**T.C**

**İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ**

**SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**

# İŞ DOYUMU VE KİŞİSEL GELİŞİM YÖNELİMİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN İNCELENMESİ: AYIRMA ANALİZİ

YÜKSEK LİSANS TEZİ

DANIŞMAN HAZIRLAYAN

**DOÇ.DR. YUNUS BULUT ASLI HATUN AYDOĞMUŞ**

**MALATYA - 2019**

**T.C**

**İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ**

**SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**

# İŞ DOYUMU VE KİŞİSEL GELİŞİM YÖNELİMİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN İNCELENMESİ: AYIRMA ANALİZİ

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Aslı Hatun AYDOĞMUŞ

DANIŞMAN

Doç.Dr. Yunus BULUT

MALATYA - 2019

T.C

İNÖNÜ ÜNİVERSİTESİ

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

# İŞ DOYUMU VE KİŞİSEL GELİŞİM YÖNELİMİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN İNCELENMESİ: AYIRMA ANALİZİ

YÜKSEK LİSANS TEZİ


DANIŞMAN HAZIRLAYAN

**DOÇ.DR. YUNUS BULUT** **ASLI HATUN AYDOĞMUŞ**


Jürimiz 26.07.2019 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda bu yüksek lisans tezini (oybirliği /~~oyçokluğu~~) ile başarılı bulunarak Ekonometri Anabilim dalında yüksek lisans tezi olarak kabul edilmiştir.

| Jüri Üyelerinin Ünvanı Ad Soyadı | İmzası |
|---|---|
| 1. Prof. Dr. Mehmet GÜNGÖR | |
| 2. Doç. Dr. Yunus BULUT | |
| 3. Dr. Öğr. Üyesi Fahrettin ÖZBEY | |

İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yönetim Kurulunun …………. tarih ve …………….. sayılı kararı ile bu tezin kabulü onaylanmıştır.

Prof. Dr. Mehmet KUBAT

Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürü

## ONUR SÖZÜ

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

Aslı Hatun AYDOĞMUŞ

**TEŞEKKÜR**

Başta tez çalışmam süresince ve tezimin oluşumunda büyük rol oynayan değerli hocam ve tez danışmanım Doç. Dr. Yunus BULUT' a, tezimin her aşamasında engin bilgi ve tecrübeleriyle desteklerini esirgemeyen saygı değer hocalarım Prof. Dr. Mehmet GÜNGÖR ve Arş Grv. Dr. Esra GÖKÇE' ye, bana her şeyden önemli olan manevi eğitim ve terbiyeyi veren, hayatımı kazanmam için her türlü desteği sağlayan, ilgi ve özeni gösteren, varlıklarıyla bana güç veren anneme ve babama, hayatımı anlamlı kılan değerli eşim Enes'e ve tez hazırlığım sürecinde elinden geldiğince her anıma destekçi olan sevgili kuzenim Büşra'ya,

Sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Aslı Hatun AYDOĞMUŞ

# ÖZET

## İŞ DOYUMU VE KİŞİSEL GELİŞİM YÖNELİMİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN İNCELENMESİ: AYIRMA ANALİZİ

Bu çalışmada, kişilerin çalıştıkları sektördeki iş doyum düzeyi ile kişisel gelişim düzeyinin ayırt edici öğelerinin diskriminant analizi ile belirlenmesi amaçlanmıştır. Çalışmada; Minnesota İş Doyum Ölçeği ve Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II ölçeklerinden yararlanarak hazırlanmış olan anket, farklı sektörlerdeki 110 kişiye uygulanarak elde edilen veriler kullanılmıştır. Verilere öncelikle iş doyumu ve kişisel gelişime etki eden belli başlı faktörlerin neler olduğunu tespit etmek için Faktör Analizi uygulanmıştır. Daha sonra bu faktörlerden yararlanarak veriler, çok değişkenli istatistiksel tekniklerden biri olan Diskriminant Analizi yöntemiyle incelenmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** İş Doyum, Kişisel Gelişim, Ayırma Analizi.

## ABSTRACT

## INVESTIGATION OF RELATIONSHIP BETWEEN JOB SATISFACTION AND PERSONAL GROWTH INITATIVE: DISCRIMINANT ANALYSIS

In this study, it is aimed to determine the distince elements of job satisfaction and personal development level in the sector by separation analysis. In this study, the questionnaire which was prepared by using Minnesota Business Adaptation Scale and Personal Devdelopment Orientation Scale was used and 110 people from different sectors were used. Factor analysis was applied to determine the main factors affecting development. Then, by taking advantage of these factors, the data were examined by separation analysis which is one of the multivariate statistical techniques.



**Keywords:** Job satisfaction, Personal Growth Initative, Dıscrımınant Analysis

## İÇİNDEKİLER



**BİRİNCİ BÖLÜM**

**ÇOK DEĞİŞKENLİ İSTATİSTİKSEL ANALİZ VE TEKNİKLERİ**

## İKİNCİ BÖLÜM
## AYIRMA (DİSKRİMİNANT) ANALİZİ

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA VE BULGULAR



DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

## TABLOLAR LİSTESİ

## KISALTMALAR LİSTESİ

| | |
|---|---|
| **ANCOVA** | **:** Kovaryans Analizi |
| **ANOVA** | **:** Varyans Analizi |
| **Anl** | **:** Anlamlılık |
| **BLOGREG** | **:** İkili Lojistik Regresyon Analizi |
| **EKK** | **:** En Küçük Kareler Yöntemi |
| **KMO** | **:** Kaiser – Meyer – Olkin Testi |
| **MANOVA** | **:** Çok Değişkenli Varyans Analizi |
| **NLOGREG** | **:** İsimsel Lojistik Regresyon Analizi |
| **OLOGREG** | **:** Sıralı Lojistik Regresyon Analizi |
| **Sd** | **:** Serbestlik derecesi |

# BİRİNCİ BÖLÜM

# ÇOK DEĞİŞKENLİ İSTATİSTİKSEL ANALİZ VE TEKNİKLERİ

## 1.1. Çok Değişkenli İstatistiksel Analiz

Çok değişkenli istatistiksel teknikler uzun yıllardır karmaşık veri setlerinin analiz edilmesini kolaylaştıran teknikler olarak kullanılırlar. Genel anlamda bu teknikler araştırmacıların, değerlendiricilerin, politikacıların ve diğer grupların, çok sayıda bağımsız ve bağımlı değişkenden oluşan veri setlerini analiz edebilmelerini mümkün kılar (Çokluk vd., 2012: 1). Hareketli olgular sadece tek değişkenin etkisiyle değil, çok sayıda hatta sonsuz sayıda bağımlı ve bağımsız değişkenin etkisiyle karmaşık bir yapı içindedirler. Bu nedenle herhangi bir olgunun tanımlanması sadece bir değişkene göre değil çok sayıdaki değişkene göre yapılmalıdır. Aksi halde diğer değişkenlerin ve bu değişkenler arasındaki olası etkiler dikkate alınmamış olur (Albayrak, 2006: 1). Araştırmalarda incelenen olaylar göstermektedir ki tek değişkenli istatistiklerin kullanılması problemi açıklamakta yetersiz ve eksik kalmaktadır. Tek değişkenli istatistiklerde çözümlenen olay tektir, tek değişken incelenmektedir. Bilimsel çalışmalar ise tek değişkenle açıklanamayacak kadar karmaşıktır. Araştırmaya konu olan bir problemin çözümünde kuşkusuz problemi etkileyen birçok faktörü dikkate alarak incelenmelidir. Bu nedenle tek değişkenli istatistiklerin sınırlılığı, çok değişkenli istatistiksel analizleri doğurmuştur http://www.istatistik.gen.tr/?p=97 (24.10.2018).

## 1.2. Çok Değişkenli İstatistik Teknikleri

Çok değişkenli istatistiksel analiz, değişken gruplarının birbirleriyle olan ilişkilerini ölçme ve açıklama imkanı veren istatistiki tekniklerdir (Gatty 1966’dan aktaran Albayrak, 2006: 1). Çok değişkenli istatistik teknikler, çok sayıda değişkenle ilgilendiğinden uygulamada değişik amaçlarla kullanılmaktadır. Bu amaçlardan en önemlileri (Tatlıdil 1996’dan aktaran Albayrak, 2006: 2):Basitleştirme ve boyut indirgeme, birimleri veya değişkenleri sınıflandırma, bağımlılık yapısını inceleme, hipotez testleri ve hipotez oluşturma, sıralama ve ölçeklemedir.

Çok değişkenli istatistikler farklı ölçütlere göre sınıflandırılabilmektedir. Fakat bu ölçütler arasından değişkenlerin ölçümünde kullanılan ölçeğin türü, değişken sayısı ve çözümlemelerde kullanılan değişken seti içinde yer alan değişkenler arasında bağımlı ve bağımsız değişken ayrımının yapılıp yapılmaması en yaygın kullanılan ölçütlerdir.

### 1.3. Çok Değişkenli İstatistik Tekniklerin Sınıflandırılması

Araştırmacının amacı ve değişkenlerin özellikleri dikkate alınarak bir ayrıma tabi tutulup tutulamadığına, tutulabiliyorsa ilgili analizde değişkenlerden kaç tanesinin bağımlı değişken olarak ele alındığına ve değişkenlerin ölçeğine göre çok değişkenli istatistik teknikleri sınıflandırılabilirler.

Çok değişkenli bir teknik seçilirken sorulacak ilk soru, değişkenler arasında bağımlı ve iç bağımlı değişken ayrımı yapılıp yapılamadığıdır. Böylece seçilecek tekniğin bağımlı veya iç bağımlı bir teknik olup olmadığına karar verilmektedir (Hair vd., 1998'den aktaran Albayrak, 2006: 3 ).1

Genel anlamda ölçme; evrende var olan ve araştırma konusu olan; olay, olgu, nesne ve varlıkların, değişkenlerin, niteliklerini ve sayılarını belirleme işlemidir (Bayat, 2014: 1 – 24). İstatistikte ölçekler genel olarak metrik ve metrik olmayan ölçümler olmak üzere ikiye ayrılır:

#### 1.3.1. Metrik Olmayan Ölçekler

Metrik olmayan ölçekler sınıflayıcı (nominal) ve sıralayıcı (ordinal) olmak üzere ikiye ayrılmaktadır.

##### 1.3.1.1. Sınıflayıcı (Nominal) Ölçek

Değişkenin birim değerleri, birimleri sadece sınıflara ayırmaktır. Bu nedenle değişkenlerin birim değerlerinin büyüklüklerinin, toplamlarının, ortalamalarının vb. değerlerinin bir önemi yoktur. Nominal ölçekli değişkenlere cinsiyet ve medeni durum örnek verilebilir (Albayrak, 2006: 8). Cinsiyet gibi iki sonuçlu (erkek veya kadın) bir değişkenin birim değerleri 1 (erkek) ve 2 (kadın) veya tam tersi seçilebilir. Burada 1 ve 2 rakamları tamamen keyfi olarak seçilmektedir. Nominal veriler, sayısal özelliği olmayan kategorilerden oluşur.

---

1 Analize konu olan değişkenler için bağımlı ve bağımsız gibi bir ayrım yapılmadan eşzamanlı analiz edildiği tekniklere iç bağımlı teknikler adı verilmektedir. İç bağımlı tekniklere faktör, kümeleme, uygunluk ve çok boyutlu ölçekleme örnek verilebilir (Albayrak, 2006: 3).

