ed.: Ingrid Brdar, Netherlands, Springer, 2011.
- Velicer, Wayne F. : “Determining the number of components from the matrix of partial correlations”, **Psychometrika**, 1976, Vol. 41, Issue 3, pp. 321-327.
- Velicer, Wayne F. , Cheryl A. Eaton, Joseph L. Fava: “Construct Explication through Factor or Component Analysis: A Review and Evaluation of Alternative Procedures for Determining the Number of Factors or Components”, **Problems and Solutions in Human Assessment: Honoring Douglas N. Jackson at Seventy**, Ed.: R. D. Goffin and E. Helmes, USA, Kluwer Academic Publishers, 2000
- Vakıf Yükseköğretim Kurumları Yönetmeliği: “Vakıf Yükseköğretim Kurumları Yönetmeliği”, **Resmi Gazete**, 31.12.2005, (Çevrimiçi), <http://www.resmigazete.gov.tr/> , 10.10.2015
- Wang, Jichuan, Xiaoqian Wang : **Structural Equation Modeling: Applications Using Mplus**, West Sussex, UK, John Wiley&Sons Ltd., 2012
- Weng, Li-Jen, Chung-Ping Cheng: “Parallel Analysis with Unidimensional Binary Data”, **Educational and Psychological Measurement**, Vol. 65, No. 5, 2005, pp. 697-716.
- The WHOQOL Group: “The World Health Organization Quality of Life Assessment (WHOQOL): Position Paper from The World Health Organization”, **Social Science and Medicine**, 41 (10), 1995, pp. 1403-1409.

- Woods, Carol M.: “Factor Analysis of Scales Composed of Binary Items: Illustration with the Maudsley Obsessional Compulsive Inventory”, **Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment**, Vol. 24, No. 4, 2002, pp.215-223.
- Wright, Kevin B. : “Researching Internet-Based Populations: Advantages and Disadvantages of Online Survey Research, Online Questionnaire Authoring Software Packages and Web Survey Services”, **Journal of Computer-Mediated Communication**, 10 (3), 2005, (Online), <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1083-6101.2005.tb00259.x/full> , 10.10.2015.
- Yükseköğretim Bilgi Yönetim Sistemi: “Yükseköğretim Bilgi Yönetim Sistemi”, (Çevrimiçi), <https://istatistik.yok.gov.tr/> , 10.10.2015
- Yeomans, Keith A. , Paul A. Golder: “The Guttman – Kaiser Criterion as a Predictor of the Number of Common Factors”, **Journal of the Royal Statistical Society, Series D (The Statistician)**, Vol. 31, No. 3, 1982, pp. 221-229.
- YÖK “Yükseköğretim Bilgi Yönetim Sistemi ve Kurumsal Değerlendirme Raporu”, (Çevrimiçi), <http://www.yok.gov.tr/web/ogrenci/yuksekogretim-bilgi-yonetim-sistemi-ve-kurumsal-degerlendirme-raporu>, 10.10.2015
- Zincirkıran, Memet: “Sanayi Toplumundan Enformasyon Topluma: Değişen Çalışma Hayatı ve Yeni Değerler”, **Çalışma Yaşamında Dönüşümler (Örgütsel Bakış)**, Genişletilmiş ikinci baskı, Ed.: Aşkın Keser, Türkiye, Nobel Yayın, 2005.
- Zumbo, Bruno D., Anne M. Gadermann, Cornelia Zeisser: “Ordinal Versions of Coefficients Alpha and Theta for Likert Rating Scales”, **Journal of Modern Applied Statistical Methods**, 6 (1), 2007, pp.21-29.
- Zwick, William R. , Wayne F. Velicer: (a) “Factors influencing four rules for determining the number of components to retain”, **Multivariate Behavioral Research**, Vol. 17, Issue 2, 1982, pp.253-269.
- Zwick, William R. , Wayne F. Velicer: (b) “Comparison of Five Rules for Determining the Number of Components to Retain”, **Psychological Bulletin**, Vol. 99, No. 3, 1986, pp.432-442.

EK -1: ANKET FORMU

DEVLET YÜKSEKÖĞRETİM KURUMLARINDA ÇALIŞAN ÖĞRETİM ELEMANLARI İÇİN ÇALIŞMA YAŞAMI KALİTESİ ARAŞTIRMASI

Değerli Katılımcı,

Yanıtlayacağınız anket formu, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı'nda sürdürdüğüm “İkili Değişkenler için Faktör Analizi: Çalışma Yaşamı Kalitesi Üzerine Bir Uygulama” başlıklı doktora tez çalışmamda kullanılmak üzere tasarlanmıştır. Türkiye’de devlet yükseköğretim kurumlarında çalışan öğretim elemanlarının çalışma yaşamı kalitesini incelenmek amacıyla gerçekleştiren araştırmanın herhangi bir ticari amacı bulunmamaktadır.