#### 1.3.1.2. Sıralayıcı (Ordinal) Ölçek

Ordinal ölçekli değişkenlerin birim değerleri, sadece birimleri büyüklüklerine, tercih veya önem sırasına göre sıralamaktır. Buna imalat sanayindeki işletmelerin küçük (1), orta (2) ve büyük (3) olarak ölçülmesi örnek verilebilir (Albayrak, 2006: 8). Bu veri türü ile sıralama veya sınıflandırma yapmak mümkündür ancak kategorilerin uzaklık ölçümü yapılamaz.

### 1.3.2. Metrik Ölçekler

Metrik ölçekler aralık ölçeği ve oran ölçeği olarak ikiye ayrılmaktadır.

#### 1.3.2.1. Aralık Ölçeği

Aralık ölçeğinde sıfırın mutlak bir anlamı yoktur. Sıfır noktası, ölçeği geliştiren araştırmacı tarafından kendi istediği doğrultusunda belirlenmiştir. Bu nedenle aralık ölçekli değişkenlerin birim değerlerinin birbirine oranının bir anlamı bulunmamaktadır. Sosyal bilimlerde yaygın olarak kullanılan Likert ölçeği örnek verilebilir. Aralık ölçeğinde birim değerleri arasındaki uzaklıklar eşit varsayılır (Albayrak, 2006: 9).2

#### 1.3.2.2. Oran Ölçeği

Oran ölçekli değişkenler üzerinde her türlü istatistikler ve hesaplamalar yapılabilmektedir. Oran ölçekli değişkenlerde mutlak sıfır noktası vardır. Oran ölçekli değişkenlere ağırlık, uzunluk, boy, not ve yaş gibi değişkenler örnek olarak verilebilir (Albayrak, 2006: 9).

---

2 Rensis Likert'in geliştirdiği bir tutum ölçeği olan likert ölçeği, açık ve tek bir yargı şeklinde sıralanan (1'den 5'e doğru) cümlelerden oluşur. Bu cümleler,
1-kesinlikle katılmıyorum,
2-katılmıyorum,
3-kararsızım/ fikrim yok,
4-katılıyorum,
5-kesinlikle katılıyorum,
şeklindeki ifadelerle değerlenir http://tr.m.wikipedia.org/wiki/Celsius (25.10.2018).

### 1.4. Verilerin Analiz İçin Hazırlanması

#### 1.4.1. Kayıp Değerler

Geniş veri setleri üzerinde ölçülebilir işlev gösteren küçük sayıda kayıp değer varsa ciddi bir sorun değildir ve farklı yöntemlerin kullanılması kayıp verileri ortadan kaldırmada benzer sonuçlar verecektir. Fakat küçük ya da orta büyüklükteki veri setlerinde büyük sayıda kayıp değerin olması ciddi sorunlara sebep olur. Maalesef hangi örneklem büyüklüğü için ne miktarda kayıp değerin tolere edilebileceğine ilişkin bir ölçüt yoktur (Tabachnick, B., ve L. Fidell 2015: 66-72).

Kayıp değerlerin incelenmesine yönelik alternatif yöntemler kullanabilir. Bunlardan ilki, içinde kayıp değer barındırdığı için soruna neden olan değişkenleri silmektir (veri setinden çıkarılması). Fakat kayıp değerler veri setinin birçok kısmına dağılmışsa değişkenlerin silinmesi büyük veri kayıplarına sebep olur. Değişkenlerin silinmesi örneklem büyüklüğünü önemli oranda düşürür ve eğer temel analizler gruplar arası karşılaştırmalar içeriyorsa bazı grupların örneklem büyüklükleri düşerek yapılacak olan karşılaştırmayı tehlikeye sokabilir (Mertler ve Vannatta, 2005'ten aktaran Çokluk 2010: 11).

Kayıp değerleri incelemenin diğer bir seçeneği, kayıp değerlere yönelik çıkarımlar yapma, yaklaşık bir değer atama ve bu değerleri analizler esnasında kullanmaktır. Fakat bu yöntem sadece nicel değişkenler için uygulanabilir. Bu işlemleri yapmanın en bilinen üç yöntemi " geçmiş bilgileri kullanmak", "ortalama değer atamak" ve "regresyondur". Geçmiş bilgileri kullanmak, araştırmacıların daha önceki deneyimlerinden elde ettiği bilgilerden yararlanarak kayıp verilere yeni değerler atamasıdır. Kayıp değerlerin belirlenmesindeki ikinci seçenek ise, temel analizler yapılmadan önce, var olan verilerden yararlanarak ortalama hesaplamak ve kayıp değeri içinde barındıran değişkene hesaplanmış olan bu ortalamayı atamaktır (Mertler ve Vannata 2005'ten aktaran Çokluk 2010: 11).

Kayıp değerlerin belirlenmesindeki üçüncü seçenek olan regresyon da ise, bağımlı değişkenin tahmin edilmesinde kullanılacak eşitliği belirlemek için bağımsız değişkenler işleme konulur. Kestirim işlemi yapılırken, kayıp değer barındıran değişken bağımlı değişken olarak kabul edilir. Bu yordama eşitliğini geliştirmek için tam ya da eksiksiz verilere sahip denekler kullanılır (Tabachnick, B., ve L. Fidell 2015: 66-72).

### 1.4.2. Aşırı Gözlemler

Bazı gözlem değerleri genel dağılımın dışına çıkabilir. Veride, genel eğilimin oldukça dışına çıkan ya da diğer gözlemlerden oldukça farklı olan gözlemlere aşırı gözlem denir (Alpar, 2011: 126). Aşırı gözlemlerin üç ana sebebi vardır: Bunlardan ilki; araştırmacıların veri girişinde yapmış olduğu hatalardır, ikinci olarak; deneğin örneklem evrenin bir parçası olmaması ve son olarak ta deneğin örneklemin geriye kalanından değişik olmasıdır ( Tabachnick ve Fidell, 1996'dan aktaran Çokluk 2010: 12). Değişkenlerin histogramlarını, kutu-çizgi grafiklerini ya da dal yaprak grafiklerini çizerek gerek dağılımların yapısını gerekse de dağılımlardaki aşırı gözlemleri görmek olanaklıdır (Alpar, 2011: 127).

Aşırı değerler; tek değişkenli, çok değişkenli durumlarda; ikilemelerde, sürekli değişkenlerde, bağımlı ya da bağımsız değişkenlerde söz konusu olabilir (Tabachnick, B., ve L. Fidell 2015: 72-77).

Aşırı değerler, bazı istatistiksel metotlar yardımıyla da belirlenebildiği gibi dağılımdaki puanlar standart puanlara da çevrilebilir. Bu doğrultuda eldeki puanlar standart Z puanlarına dönüştürülebilir. Normal dağılım düşünüldüğünde, verilerin %99'u ortalamadan ±3 standart sapma uzaklıkta yer alacaktır. Dolayısıyla da +3'ten büyük ya da 3'ten küçük Z değerine sahip denekler uç değer olarak düşünülür. Ancak geniş örneklemlerde (n>100) birkaç deneğin bu sınırların dışında yer alması mümkündür. Bu durumda Z puanları aralığı ±4 olarak genişletilebilir. Küçük örneklemlerde (n<10) ise bu kural ±2,5 olarak kabul edilebilir (Mertler ve Vannatta, 2005'ten aktaran Çokluk 2010: 14).

Tek değişkenli aşırı değerlerin belirlenmesinde diğer bir alternatif kutu grafiğe bakılmasıdır. Bu grafikte kutu içerisine giremeyen gözlem değerleri uç değer olarak adlandırılır. Grafiğin alt çizgisi 25. yüzdeliği, üst çizgisi 75. yüzdeliği ve ortancayı 50.yüzdelik tanımlayan yatay bir çizgi ile ikiye bölünen bir şekil sunar. Kutunun üst orta noktasından çizilen dikey çizgi en yüksek, alt orta noktasından aşağıya doğru çizilen dikey çizgi ise en düşük puana kadar uzanır (Büyüköztürk, 2009'dan aktaran Çokluk 2010: 14).

Çok yönlü aşırı değerlerin belirlenmesi tek yönlüye göre daha zordur. Bu sorun için çözüm alternatifi olarak Mahalanobis uzaklığı kullanılabilir. (Mertler ve Vannatta, 2005'ten aktaran Çokluk 2010: 14). Mahalonobis uzaklığı, bir verinin diğer verilerin merkezine olan uzaklığıdır. Bu merkez nokta, tüm değişkenlerin ortalamalarının kesişim noktasıdır. Mahalanobis uzaklığı her bir vakayı $X^2$ (Ki-Kare) dağılımını kullanarak değerlendirir (Tabachnick, B., ve L. Fidell, 2015: 74).

Çok yönlü aşırı değerler için kabul edilen ölçüt, $p<0,001$ düzeyinde anlamlı Mahalanobis uzaklığı değeridir. Elde edilen Mahalanobis değeri, kritik $X^2$ değeri ile mukayese ederek karar verilir. Serbestlik derecesi, analizdeki değişken sayısının bir eksiği (N-1) alınarak hesaplanır (Tabachnick ve Fidell, 1996'dan aktaran Çokluk 2010: 15).

### 1.4.3. Normallik

Değişkenlerin normallik özelliği taşıması her zaman aranan bir özellik olmasa da tüm değişkenler normal dağılıma sahip olduğunda çözüm daha iyi sonuçlar vermektedir. Eğer değişkenler bu özelliği taşımamakta ise çözüm zayıflamaktadır. Özellikle de değişkenlerin kiminin sağa çarpık kimilerinin de sola çarpık olması durumunda çözüme ulaşmak daha da zorlaşacaktır (Tabachnick, B., ve L. Fidell 2015: 79). Tek değişkenli normalliği değerlendirmenin hem grafiksel hem istatistiksel çeşitli yolları vardır. Her bir değişken için histogramları normal eğride çizdirerek incelemek ve Q-Q grafiği buna örnek olarak verilebilir. Bu grafikte gözlemler büyüklüklerine göre artan şekilde sıralanır ve beklenen normal dağılım değerine karşılık gelecek şekilde, gözlenen değerler X eksenine, beklenen değerler de Y eksenine yerleştirilir. Eğer normal dağılım sağlanıyorsa köşegenler odağında bir doğru çizgisi şeklinde olur (Çokluk, 2010: 15).

Tek değişkenli normalliğin istatistiksel olarak araştırılması, basıklık ve çarpıklık katsayıları incelenerek yapılabilir. Dağılım normal olduğu zaman basıklık ve çarpıklık değerleri sıfırdır.

Eğer dağılımda pozitif bir çarpıklık varsa veriler dağılımın sol tarafında toplanır ve dağılımın kuyruğu sağa doğru uzundur. Negatif çarpıklık ta ise durum tam tersidir. Eğer basıklık pozitifse dağılımın tepe noktası çok yüksektir ve dağılımın her iki tarafındaki kuyrukları kısadır. Eğer basıklık değeri sıfırdan küçükse dağılımın tepe noktası çok basık ve dağılımın her iki tarafındaki kuyrukları uzundur (Tabachnick, B., ve L.Fidell 2015: 79). Normalliği test etmenin bir diğer yöntemi ise Shapiro-Wilks ve Kolmogorov-Smirnov yöntemleridir. Şayet gözlem değeri 50' ye eşit veya küçükse

Shapiro-Wilks aksi halde Kolmogorov-Smirnov yöntemi kullanılır. $P < 0.05$ ise “Dağılım normal dağılım gösterir ” şeklinde olan yokluk hipotezi ret edilir (Alpar, 2011: 117).

Çok değişkenliği normalliği değerlendirmenin de tek değişkenli normallikte olduğu gibi hem grafiksel hem istatistiksel farklı yolları vardır. Aynı zamanda çok değişkenli normalliğin sağlanabilmesi için her bir değişkenin tek değişkenli normallik varsayımını karşılaması gerekir. Fakat bu çok değişkenli normallik varsayımının karşılanacağının bir garantisi değildir (Mertler ve Vannatta, 2005’ten aktaran Büyüköztürk 2010: 16).

Eğer dağılım normalden sapıyorsa araştırma yapan kişiler veri dönüştürme işlemi yaparak dağılımları normale yaklaştırabilirler. Veriler dönüştürüldüğünde diğer tüm varsayımların karşılandığı görülebilir ve istatistiksel analiz sonuçları daha doğru hale gelir. Aşağıda verilen veri dönüştürme işlemleri normal dağılım elde etmek için kullanılır.

| **Orijinal Dağılımın Şekli** | **Dönüştürme Türü** |
|---|---|
| Orta düzeyde pozitif çarpık | Karekök |
| Yüksek düzeyde pozitif çarpık değer<0 | Logaritma |
| Aşırı pozitif çarpık değer <0 | |
| | Logaritma ve ters çevirme |
| Orta düzeyde negatif çarpık | Ters çevirme, yansıtma ve karekök |
| | Yansıtma ve logaritma |
| Yüksek düzeyde negatif çarpık | |
| Aşırı negatif çarpık | Yansıtma ve ters çevirme |

### 1.4.4. Doğrusallık

İki farklı değişken arasındaki ilişkinin bir doğru üzerinde özetlenmesi anlamını verir. Doğrusallık varsayımı çok değişkenli analizler için önemli bir varsayımdır; çünkü çok değişkenli analiz teknikleri değişkenlerin doğrusal kombinasyonları temeline dayanır. Pearson korelasyon gibi bazı yöntemler sadece değişkenler arasında doğrusal ilişkileri yakalayabilir; değişkenler arasındaki güçlü doğrusal olmayan ilişkilerin gözden kaçmasına neden olurlar (Tabachnick, B., ve L. Fidell 2015: 83).

### 1.4.5. Eşvaryanslılık (Homojenlik)

Bir sürekli değişkendeki değerde gözlenen değişimin, diğer değişkene ilişkin değerde de benzer şekilde gözlenmesidir. Tek değişkenli konumlarda homojenlik Levene Testi ile değerlendirilir. Bu test sonucu anlamlı (p<0,05) ise varyanslar eşittir şeklinde olan yokluk hipotezinin reddedilmesi anlamına gelir. Yani, varyanslar eşit değildir (Çokluk vd., 2010: 20).

Homojenlik, normallik varsayımı ile ilişkilidir; çünkü eğer çok değişkenli normallik sağlanırsa bu durum iki değişkenin eşvaryanslı olmasını gerektirir. İki değişken arasında eşvaryanslılık sağlanamıyorsa ya değişkelerden birinin normallik varsayımını karşılamadığı ya da değişkenlerden birinin diğer değişkeninin dönüştürülmüş şekli ile bir dereceye kadar ilişkili olduğu anlamını taşır (Tabachnick, B., ve L. Fidell 2015: 85-86).

Saçılım diyagramları yardımıyla da iki değişkene ilişkin eşvaryanslı olmama durumu incelenebilir. Varyans-kovaryans matrislerinin eşitliği çok değişkenli istatistiklerde Box M Testi ile incelenebilir. Ancak Stevens(1992) Box M testinin çok değişkenli normalliğe fazlasıyla duyarlı olduğunu ve normal olmamasından dolayı eşvaryanslılık varsayımının reddedilmesinin, varyansların farklı olduğu anlamına gelmeyeceğini belirtmektedir (Mertler ve Vannatta, 2005'ten aktaran Çokluk 2010: 20).

### 1.4.6. Standartlaştırma

Çok değişkenli analizde, daha çok birimleri farklı olan değişkenlerle ilgilenilir; fakat bazen verilerin aynı birimlerde olması daha iyi sonuç verir. Bu amaçla değişken değerleri standartlaştırılarak aynı birime dönüştürülür. Değişkenlerin standartlaştırılması ile ilgili birçok yöntem vardır bunların arasından en çok z standartlaştırması kullanılır ve şu şekilde hesaplanır (Alpar, 2011: 93):

$$z_i = \frac{x_{i-\bar{x}}}{s}$$

$z_i$: standartlaştırılmış z değeri

$x_i$: değişken değeri

$\bar{x}$: ilgili veri setinin ortalaması

s: ilgili veri setinin standart sapması

Standartlaştırılmış değişkenlerin varyansları 1 ve kovaryansları ise -1 ve +1 arasında bir değer alır. Sıfır değeri, iki değişken arasında doğrusal bir ilişki olmadığını; -1 değeri, tam negatif doğrusal bir ilişki olduğunu; +1 değeri, tam pozitif bir ilişki olduğunu gösterir. Standartlaştırılmış değişkenlerin kovaryansına "Pearson Korelasyon Katsayısı" denir. Bundan ötürü korelasyon matrisi (R), standartlaştırılmış verilerin kovaryans matrisine eşittir (Sharma, 1996'dan aktaran Albayrak, 2006: 34).

Bu bilgilere ek olarak standartlaştırılmış z, gerçek veri ortalaması 0, standart sapması 1 olan yeni bir skora dönüştürmektedir. Bu işlem neticesinde ortalama sıfır ($\bar{z}$ =0) olduğu için, verilen bir puanın ortalamanın üstünde veya altında olduğu hemen söylenebilir; çünkü ortalamanın üzerindeki değerler pozitif, altındakiler negatif işaretlidir (Alpar, 2011: 94).

## 1.5. Çok Değişkenli İstatistiksel Analiz Yöntemleri

### 1.5.1. Faktör Analizi

Birbiri ile ilişkili veri yapılarını birbirinden bağımsız ve daha az sayıda yeni veri yapılarına dönüştürmek, bir oluşumu ya da olayı açıkladıkları varsayılan değişkenleri gruplayarak ortak faktörleri ortaya koymak, bir oluşumu etkileyen değişkenleri gruplamak amacıyla başvurulan bir yöntemdir (Özdamar, 2002'den aktaran Karagöz ve Kösterelioğlu 2008: 84). Hali hazırda var olduğu bilinmekle birlikte direk olarak gözlemle belirlenemeyen saklı boyutları gün yüzüne çıkarmada kullanılır. Çok sayıdaki veri setinin azaltılması ve basitleştirilmesi faktör analizinin en çok kullanım amacıdır (Karagöz, 2016: 877).

Denklem sayısı analiz sonucunda elde edilen faktör sayısı kadardır. Birinci faktörün ağırlığı (katsayısı) toplam varyans içinde en büyük paya sahiptir. Daha sonra ikinci, üçüncü vs. faktörler gelir (Altunışık vd., 2005: 214-215 ve M. Nakip 2003: 404-405).

### 1.5.2. Lojistik Regresyon Analizi

Lojistik regresyon, bağımlı değişkenin (Y) kategorik, ikili, üçlü veya çoklu kategorilerde gözlendiği durumlarda açıklayıcı (X) değişkenlerle sonuç ilişkisini belirlemede yararlanılan bir istatistiksel yöntemdir. Lojistik regresyon açıklanan değişkenin tahmini değerlerini olasılık olarak hesaplayarak olasılık kurallarına uygun sınıflama imkanı verir (Özdamar, 2002: 623). Lojistik regresyonun amacı, kategorik olan bağımlı değişkeni tahmin etmek olduğundan burada yapılmaya çalışılan, iki ya da daha fazla gruba ait üyelik tahmini yapmaktır. Aslında bu doğrultuda hareket etmek bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiyi araştırmak ve sınıflandırma işlemi yapmaktır. ( Ö. Çokluk 2010, "Lojistik Regresyon Analizi: Kavram ve Uygulama", <http//www.academia.edu> (14.01.2019)).

Basit ve çoklu doğrusal regresyonda bağımlı değişken sayısal veri tipindedir. Bunun aksine bağımlı değişkenin kategorik veri tipinde olması analizlerde sıkça karşılaşılan bir durumdur. Bu durumda, doğrusal regresyonda parametre kestirimlerini hesaplamak için kullanılan en küçük kareler (EKK) yönteminden yararlanmak bu yöntemle ilgili varsayımlar sağlanamadığı için uygun olmamaktadır. Bundan ötürü, bağımlı değişken iki ya da ikiden çok kategorili niteliksel veri tipinde olduğunda lojistik regresyon yöntemi ile çözümleme gerçekleştirilir (Alpar, 2011: 615).

Lojistik regresyon, bağımlı değişkenin sürekli ya da sayısal bir veri tipinde olmadığı başka bir ifadeyle kategorik ya da sınıflamalı olduğu durumlar için uygun olan bir analiz türüdür (Mertler ve Vannatta 2005'ten aktaran Çokluk, 2010: 49). Buradan da anlaşılacağı üzere lojistik regresyon, doğrusal regresyon modellerindeki temel varsayımların karşılanmasını gerektirmez (Kılıç 2000'den aktaran Çokluk, 2010: 49).

Ayırma analizi ve çoklu regresyon analizinden farklı olarak lojistik regresyon analizinde, bağımsız değişkenlerin dağılımına ilişkin varsayımların karşılanmasını gerektirmez. Ayırma analizinin aksine, bağımsız değişkenlerin normal dağılım göstermesi, bağımlı değişkenle doğrusal ilişki içinde olması ya da grupların eşit varyansa sahip olması zorunluluğu yoktur. Çoklu regresyon analizinin tersine lojistik regresyonda yordayıcıların kesintili olma zorunluluğu yoktur. Yordayıcılar sürekli, kesintili veya ikili karışımı olabilirler (Tabachnick, B., ve L. Fidell 2015: 439).

Veri yapılarına göre kurulan lojistik modeller aşağıdaki gibi belirlenir. Biri açıklanan (Y) diğeri açıklayıcı (X) değişken olmak üzere iki değişkeni olan lojistik regresyon modeli,

$$Y = \beta_0 \ + \beta_1 X + e$$

$$P(Y) = \frac{e^{\beta_0+\beta_1\ X}}{1+\ e^{\beta_0+\beta_1\ X}} = \frac{1}{1+\ e^{-(\beta_0+\beta_1\ X)}}$$

şeklinde formüle edilebilir.

Açıklayıcı değişkeni birden fazla olan yani çok değişkenli lojistik regresyon modeli ise,

$$P(Y) = \frac{e^{z}}{1+e^{z}} = \frac{1}{1+e^{-z}}$$

Burada Z, bağımsız değişkenlerin doğrusal kombinasyonudur ve

$$Z = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_p X_p$$

şeklinde yazılır.

$\beta_0$,$\beta_1$, ...$\beta_p$ ise regresyon katsayılarıdır.

Modeldeki regresyon katsayıları,

$$\ln\frac{P(Y)}{Q(Y)} = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_p X_p$$

$$\frac{P(Y)}{Q(Y)} = e^{\beta_0+\beta_1 X_1+\beta_2 X_2+\cdots+\beta_p X_p} = e^{\beta_0}\ e^{\beta_1 X_1}\ \ldots e^{\beta_2} X_2\ e^{\beta_p X_p}$$

şeklinde hesaplanır ve Q(Y)= 1- P(Y) olarak alınır (Çevik, 2004: 386-387).