Katılımınız için teşekkür ederim.

Saygılarımla,

Hakan BEKTAŞ

Soru 1. Cinsiyetiniz

(...) Kadın (...) Erkek

Soru 2. Medeni Durumunuz

(...) Bekar (...) Evli (...) Diğer

Soru 3. Yaşınız

(...) 24 ve altı (...) 25 – 34 (...) 35 – 44 (...) 45 – 54 (...) 55 ve üstü

Soru 4. Şu an itibariyle çalıştığınız üniversite

.....

Soru 5. Biriminiz

(...) Fakülte (...) Enstitü (...) Yüksekokul (....) Rektörlüğe ya da Fakülteler

Bağlı Merkez

(...) Meslek Yüksekokulu (...) Bölüm (Enformatik, Güzel Sanatlar ve Yabancı Diller)

Soru 6. Biriminizin adı

.....

Soru 7. Unvanınız

.....

Soru 8. Kaç yıldır bu kurumda çalışıyorsunuz

(...) 1 yıldan az (...) 1 – 5 (...) 6 – 10 (...) 11 – 20 (...) 20 yıldan fazla

Aşağıda yer alan ölçekte, çalışma yaşamı kalitenizle ilgili birtakım ifadeler bulunmaktadır. Bu ifadelerin sizin durumunuzu ne ölçüde yansıttığını “Katılmıyorum” veya “Katılıyorum” yanıtıyla belirtmeniz gerekmektedir.

	Katılmıyorum	Katılıyorum
İşimi yapabilmemi sağlayacak belli amaç ve hedeflere sahibim.		
Çalışma alanımda düşüncelerimi dile getirebiliyor ve değişimlere etki edebilecek durumda hissediyorum.		
İşte yeteneklerimi kullanma fırsatına sahibim.		
Kendimi şu an iyi hissediyorum.		
Kurumum, aile yaşamımla uyum içinde çalışabilmemi sağlayacak yeterli imkân ve esnekliği sağlar.		
Şu anki mesai saatlerim / çalışma düzenim kişisel şartlarıma uyuyor.		
İsteyken kendimi sık sık baskı altında hissediyorum.		
Bir işi başarıyla tamamladığım zaman yöneticim tarafından takdir ediliyorum.		
Son zamanlarda kendimi mutsuz ve depresif hissediyorum		
Hayatımdan memnunum.		
İşimde yeni beceriler geliştirmem için teşvik ediliyorum.		
Çalışma alanımda beni etkileyen kararlarda sürece dâhil oluyorum.		
Kurumum, işimi etkin bir şekilde yapabilmem için ihtiyacım olan şeyleri temin eder.		
Yöneticim, esnek çalışma saatlerini / düzenini etkin bir şekilde destekliyor.		
Birçok yönden hayatım ideale yakın.		
Güvenli bir ortamda çalışıyorum.		
Genellikle işler benim için yolunda gidiyor.		
İşyerinde bana sunulan kariyer olanaklarından memnunum.		
İsteyken sıklıkla kendimi aşırı derecede stresli hissediyorum.		
Şu anki işimi yapmam için aldığım eğitimlerden memnunum.		
Her şey göz önüne alındığında, son zamanlarda kendimi epey mutlu hissediyorum.		
Çalışma koşullarım memnunluk verici.		
Çalışma alanımdaki çalışanları etkileyen kararlarda sürece dâhil oluyorum.		
Çalışma yaşamımın genel kalitesinden memnunum.		

ÖZGEÇMİŞ

1987 yılında İstanbul’da doğan Hakan BEKTAŞ, lisans eğitimini 2005-2009 yılları arasında İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri Bölümü’nde bölüm birincisi olarak tamamladı. İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı Teknoloji ve Sanayi İktisadı Bilim Dalı’nda sunduğu “Türk Bankacılık Sektöründe Finansal Güç Derecelerinin İstatistiksel Yöntemlerle İncelenmesi” başlıklı teziyle 2011 yılı İktisadi Araştırmalar Vakfı Ünal Aysal tez ödülüne layık görüldü. 2010 yılından bu yana İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri Bölümü’nde araştırma görevlisi olarak görev yapan Bektaş, 2011 yılında İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı doktora programına kaydoldu. Ayrıca ulusal ve uluslararası indekslerce taranan bilimsel dergilerde yayımlanmış makaleleri bulunan Bektaş, birçok ulusal bilimsel projede de araştırmacı olarak görev aldı.