Olma ihtimalinin olmama ihtimaline oranı olarak tanımlanan Odds oranı, OR= $\frac{P(Y)}{Q(Y)}$ eşitliği ile hesaplanır. Bu da her bir parametrenin Exp ($\beta$) değerlerinin OR değerleri olarak ele alındığını gösterir. Burada Exp($\beta_p$), Y değişkeninin $X_p$değişkeninin etkisi ile kaç kat daha fazla ya da yüzde kaç oranda fazla gözlenme olasılığına sahip olduğunu ifade eder (Akgül, A., ve O. Çevik 2003: 90).

Odds oranı (OR değeri) 1'e yakın olan değişkenler Y'nin değişimine önemli etkide bulunamayan değişkenlerdir. Bu tür değişkenlerin katsayıları anlamlı değil ise bu değişken önemli bir etken değildir. Kasayı anlamlı olmak şartıyla 1'den büyük OR değeri bu değişkenin önemli bir etken olduğunu gösterir. Sıfıra yakın OR değerleri ise katsayı anlamlı olmak şartıyla değişkenin önemli bir etken olduğunu ancak Y'nin düşük değerler almasına neden olduğu negatif etkili olduğu bir etken olduğunu gösterir (Özdamar, 2002: 633).

Gözlenen sonuçların ihtimali “likelihood-ihtimal” olarak bilinir. Söz konusu ihtimal ölçümü 1’den küçük olduğundan, tahmin edilen modele verilerin ne kadar uyduğunun ölçütü olarak ihtimalin -2 katı geleneksel olarak kullanılır. Lojistik regresyonda, gözlenen değerin tahmin edilen değerler ile karşılaştırılması log ihtimal (log likelihood-LL) fonksiyonuna dayanır. İyi model, gözlenen sonuçların yüksek ihtimallerini oluşturan modeldir. Bunun anlamı, -2LL’nin küçük olmasıdır. Eğer model mükemmel uyumlu olursa ihtimal (likelihood) 1 ve -2LL de 0 olur (Akgül, A., ve O. Çevik 2003: 398).

Lojistik regresyon analizinde model katsayılarının $(\beta)$ anlamlılık testi Wald testi ile yapılır. Bu test normal dağılım gösterdiği varsayımı altında ve 1 serbestlik dereceli ki-kare $(X^2)$ dağılımı gösterir (Çokluk vd., 2010: 67).

#### 1.5.2.1. Lojistik Regresyon Çeşitleri

Genel olarak üç çeşit lojistik regresyon modeli kullanılır.

##### 1.5.2.1.1. İkili Lojistik Regresyon (BLOGREG) Analizi

İkili lojistik regresyon analizi; ikili cevap içeren bağımlı değişkenlerle yapılan bir lojistik regresyon analiz türüdür.

Bir ya da daha fazla açıklayıcı değişken ile ikili cevap değişkeni arasındaki bağlantıyı ortaya çıkarır. Açıklayıcı değişkenler ya faktör değişkenlerdir ya da ortak değişkenlerdir. İkili lojistik regresyonda bağımlı değişken sadece iki sonuca sahiptir. Genellikle üzerinde durulan olayın gerçekleşmesi 1 gerçekleşmemesi ise 0 ile gösterilir. (Bircan, H., 2004: 188-189, Özdamar, K., 2002: 6269). Örneğin; bir öğrencinin başarılı olmasına etki ettiği iddia edilen 4 faktör lojistik regresyon analizi yapılarak bu iddianın doğru olup olmadığı araştırılabilir (Karagöz, Y., 2016: 857).

##### 1.5.2.1.2. Sıralı Lojistik Regresyon (OLOGREG) Analizi

Sıralı lojistik regresyon; bağımlı (cevap) değişken ile bağımsız değişkenler arasındaki neden sonuç ilişkisini belirlemeye çalışır. Cevap değişkeni en az üç kategori olmak üzere sıralı ölçekli (ordinal scale) verilerde kullanılan bir yöntemdir. Örneğin; hastalığın şiddeti; hafif<orta<ağır biçiminde sıralanabilir. Sıralama küçükten büyüğe, az

olandan çok olana doğru yapılmalıdır. Sıralamadaki artışa göre verilecek puanda artış göstermelidir. (Karagöz, Y. 2016: 864).

#### 1.5.2.1.3. İsimsel Lojistik Regresyon (NLOGREG) Analizi

Açıklanan değişkenin adsal ölçekli olduğu ve en az üç kategoride gözlenen değerler içerdiği durumlarda uygulanır. Bu yöntemde kategorilerin sıralı olması gerekmez www.dergipark.gov.tr (14.01.2019).

### 1.5.3. Kümeleme Analizi

Kümeleme analizi, çok değişkenli analiz tekniklerinden biri olup, birey ya da nesnelerin temel özelliklerini dikkate alarak onları gruplandırmayı (kümelemeyi) amaçlamaktadır. Başka bir ifadeyle kümeleme analizi, gruplanmamış verileri benzerliklerine göre gruplandırarak araştırmacıya özetleyici bilgiler sunmaktır (Kalaycı, 2010: 349). Önceden belirlenen kriterlere göre, birbiriyle benzerlik gösteren nesneler aynı küme içinde toplanır. Böylece bireyler ya da olgular, çeşitli özelliklerine göre kümelere ayrılırken, her bir kümenin içindeki değişkenler için homojenlik ve kümeler arasında da heterojenlik maksimum düzeye çıkar ( Karagöz, 2016: 889).

Analiz sonucunda elde edilecek kümelerin kendi içinde olduğunca benzer (homojen), kendi aralarında ise farklı (heterojen) bir yapıda olması beklenir ( Alpar, 2011: 309).

Kümeleme analizinin kullanım yerlerini şu şekilde sıralayabiliriz;

1. n sayıda bireyi p değişkene ait özelliklerine göre, kendi içinde sağlanabildiğince homojen ve kendi aralarında da heterojen alt kümelere ayırmak,
2. p sayıda değişkeni, n sayıda bireyde belirlenen değerlere göre ortak özellikleri açıkladığı varsayılan alt kümelere ayırmak ve ortak faktör yapılarını ortaya çıkarmak (Özdamar 2004’ten aktaran Çokluk, 2010: 141),
3. Boyut indirgemek amacıyla da kullanılmaktadır. Örneğin şehirler, belli özellikleri dikkate alınarak sosyal düzeyleri açısından benzer küçük gruplar halinde toplanabilirler. Dolayısıyla bu konu da yapılacak değişik amaçlı

çalışmalarda ya da pilot uygulamalarda benzer her alt gruptan birer şehir seçmek mantıklı olacaktır.

4. İncelenen p değişken açısından aykırı/aşırı değer olarak nitelendirilebilecek gözlemler belirlenmektedir.
5. Verilerin yapısı hakkında öne sürülen ya da önceden belirlenen hipotezleri incelemek amacı ile de kullanılabilir (Alpar, 2011: 310).

Kümeleme analizi, sosyal bilimler, eğitim, tıp, psikoloji, arkeoloji gibi birçok alanda kullanılmaktadır (Karagöz, 2016: 889).

#### 1.5.3.1. Kümeleme Analizinin Diğer Çok Değişkenli Analizlerle Benzerlikleri ve Farklılıkları

Kümeleme analizi, daha çok gözlemlerin gruplandırılmasında kullanıldığı için ayırma (diskriminant) analizi ile benzerlikler içerir; ancak ayırma analizinde gruplar daha önceden bellidir ve analiz süresince değişmez. Diğer bir fark ise ayırma analizindeki fonksiyonlar ileriye yönelik kullanılabilmektedir. Kümeleme analizinde var olan durum belirlenir yani ileriye yönelik kestirim söz konusu değildir (Alpar, 2011. 310).

Ayırma ve lojistik regresyon analizlerinde verilerin yapısındaki grup sayısı bilinmekte ve bu verilerden faydalanarak bir ayrımsama modeli elde edilmektedir. Kurulan bu model yardımı ile veri kümesine yeni alınan gözlemlerin gruplara atanması yapılmaktadır (Başarır, 1990'dan aktaran Karagöz, 2016: 889).

Faktör analizi ile karşılaştırıldığında kümeleme analizinin nesneleri gruplama, faktör analizinin ise değişkenleri gruplama amacına yönelik olduğu ifade edilebilir. Buna ek olarak faktör analizi gruplandırmayı verilerdeki değişmelere (varyans-kovaryansa) bağlı olarak yaparken kümeleme analizi yakınlıklara bağlı olarak yapar (Hair vd., 2006'dan aktaran Çokluk, 2010: 1399). Kümeleme analizi, faktör analizinde olduğu gibi değişkenleri bağımlı ve bağımsız değişken biçiminde ikiye ayırmaz. (Karagöz, 2016: 889).

Çok boyutlu ölçekleme, yakınlıkları uzaysal biçimde, kümeleme analizi ise yakınlıkları ağaç biçiminde görüntüler. Kümeleme analizinde küçük benzeşmezlikler yorumlanabilirken geniş benzeşmezlikleri yorumlamak zordur. Çok boyutlu ölçeklemede ise geniş benzeşmezlikler yorumlanabilir (Karagöz, 2016: 890).

#### 1.5.3.2. Benzerlik Ölçümünün Seçimi

Kümeleme analizinin temel amacı, gözlenen birey ya da nesneler arasındaki benzerlikleri ya da mesafeleri belirlemektir. Benzerlik, uzaklık kavramının zıttı olup büyük bir sayı çıktığında, iki nesnenin birbirine yakın olduğunu, küçük bir sayı çıktığında uzak olduğunu gösterir (Kalaycı, 2006: 352).

Benzerlik ölçümü yöntemlerinin seçimi, verilerin kategorik ve metrik olmasına göre değişmektedir. Değişkenler kategorik ise ortaklık ölçümü kullanılır, metrik ise korelasyon ve uzaklık ölçümleri kullanılır. Değişkenler hem kategorik hem de metrik ise mutlak sapmalar veya farklar karesi yöntemi kullanılır (Karagöz, 2016: 890).

Çok değişkenli tekniklerin birçoğunda kullanılan korelasyon ölçümleri kümeleme analizinde benzerlik ölçümlerinde genel olarak kullanılmamaktadır. Benzerliğin uzaklık ölçümü, kümeleme değişkenlerinin kendi içindeki birbirine olan yakınlığı yani benzerliği ölçmekte ve benzerlik ölçümünde sıklıkla kullanılmaktadır. En sık kullanılan uzaklık ölçümü Öklid uzaklığıdır. Genellikle kullanılan bir diğer yöntemde doğrudan doğruya birleştirme yapan, standart bir yöntem olan Mahalanobis uzaklığıdır. Bu yöntem, gözlemler arasındaki uzaklığı, regresyon analizindeki $R^2$ ile karşılaştırılabilir biçimde hesaplamaktadır (Kalaycı, 2006: 355-357).

#### 1.5.3.3. Kümeleme Analizi Yöntemleri

Kişilerin veya objelerin kümelenmesinde birçok teknik kullanılabilir. Kümeleme analizinde genel olarak aşamalı kümeleme analizi, k-ortalamalar kümeleme analizi ve iki aşamalı kümeleme analizi yöntemleri kullanılır. Hiyerarşik kümeleme analizi de; aşamalı ve aşamalı olmayan kümeleme olmak üzere ikiye ayrılır.

- Veri sayısı az ise hiyerarşik kümeleme,

- Veri sayısı orta büyüklükte ve kaç küme istendiği biliniyorsa k-ortalamalar kümeleme,

- Veri sayısı büyük (1000 ve üzeri), kategorik ve sürekli veriler varsa iki aşamalı kümeleme kullanılır (Karagöz, 2016: 891).

#### 1.5.3.3.1. Hiyerarşik Kümeleme

Kümeleri art arda birleştirme sürecidir ve bir grup diğeri ile bir kez birleştirildikten sonra daha sonraki adımlarda kesinlikle ayrılamaz www.dergipark.gov.tr (15.01.2019).

Kümelerin oluşturulması veya birleştirilmesi için şu yöntemler kullanılır; bağlantı, Wards ve merkez yöntemidir. Ayrıca bağlantı yöntemi de; tek, tam ve ortalama bağlantı olmak üzere üçe ayrılır.

Hiyerarşik olan küme sayısı belirlenirken; uzaklık katsayıları, ağaç grafiği ve yığışım tablosundaki katsayılar olmak üzere üç farklı ölçüt kullanılabilir (Karagöz, 2016: 891).

#### 1.5.3.3.2. Hiyerarşik Olmayan Kümeleme

Bu analizde, k-ortalamalar kümeleme yöntemi kullanılır. Araştırmacı tecrübesini kullanarak küme sayısını belirler. Bu sebeple işlemlerin en fazla on defa tekrar edilmesi, yakınsama kriterinin de 0-1 arasında ve oldukça küçük bir sayı olması istenir. Çünkü bu oran azaldıkça gözlemlerin kümelere atanması daha güvenilir hale gelmektedir. Hiyerarşik olmayan kümelemede; ardışık başlama, paralel başlama, optimum ayrılma olmak üzere üçe ayrılır. Bu üç tekniğinde sonuçları yaklaşık olarak aynı olduğundan birinin kullanılması yeterlidir. K-ortalamalar kümesinde gözlemlerin küme üyeliği ve küme uzaklığı, her kümede yer alan gözlemlerin homojenliğini ve birbiriyle olan yakınlığını gösterir (Karagöz, 2016:892).

#### 1.5.3.3.3. Küme Sayısının Belirlenmesi

Aşamalı olmayan kümeleme yönteminde küme sayısı, araştırıcı tarafından önceden belirlenirken aşamalı kümeleme yönteminde ise küme sayısı, kümeleme analizi sonuçlarına göre belirlenir. Kümeleme analizi sonucundaki küme sayısı ki 1 ile n arasında değişebilir ve kümeler içindeki gözlemler uzaklık matrisine, kümeleme yöntemine, konu ile doğrudan ilişkili değişkenlerin veride yer alıp almamasına göre değişebilmektedir (Alpar, 2011: 312-313).

### 1.5.4. Kovaryans Analizi (ANCOVA)

Kovaryans analizi, iki ya da daha çok grubu içeren bir bağımsız değişkenin bir bağımlı değişken üzerindeki etkisi araştırılırken bağımlı değişkeni etkileyen başka bir bağımlı değişkenin etkisinin olup olmadığının test edildiği test yöntemidir (Karagöz, 2016: 907). Bu açıdan ANCOVA'nın, basit ANOVA'ya (varyans analizi) göre iki temel avantajının olduğu söylenebilir. Bunlardan ilki; hata varyansının azaltılması nedeniyle daha büyük bir istatistiksel güç sağlaması ve ikinci olarak da bir deneyin başlangıcında gruplar arası farkların olduğu durumlarda deneydeki yanlılıkta bir azalma sağlamasıdır (Büyüköztürk, 2018: 130).Kovaryans analizi, varyans analizi ve regresyon analizinin bir kombinasyonudur(Doymuş 2010'dan aktaran Karagöz, 2016: 907).

Bağımlı değişkene etki eden sürekli değişkene covariate(eş değişken, kod değişken, confounding, concomitants) denir. Covariate ve bağımsız değişken birden fazla olabilirken, bağımlı değişken sadece bir tanedir. Kısaca kovaryans analizi; eş değişkenin analize dahil edildiği varyans analizidir.

Kovaryans analizi, hata varyansını azaltarak analizin gücünü arttırır. Farklı gruplar arasındaki regresyonu eşitler. Örneklemin veya etki büyüklüğünün küçük olduğu durumlarda daha çok faydalı olabilmektedir (Kalaycı 2006'dan aktaran Karagöz, 2016: 907).

(Kalaycı, 2016: 907)de belirtildiği gibi kovaryans analizinde, varyans analizi ve regresyon analizi birlikte kullanılır. Önce regresyon daha sonra düzeltilmiş değerlere varyans analizi uygulanır. Böylece bağımlı değişken ile eş değişken arasındaki doğrusal ilişki düzeltmesi yapılmış olur. Bu işlemler sonucunda, hata varyansı düşer ve analizin gücü artar. Netice de denekler arasındaki diğer farklılıklar göz önüne alınarak gruplar arasındaki farklılıklar ortaya çıkarılmış olur.

### 1.5.5. Çoklu Regresyon Analizi

Regresyon analizleri, bir bağımlı değişkeni etkileyen birden fazla bağımsız değişken arasındaki ilişkiyi değerlendirmeye imkan sağlayan bir istatistiksel tekniktir. Örneğin, ilköğretim düzeyindeki okuma yeteneği (bağımlı değişken), algısal gelişim, motor gelişim ve yaş gibi farklı bağımsız değişkenler ile ilişkili olup olmadığı belirlenebilir. Regresyon, genellikle analizin amacı yordama olduğunda; korelasyon ise amacımız basitçe bağımlı değişken ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişkiyi ölçümlemek olduğunda kullanılmasına rağmen regresyon ve korelasyon sözcükleri bu süreçleri adlandırmak için birbirinin yerine kullanılmaktadır (Tabachnick, B., ve L. Fidell 2015: 117).

Regresyon, değişkenler arasındaki sebep-sonuç ilişkisini bulmamıza olanak sağlayan bir analiz yöntemidir. Örneğin; yemek yeme ile kilo alma arasındaki ilişki regresyon analizi ile ölçülebilir. Korelasyon analizinde ise değişkenler arasındaki ilişkinin büyüklüğü hesaplanır https://spssiletezanalizleri.wordpress.com/regresyon-korelasyon (07.02.2019).

**Tablo 1.1.** Çoklu Regresyon Modelinde Verilerin Gösterimi

| Gözlem | y | $x_1$ | $x_2$ | $x_3$ | … | $x_j$ | … | $x_p$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | $y_1$ | $x_{11}$ | $x_{12}$ | $x_{13}$ | … | $x_{1j}$ | … | $x_{1p}$ |
| 2 | $y_2$ | $x_{21}$ | $x_{22}$ | $x_{23}$ | … | $x_{2j}$ | … | $x_{2p}$ |
| 3 | $y_3$ | $x_{31}$ | $x_{32}$ | $x_{33}$ | … | $x_{3j}$ | … | $x_{3p}$ |
| . | . | . | . | . | … | . | . | |
| i | . | . | . | . | … | $x_{ij}$ | … | $x_{ip}$ |
| . | . | . | . | . | … | . | … | . |
| N | $y_n$ | $x_{n1}$ | $x_{n2}$ | $x_{n3}$ | … | $x_{nj}$ | … | $x_{np}$ |

Çoklu doğrusal regresyonda y bağımlı değişkeni ile $x_1, x_2, x_j, \ldots, x_p$ bağımsız değişkenleri arasındaki ilişki gözlemler cinsinden;

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \ldots + \beta_j x_{ij} + \ldots + \beta_p x_{ip} + \varepsilon_i \ + \qquad \text{(a)}$$

ile verilir. (a) denklemi sadece değişkenler dikkate alınarak,

$$\mathrm{y} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \ldots + \beta_j x_j + \ldots + \beta_p x_p + \varepsilon \qquad \text{(b)}$$

olarak yazılabilir.

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_j, \ldots, \beta_p$ bilinmeyenlerine regresyon katsayıları denir. Herhangi bir $\beta_j$ regresyon katsayısı, diğer değişkenler sabit tutulduğunda (diğer değişkenlerin etkisi ortadan kaldırıldığında) $x_j$ değişkeninde meydana gelen bir birimlik değişmeye karşılık y değişkenindeki beklenen değişiklik miktarını verir. Bu nedenle, $\beta_j$ (j = 1,2,…,p) parametreleri genellikle kısmi regresyon katsayıları olarak adlandırılır.

$\beta_0$'a ise kesim noktası ya da sabit terim denir. Tüm $x_j$ değişken değerleri sıfır olduğunda bağımlı değişkenin aldığı değeri gösterir.

$\varepsilon_i$, hata terimidir.

Örneklemden elde edilen regresyon kestirim denklemi (gözlemler cinsinden) eşitlik (c)' deki gibi tanımlanır.

$$\acute{y}_i = b_0 + b_1 x_{i1} + b_2 x_{i2} + \ldots\ldots + b_p x_{ip} \qquad (c)$$

Çoklu regresyon denklemi yardımıyla, bağımlı değişkenin belirlenmesinde her bir bağımsız değişkenin göreceli önemi belirlenmiş olur. Bu anlamda, çoklu doğrusal regresyonu basit doğrusal regresyondan ayıran özellik; her bir bağımsız değişken ile bağımlı değişken arasındaki ilişkilerin eşanlı olarak belirlenmesidir.

i . artık ($e_i$ ), eşitlik d ile elde edilir.

$$e_i = y_i - \acute{y}_i \qquad (d)$$

$e_i$ 'ler çoğunlukla modelin yeterliliğini değerlendirmekte ve gerekli varsayımların araştırılmasında kullanılır.

Diğer taraftan bağımsız değişken sayısının iki ve ikiden fazla olduğu çoklu doğrusal olmayan modeller de vardır. Bu modellerden bir bölümü doğrusallaştırılamazken bir bölümü de doğrusallaştırılabilir. Örneğin; $y_i = \beta_0 {x_{i1}}^{\beta_1} {x_{i2}}^{\beta_2}$ gibi doğrusal olmayan bir model, her iki tarafın logaritmasının alınmasıyla; $\log(y_i) = \log\beta_0 + \beta_1 \log(x_{i1}) + \beta_2 \log(x_{i2})$ gibi çoklu doğrusal regresyon modeline dönüştürülebilir. Böyle bir modele, doğrusal logaritmik model de denir. Benzer şekilde $y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2 + \beta_3 x^3 + \varepsilon$ gibi üçüncü dereceden polinomiyal bir model, $x_1$ = x, $x_2 = x^2$ ve $x_3 = x^3$ olmak üzere $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 +$

$\beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \varepsilon$ olarak yazılabilir. Bu ise üç bağımsız değişkenli çoklu doğrusal bir modeldir. Polinomial modeller görünüş olarak doğrusal olmayan; ancak model olarak doğrusal modellerdir. Etkileşim etkisinin içerildiği modeller de çoklu regresyon modelleriyle çözümlenebilir. Örneğin;

$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_{12} x_1 x_2 + \varepsilon$ modelinde $x_1 x_2 = x_3$ ve $\beta_{12} = \beta_3$ yazılırsa çoklu doğrusal regresyon modeli $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \varepsilon$ şeklinde özetlenebilecektir (Alpar 2011: 453-454).

### 1.5.5.1. Çoklu Regresyon Denkleminin Yorumu

Bu bölümde çok değişkenli regresyon modellerinden sadece iki açıklayıcı (bağımsız) değişkenli regresyon (üç değişkenli) modeli üzerinden açıklama yapılacaktır.

Üç değişkenli ana kütle regresyon fonksiyonu

$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + u_i$

biçiminde yazılabilir. Veriler zaman serisi olursa indis t olarak kullanılır. $\beta_1$ sabit terimi, $X_2$ ile $X_3$ sıfır olduğunda, Y' nin ortalama değeri anlamına gelse de her zamanki gibi modele alınmayan bütün değişkenlerin Y üzerindeki ortalama etkisini verir. $\beta_2$ ve $\beta_3$ katsayıları ise kısmi regresyon katsayılarıdır.

Y' nin koşullu beklenen değeri alınırsa

$\mathrm{E}(Y_i / X_{2i}, X_{3i}) = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i}$

elde edilir. Elde edilen model, $X_1$ ile $X_2$ değişkenlerinin verilmiş ya da sabit değerlerine bağlı olarak Y' nin koşullu beklenen (ortalama) değerini verir. Yani iki değişkenli regresyon modelinde olduğu gibi çoklu regresyon modelinde de açıklayıcı değişkenlerin değerlerinin sabit olması koşulana bağlı olan regresyon analizidir.

### 1.5.5.2. Kısmi Regresyon Katsayılarının Anlamı

$\beta_2$ , $X_3$ sabitken, $X_2$ ' deki bir birimlik değişmeye karşılık Y'nin ortalama değerindeki değişmeyi ölçer. Yani, $X_2$' deki bir birimlik değişmenin Y üzerindeki etkisini gösterir. Ayrıca $\beta_2$, $X_3$ sabitken, Y'nin $X_2$' ye göre eğimini de verir. Aynı şekilde $\beta_3$ katsayısı da $X_2$ sabitken $X_3$' teki bir birimlik değişmeye karşılık Y'nin ortalama değerindeki değişmeyi verir.

### 1.5.5.3. Kısmi Regresyon Katsayılarının EKK İle Tahmini

EKK tahmin edicileri bulabilmek için,

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + u_i$$

Ana kütle regresyon fonksiyonunun tahminini veren örneklem regresyon fonksiyonu

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \hat{\beta}_3 X_{3i} + \hat{u}_i$$

biçiminde yazılır. En küçük kareler yöntemi, $\sum \hat{u_i}^2$ ifadesini en küçük yapan $\hat{\beta}_1$ , $\hat{\beta}_2$ ve $\hat{\beta}_3$ değerlerini verir. Yani, ana kütle katsayılarının bilinmeyen değerlerini, hata kareler toplamı olan $\sum \hat{u_i}^2$' yi en küçük yapacak şekilde seçmeyi sağlar. Yani,

$$\sum(Y - \hat{Y})^2 = \sum(Y - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_2 - \hat{\beta}_3 X_3)^2 = \text{minimum}$$

olması için katsayılarına göre $\hat{\beta}_1$ , $\hat{\beta}_2$ ve $\hat{\beta}_3$ kısmi türevler alınıp sıfıra eşitlenerek birinci dereceden üç bilinmeyenli üç normal denklemi aşağıdaki gibi elde edilir.

$$\sum \hat{Y} = n\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \sum X_2 + \hat{\beta}_3 \sum X_3$$

$$\sum X_2 \hat{Y} = \sum X_2 + \hat{\beta}_2 \sum {X_2}^2 + \hat{\beta}_3 \sum X_2 X_3$$

$$\sum X_3 \hat{Y} = \sum X_3 + \hat{\beta}_2 \sum X_2 X_3 + \hat{\beta}_3 \sum {X_3}^2$$

Bu denklemlerin çözümü için yok etme metodu, matris işlemleri metodu veya aşağıdaki formüller kullanılarak

$$\hat{\beta}_2 = \frac{(\sum y_i x_{2i})(\sum {x_{3i}}^2) - (\sum y_i x_{3i})(\sum x_{2i} x_{3i})}{(\sum {x_{2i}}^2)(\sum {x_{3i}}^2) - (\sum x_{2i} x_{3i})^2}$$

$$\hat{\beta}_3 = \frac{(\sum y_i x_{3i})(\sum {x_{2i}}^2) - (\sum y_i x_{2i})(\sum x_{2i} x_{3i})}{(\sum {x_{2i}}^2)(\sum {x_{3i}}^2) - (\sum x_{2i} x_{3i})^2}$$

$$\hat{\beta}_1 = \bar{Y} + \hat{\beta}_2 \bar{X}_2 + \hat{\beta}_3 \bar{X}_3$$

$\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$, $\hat{\beta}_3$ değerleri elde edilir (Karagöz, 2016: 792- 794).

### 1.5.5.4. Çoklu Regresyona İlişkin Varsayımlar

1. $x_j$ değişkenlerinin değerleri sabittir ve rassal değildir. Bu varsayım çoklu regresyon modelini çoklu korelasyon modelinden ayırır.3

2. Her gözlem değeri kümesi için y değerinin bir alt kümesi vardır. Güven aralıklarını bulmak ve bilinen hipotezleri test etmek için y alt kümelerinin normal dağılım gösterdiği varsayılır.

3. y alt kümelerinin varyansları homojendir.

4. y değerleri bağımsızdır. Yani, x değerinin seçilen bir kümesi için elde edilen y değerleri, x değerlerinin seçilen diğer bir kümesi için elde edilen y değerlerinden bağımsızdır.

Bu varsayımlar $\varepsilon_i$' ler yardımıyla da belirtilebilir. $\varepsilon_i$' ler bir rastlantı değişkeni olup sıfır ortalama ve y alt kümelerinin ortak varyansı olan $\sigma^2$ ile normal ve birbirinden bağımsız dağılırlar. Bu özellikle regresyon katsayıları için hipotezlerin test edilmesi ve güven aralıklarının oluşturulabilmesi için gereklidir. Ayrıca bağımsız değişkenler arasında yüksek derecede ilişki olmaması istenir. Bazı durumlarda ise bağımsız değişkenler arasındaki ilişki çok belirgindir. Eğer bir bağımsız değişken diğer bağımsız değişken ya da değişkenlerin bir doğrusal fonksiyonu olarak yazılabiliyorsa, değişkenler arasında doğrusal bağımlılık söz konusu olacak ve regresyon katsayıları bulunmayacaktır (Alpar, 2011: 454-455).

### 1.5.5.5. EKK Tahmin Edicilerinin Varyansları ve Standart Hataları

Regresyon analizi sonuçlarına göre modelin tahmin gücü, tahminin standart hatası (veya varyansı) ve detrminasyon katsayısı (R) ile belirlenir.

---

3 Birden çok bağımsız değişken ile bağımlı değişken arasında ne derecede bir ilişki olduğunu gösteren ölçüye çoklu korelasyon katsayısı denir ve R ile gösterilir. Çoklu korelasyon katsayısı, gözlenen $y_i$ değerleri ile çoklu regresyon sonucunda kestirilen ve regresyon modelinin sağ tarafındaki bağımsız değişkenler kümesinin özeti olan $\acute{y}_i$ değeri arasındaki korelasyon katsayısıdır. Bu nedenle, R'nin değeri her zaman pozitiftir ve 0 ile 1 arasında değerler alır ($0 \leq R \leq 1$). R'nin yorumu; bağımlı değişkendeki toplam değişimin yüzde kaçının bağımsız değişkenler tarafından açıklandığını gösterir. $y_i$ gözlenen değeri ile $\acute{y}_i$ kestirilen değerleri arasında mükemmel bir uyum olduğunda R=1 iken, uyumun az olduğu durumlarda 0' a yaklaşır. Çoklu korelasyon katsayısının anlamlılığı $H_0$ : $\delta = 0$ hipotezi ile F istatistiği yardımıyla test edilir (Alpar, Reha, Çok Değişkenli İstatistiksel Yöntemler, (3.baskı), Detay Yayıncılık, Ankara 2011, s.464).

Standart hata, gerçek değerlerle tahmini değerler arasındaki farkın ölçüsüdür. İki değişkenli regresyon modelindeki formül, çok değişkenli regresyon modelindeki ile aynıdır. Sadece serbestlik derecesi değişir. Örneğin; üç değişkenli modelde tahmin edilecek parametre sayısı, üç tane olduğundan

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum(Y_i - \hat{Y}_t)^2}{n-3}} = \sqrt{\frac{\sum \hat{u}_i^{\,2}}{n-3}}$$

olur. Dolayısıyla k değişkenli modelde, tahmin edilecek parametre sayısı k tane olduğundan

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum(Y_i - \hat{Y}_t)^2}{n-k}} = \sqrt{\frac{\sum \hat{u}_i^{\,2}}{n-k}}$$

biçiminde hesaplanır. k, regresyon modelindeki parametre veya değişken sayısıdır.

$\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$, $\hat{\beta}_3$tahmin edicilerinin varyansları ve standart hataları aşağıdaki formüller yardımıyla hesaplanır.

$$\mathrm{Var}(\hat{\beta}_1) = \left(\frac{1}{n} + \frac{\overline{X_2}^2 \sum x_3^{\,2} + \overline{X_3}^2 \sum x_2^{\,2} - 2\bar{X}_2\bar{X}_3}{\sum x_2^{\,2} \sum x_3^{\,2} - (\sum x_2 x_3)^2}\right)\sigma^2 \quad \rightarrow \quad \mathrm{sh}(\hat{\beta}_1) = \sqrt{Var(\hat{\beta}_1)}$$

$$\mathrm{Var}(\hat{\beta}_2) = \left(\frac{\sum x_3^{\,2}}{\sum x_2^{\,2} \sum x_3^{\,2} - (\sum x_2 x_3)^2}\right)\sigma^2 \quad \rightarrow \quad \mathrm{sh}(\hat{\beta}_2) = \sqrt{Var(\hat{\beta}_2)}$$

$$\mathrm{Var}(\hat{\beta}_3) = \left(\frac{\sum x_2^{\,2}}{\sum x_2^{\,2} \sum x_3^{\,2} - (x_2 x_3)^2}\right)\sigma^2 \quad \rightarrow \quad \mathrm{sh}(\hat{\beta}_3) = \sqrt{Var(\hat{\beta}_3)}$$

#### 1.5.5.6. Çoklu Belirlilik (Determinasyon) Katsayısı ve Çoklu Korelasyon Katsayısı

İki değişkenli regresyonda $r^2$, Y bağımlı değişkenindeki değişkenliğin, bağımsız değişken X ile açıklanma oranını (yüzdesini) veriyordu. İkiden çok değişkenli regresyon modeli için hesaplanan $R^2$ ise, Y'deki değişimin bağımsız değişkenlerle topluca açıklanabilen oranını verir. Bu katsayıya çoklu belirlilik katsayısı denir ve $R^2$ ile gösterilir. $R^2$ kat sayısı, regresyon doğrusunun veriler ne kadar iyi uyduğunu ve toplam değişimin yüzde kaçının regresyonla belirlenebileceğini gösterir. Yani modelin tahmin gücünü belirler. Örnek olarak bu oranın, %80 çıkması, bağımlı değişkendeki toplam değişimin %80' inin bağımsız değişkenler tarafından belirlenmiş, %20'sinin ise sebebi bilinmiyor (tesadüfen meydana gelmiş veya dikkate alınmayan başka değişkenlerce belirlenmiş) demektir. $R^2$ belirlilik katsayısı da 0 ile 1 arasında değişir ($0 \leq R^2 \leq 1$ ).

$$R^2 = \frac{\sum(\hat{Y} - \overline{Y})^2}{\sum(Y - \overline{Y})^2} = \frac{Regresyon\ (Açıklanan) Kareler\ Toplamı}{Genel\ Kareler\ Toplamı}$$

biçiminde hesaplanır. $R^2$ = 1 ise bağımsız değişkenler, bağımlı değişkeni tam açıklıyor demektir. $R^2$ = 0 ise bağımsız değişkenler, bağımlı değişkeni hiç açıklamıyor demektir.

Çoklu belirlilik kat sayısı $R^2$'nin karekökü alınırsa, çoklu korelasyon katsayısı bulunur. Çoklu korelasyon katsayısı R ile gösterilir. Çoklu korelasyon katsayısı, Y ile bütün X değişkenleri arasındaki ortak ilişkinin derecesini verir. Ancak uygulamada R'nin önemi azdır, önemli olan $R^2$'dir (Karagöz, 2016: 800-801).

#### 1.5.5.7. Çoklu Regresyonun Başlıca Çeşitleri

Çoklu regresyonda başlıca üç çeşit analitik strateji vardır; standart çoklu regresyon, aşamalı/sıralı (hiyerarşik) regresyon ve adımsal (istatistiksel) regresyon.

Standart regresyonda, tüm bağımsız değişkenler modelde yer alır. Sıralı çoklu regresyonda, bağımsız değişkenler araştırıcının belirlediği sıraya göre modele alınırlar. İstatistiksel regresyonda ise değişkenlerin modele giriş ve çıkışı istatistiksel kriterler ölçütünde olmaktadır ( Tabachnick, B., ve L. Fidell 2015: 136-138).

#### 1.5.5.8. $R^2$(R Square) ve Düzeltilmiş $R^2$(Adjusted R Square)

Açıklayıcı değişken sayısı arttıkça $R^2$ hemen her zaman artar, asla azalmaz. İki değişkenli regresyonda, belirlilik katsayısı,

$$R^2 = \frac{\sum(\hat{Y} - \overline{Y})^2}{\sum(Y - \overline{Y})^2} = \frac{Regresyon\ (Açıklanan) Kareler\ Toplamı}{Genel\ Kareler\ Toplamı}$$

biçiminde tanımlanmıştı. Belirlilik katsayısı formülündeki kesrin paydası genel kareler toplamı, payı ise regresyon (açıklanan) kareler toplamıdır. Regresyonla belirlenen kısım, sebebi bilinen değişim olarak da adlandırılabilir. Bütün kareler toplamı (toplam değişimin karesi), regresyon (açıklanan) kareler toplamı ile hata kareler toplamının, toplamından meydana gelir. Yani,

BKT = RKT(AKT)+HKT biçimindedir. Bu eşitlik

$\sum(Y - \bar{Y})^2 = \sum(\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum(Y - \bar{Y})^2$ olarak yazılabilir.

Bu eşitliğin her iki yanı, bütün kareler toplamına bölünürse

$\frac{\sum(\hat{Y}-\bar{Y})^2}{\sum(Y-\bar{Y})^2}+\frac{\sum(Y-\bar{Y})^2}{\sum(Y-\bar{Y})^2}$

$$1 = R^2 + \frac{\sum(Y-\bar{Y})^2}{\sum(Y-\bar{Y})^2} \rightarrow R^2 = 1 - \frac{\sum\hat{u}^2}{\sum(Y-\bar{Y})^2}$$

eşitliği elde edilebilir. Son olarak elde edilen

$R^2 = 1 - \frac{\sum\hat{u}^2}{\sum(Y-\bar{Y})^2}$ denklemindeki $\sum(Y - \bar{Y})^2$ toplamı, X değişkenlerinin sayısından bağımsızdır. Hata kareler toplamı olan, $\sum \hat{u}_i{}^2$ ise

$$\sum \hat{u}_i{}^2 = (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2i} - \hat{\beta}_3 X_{3i} -, \dots, -\hat{\beta}_k X_{ki})^2$$

olduğundan, modelde bulunan açıklayıcı değişken sayısına bağlıdır. Dolayısıyla, X değişkenlerinin sayısı arttıkça $\sum \hat{u}_i{}^2$ azalma eğilimine girer. $\sum \hat{u}_i{}^2$ azalırsa

$$R^2 = 1 - \frac{\sum\hat{u}^2}{\sum(Y-\bar{Y})^2}$$

denkleminde 1 ‘den çıkan

$\frac{\sum\hat{u}^2}{\sum(Y-\bar{Y})^2}$ kesri de küçülür. Bu sebeple $R^2$ büyür. Bu durumda bağımlı değişkeni aynı olup, açıklayıcı değişkenleri farklı sayıda olan regresyon modellerinden, $R^2$’si yüksek olan seçilirken, modeldeki açıklayıcı değişkenlerinin sayısı hesaba katılmalıdır. Bunun için payın serbestlik derecesi n-1 alınır. Çünkü payda tahmin edilecek parametreler $\hat{\beta}_1$ , $\hat{\beta}_2$, $\hat{\beta}_3$, ... , $\hat{\beta}_k$ katsayılarıdır. Payda da tahmin edilecek parametreler ise $\bar{Y}$ değeridir. Bu durumda formül,

$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\sum\hat{U}^2/(n-k)}{\sum(Y-\bar{Y})^2/(n-1)}$ biçiminde yazılır. Denklem düzenlenir ve

$$R^2 = 1 - \frac{\sum\hat{u}^2}{\sum(Y-\bar{Y})^2} \rightarrow \frac{\sum\hat{u}^2}{\sum(Y-\bar{Y})^2} = 1 - R^2$$

1- $R^2$ değeri denklemde yerine yazılırsa,

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\sum\hat{U}^2/(n-k)}{\sum(Y-\bar{Y})^2/(n-1)} = 1 - \frac{\sum\hat{u}^2}{\sum(Y-\bar{Y})^2} \cdot \frac{(n-1)}{(n-k)} = 1 - (1 - R^2) . \frac{(n-1)}{(n-k)}$$

düzeltilmiş $R^2$ değeri elde edilir.

Düzeltilmiş $R^2$ formülünden anlaşılacağı üzere $\bar{R}^2 < R^2$ olur. Yani, açıklayıcı değişkenlerinin sayısı arttıkça, düzeltilmiş $R^2$, düzeltilmemiş $R^2$’den daha az artar. $R^2$, hiçbir zaman eksi değer almaz. $\bar{R}^2$ ise eksi değer alabilir. $\bar{R}^2$ ‘nin değeri eksi çıkarsa sıfır kabul edilir.

Bir regresyon modelinin yeterliliğine karar verebilmek için uyum iyiliği ölçüsü olarak, $R^2$ ve $\bar{R}^2$’den başka “ Akaike Bilgi Ölçütü ” ,” Amemiya Kestirim Ölçütü vb. ölçütler de vardır (Karagöz, 2016: 803- 805).

### 1.5.5.9. Modele Girecek Değişkenlerin Seçimi

Bağımsız değişken sayısı çoğaldıkça bağımlı değişkendeki toplam değişimin nedenleri daha iyi anlaşılacaktır. Ancak değişken sayısının arttırılması her açıdan ekstra yük getirir. Bu nedenle, bağımlı değişkendeki toplam değişimi, en az sayıda değişkenle açıklamak gerekir. Bağımsız değişkenler, belirli kurallar çerçevesinde modele eklenir veya çıkartılır. Bağımsız değişken sayısı, üç veya daha fazla olduğu durumlarda seçim işlemi yapılmalıdır (Karagöz, 2016: 833).

#### 1.5.5.9.1. İleriye Doğru Seçim Yöntemi

Modele sadece sabit terimin bulunduğu denklemle başlanır ve değişkenler modele birer birer eklenir. Modele alınması düşünülen ilk bağımsız değişken, bağımlı değişken ile en yüksek korelasyona sahip değişkendir. Aynı zamanda bu değişken Y bağımlı değişkeni ile en yüksek F istatistiğine sahip değişkendir. Hesapla bulunan F istatistiği $\alpha$ önem düzeyinde anlamlı ise bu değişken modele alınır ve ileriye doğru seçim yöntemi devam eder. Yapılan test sonucunda, bu değişken modele alınmazsa seçim süreci sona erer.

#### 1.5.5.9.2. Geriye Doğru Seçim Yöntemi

İlk aşamada model içine bütün değişkenler dahil edilir. Daha sonraki aşamalarda her seferinde bir tane olmak üzere en küçük kısmi F değerine sahip olan bağımsız değişken atılmak kaydı ile işleme devam edilir. Her defasında atılan değişkenin katkısı test edilir. Atılan değişkenin katkısı istatistiki olarak önemli ise atma işlemi gerçekleştirilmez ve işlem orada durdurulur.

#### 1.5.5.9.3. Adımsal Seçim Yöntemi

Bu yöntem ileriye doğru seçim yönteminin düzenlenmesinden oluşur. Modele daha önce eklenen bağımsız değişken kısmi F istatistikleriyle yeniden değerlendirilir. Modele daha önceden eklenen bir bağımsız değişken daha sonraki adımlarda modelden çıkarılabilir.

Bu yöntemde amaç, Y bağımlı değişkenini etkileyebilecek bağımsız değişkenlerin neler olduğunu teorik olarak belirledikten sonra bunlar arasından birbiriyle ilişkileri olmayan ve bağımlı değişkeni en çok etkileyen değişkenleri seçmektir. Adımsal seçim yönteminin en önemli yararı, çoklu doğrusal bağlantı sorununa çözüm getirmesidir.

Bağımsız değişkenlerin tek tek bağımlı değişkenle aralarındaki basit doğrusal korelasyon katsayılarıyla, bağımsız değişkenler arasındaki basit doğrusal korelasyon katsayıları hesaplanarak korelasyon matrisi oluşturulur. Bu korelasyon matrisi incelenerek korelasyon katsayısı en yüksek olan bağımsız değişken seçilir.

Birinci adımda bağımlı değişkeni en fazla etkilediği düşünülen bağımsız değişken modele dahil edilir. Bu bağımsız değişkenle bağımlı değişken arasındaki ilişkinin korelasyon katsayısının t veya F testi seçilen anlamlılık düzeyi için uygulanır. İlişkinin anlamlı olduğu kabul edilirse, yani $H_0$: $\beta_1 = 0$ ($\beta_1$ $katsayısı\ anlamsızdır.$)hipotezi reddedilirse o bağımsız değişken modelde kalır.

İkinci adımda, kalan (k-1) adet bağımsız değişken içinden birinin bağımlı değişken Y’yi en fazla etkileyen ikinci bağımsız değişken olarak seçilir. Modele giren değişken dışındaki tüm bağımsız değişkenlerin kısmi korelasyonları hesaplanır ve test edilir. Bu kısmi korelasyon katsayılarının incelenmesinin nedeni modelde mutlaka kalması gereken en güçlü değişken sabit tutulduğunda Y’yi en fazla etkileyen değişkeni bulmaktır. Böylece ilk modele eklenen bağımsız değişken ile çoklu doğrusal bağlantısı olmayan ve aynı zamanda Y bağımlı değişkenini en fazla etkileyen bir değişken seçilmiş olacaktır. Yapılan test sonucunda ilk modele giren bağımsız değişken ile yeni modele giren bağımsız değişken arasında olası düşük ilişki nedeniyle test istatistiği değişecektir. Bu değişim kontrol edilip değişkenin modelde kalıp kalmayacağına bakılmalıdır.

Üçüncü adımda, ikinci adımda yapılan işlemlere benzer işlemler yapılır. Modele giren değişkenler dışındaki değişkenlere ait kısmi korelasyon katsayıları hesaplanır ve test edilir.

Bu süreç, seçilen anlamlılık düzeyinde ilişkiler anlamlı olduğu sürece tüm değişkenler için tekrarlanarak modele girip girmeyeceğine karar verilir. İlişkiler anlamsız çıktığında model anlamlı ilişkiye sahip olan bağımsız değişkenler kadar değişkenle kalır.

Bağımsız değişkenlerin sürekli modele girip sonra tekrar çıkışını engellemek için önem seviyesi farklı alınmaktadır. Böyle yapılmasının ana nedeni modeli esnek tutup hata payını genişleterek modelde daha fazla değişken kalmasını sağlamaktır.

### 1.5.5.10. Kısmi Korelasyon Katsayıları

Y bağımlı değişkeni $X_2$ ve $X_3$ bağımsız değişkenleri tarafından belirleniyorsa, bu değişkenler, ikişer ikişer eşleştirilerek lineer korelasyon katsayıları hesaplanabilir.

$$r_{YX_2} = \frac{n\sum X_2Y - (\sum X_2)(\sum Y)}{\sqrt{\left[n\sum {X_2}^2 - (X_2)^2\right]\left[n\sum Y^2 - (\sum Y)^2\right]}}$$

$$r_{YX_3} = \frac{n\sum X_3Y - (\sum X_3)(\sum Y)}{\sqrt{\left[n\sum {X_3}^2 - (X_3)^2\right]\left[n\sum Y^2 - (\sum Y)^2\right]}}$$

$$r_{X_2X_3} = \frac{n\sum X_2X_3 - (\sum X_2)(\sum X_3)}{\sqrt{\left[1 - (r_{YX_2})^2\right]\left[1 - (r_{X_3X_2})^2\right]}}$$

hesaplanabilir. Bu durumda $X_2$ değişkeni sabit kabul edilerek $X_3$ ve Y değişkeni arasındaki korelasyon

$$r_{YX_3X_2} = \frac{r_{YX_3} - (r_{YX_2})(r_{X_3X_2})}{\sqrt{\left[1 - (r_{YX_2})^2\right]\left[1 - (r_{X_3X_2})^2\right]}}$$

formülü ile, $X_3$ değişkeni sabit kabul edilerek $X_2$ ve Y değişkenleri arasındaki korelasyon

$$r_{YX_2.X_3} = \frac{r_{YX_2} - (r_{YX_3})(r_{X_2}X_3)}{\sqrt{[1 - (r_{YX_3})^2][1 - (r_{X_2X_3})^2]}}$$

formülü ile hesaplanır. Böylece Y değişkeni üzerinde hangi bağımsız değişkenin daha etkili olduğu belirlenebilir (Karagöz, 2016: 808).

### 1.5.5.11. Çok Terimli (Polinomial) Regresyon Modelleri

İki değişken arasındaki doğrusal olmayan ilişki EKK ile belirlenirken, çok terimli (polinomial) regresyon modellerinden faydalanılabilir. Örnek olarak, üretim düzeyi ve marjinal maliyet (son birim maliyeti) ilişkisi incelenebilir. Bir malın üretiminin kısa dönemdeki marjinal maliyeti (Y) ile malın üretim düzeyi (X) arasındaki grafik doğrusal olmayıp, U biçiminde eğriseldir. Yani grafik X değişkeninin

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X_\text{i} + \beta_3 X_i^2$$

biçimindeki, ikinci dereceden çokterimlisidir. Bu ikinci dereceden çokterimliye, parabol denir. X' in en yüksek kuvveti çokterimlinin derecesini verir.

k' ıncı dereceden çok terimli regresyon ise

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X_\text{i} + \beta_3 X_i^2 + \cdots + \beta_k X_\text{i}^k + u_i$$

biçiminde yazılır. Bu tür çok terimli regresyonlarda bir tane açıklayıcı değişken bulunmakla birlikte, bu değişkenin çeşitli kuvvetleri alınarak çok değişkenli regresyon modeline dönüştürülmektedir.

X ve Y değişkenleri arasındaki gerçek ilişki Y $= \beta_1 + \beta_2 X_\text{i} + \beta_3 X_i^2 + u_i$ şeklinde parabolik bir ilişki ise bu ilişkiyi tahmin etmek için elde edilecek olan regresyon denklemi $\hat{Y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i + \hat{\beta}_3 X_i^2 + \hat{u_i}$ ile gösterilir. Buradaki $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3$ değerleri $\beta_1, \beta_2, \beta_3$' ün tahmini değerleridir. Parabolik regresyon modelinin şekil ve doğrultusunu belirleyen katsayılar $\beta_2$ ve $\beta_3$'dir. EKK metoduna göre,

$$\sum (Y - \hat{Y})^2 = \sum (Y - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_\text{i} - \hat{\beta}_3 X_i^2)^2 = \text{minimum}$$

olması için $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ ve $\hat{\beta}_3$ 'e göre kısmi türevler alınıp sıfıra eşitlenirse, aşağıdaki üç denklem elde edilir.

$$\hat{Y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X + \hat{\beta}_3 X^2$$

$$\sum Y = n\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \sum X + \hat{\beta}_3 \sum X^2$$

$$\sum XY = \hat{\beta}_1 \sum X + \hat{\beta}_2 \sum X^2 + \hat{\beta}_3 \sum X^3$$

$$\sum X^2 Y = \hat{\beta}_1 \sum X^2 + \hat{\beta}_2 \sum X^3 + \hat{\beta}_3 \sum X^4$$

Görüldüğü üzere parabolik normal denklemleri, birinci dereceden üç bilinmeyenli üç denklemdir. Bu denklemlerin çözümü matematikte yok etme metodu veya matris işlemleri uygulanarak $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$ , $\hat{\beta}_3$ değerleri elde edilebilir (Karagöz, 2016: 812).

### 1.5.5.12. Çoklu Regresyon Analizinde Hipotez Testleri

Çoklu regresyon denklemi elde edildikten sonra öncelikle varyans analizi yapılarak bağımlı değişkenin bağımsız değişkenler tarafından açıklanıp açıklanmadığı veya bağımlı değişkenle bağımsız değişkenler arasında doğrusal bir ilişki olup olmadığı test edilir. F dağılımıyla yapılan bu testte $H_0$ hipotezi, tüm regresyon katsayılarının sıfıra eşit olduğu ($\beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta_p = 0$) şeklinde kurulurken, $H_1$ hipotezi, en az bir $\beta_j$ 'nin sıfırdan farklı olduğu şeklindedir. Hesaplanan F istatistiği p, n-p-1 serbestlik dereceli F tablo değeri karşılaştırılır. Eğer, $F_H < F_{T(sd=p,n-p;\alpha)}$ ise $H_0$ hipotezi kabul edilir. Bu durumda, seçilen $\alpha$ yanılma düzeyinde bağımlı değişkenle bağımsız değişkenler arasında doğrusal bir ilişki olmadığı ya da bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkendeki değişimi açıklayamadığı söylenir (Alpar, 2011: 456-457).

# İKİNCİ BÖLÜM

# AYIRMA (DİSKRİMİNANT) ANALİZİ

## 2.1. Ayırma Analizi

Ayırma analizi, her birinde p tane değişken olan k tane gruptan (k>2) elde edilecek doğrusal kombinasyonlar yardımıyla p tane değişkeni olan yeni bir gözlemi bu gruplardan herhangi birine atamak istediğimizde kullanılır. Ayrıca ayırma analizi, grup ortalamaları arasındaki farklılığı en büyükleyecek şekilde bağımsız değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarını bulma işlemidir.

Yapılan bu tanımlamalar çerçevesinde ayırma analizinin amaçları aşağıdaki gibi özetlenebilir:

1. Grupları birbirinden ayırmayı sağlayacak olan doğrusal kombinasyonları bulmak,
2. Elde edilen bu kombinasyonlar/fonksiyonlar yardımıyla yeni bir gözlemi en az hata ile grup üyeliğini kestirmek,
3. Çalışmada yer alan değişkenlerden hangilerinin grup üyeliğini kestirmedeki katkısının daha fazla olduğunu belirlemek (Alpar, 2011: 691).

Örneğin; eğitim alanında, normal çocuklarla öğrenme güçlüğü olan çocukların ayrılabilmesi, psikoloji ve psikiyatri gibi bilim alanlarında şizofrenlerin, depresiflerin, paranoyakların doğru gruplara yerleştirilmesi gibi daha birçok örnek verilebilir (Çokluk, 2010: 106).

## 2.2. Ayırma Analizi İçin Genel Bilgiler

Ayırma analizinde, “ $H_0$: Gruplar arası fark yoktur.” Hipotezi ret edildikten sonra gruplar arası farklılığın var olduğu kanısına varılır. Ayırma analizi tekniğiyle bu farklılığın ana nedenleri ortaya çıkarılır.

Ayırma analizinde bağımlı değişken iki ya da daha fazla kategorili nitelik değişken (yani gruplar), bağımsız değişken ise sürekli ya da kesikli nicelik (sayısal) veri türüdür.

Her bir gözlem sadece bir gruba yerleştirilebilen bir yapıda olmalıdır. Öncelikle bağımlı değişkene karar verilir ve daha sonra gruplardaki bağımsız değişkenlerin neler olacağına karar verilir (Ünsal, 2000: 19).

Grupların örneklem büyüklüklerinin eşit olması gerekmemektedir (Poulsen ve French 2008'den aktaran Çokluk, 2010: 110). Ayırma analizinde en az gözlem sayısına sahip gruba ilişkin örneklem büyüklüğünün, bağımsız değişken sayısından fazla olması istenir. Genel bir yaklaşım, gruplardaki örneklem büyüklüğünün bağımsız değişken sayısının en az 4 ya da 5 katı olmasıdır (Alpar, 2011: 694).

Ayırma analizi için her birey, bir ya da daha fazla nicel değişkene ilişkin puan ya da puanlara ve grup üyeliğini gösteren sınıflamalı (kategorik) değişkene ilişkin bir değere sahip olmalıdır. Ayırma analizinde nicel değişkenler çoğunlukla; bağımsız değişken, ayırıcı değişken ya da yordayıcı değişken olarak adlandırılırken, grup üyeliğini gösteren değişken, bağımlı değişken ya da ölçüt değişken olarak adlandırılır (Çokluk, 2010: 105).

### 2.3. Ayırma Analizinin Bazı Çok Değişkenli İstatistiksel Yöntemlerle Benzerlikleri ve Farklılıkları

Ayırma analizi çok değişkenli varyans analizi (MANOVA)'nin tersidir. MANOVA'da bağımsız değişkenler gruplar ve bağımlı değişkenler yordayıcılar iken; ayırma analizinde bağımsız değişkenler yordayıcılar, bağımlı değişkenler ise gruplardır (Tabachnick, B., ve L. Fidell 2015: 377).

Ayırma analizi, çok değişkenli varyans analizi (MANOVA) yönteminde olduğu gibi grup ortalamalarına (ortalama vektörlerine) göre ortak ortalamadan (ortalama vektörlerine) farklı olmalarını sağlayacak bir ayırma kriteri geliştirmeyi amaçlar (Burmaoğlu vd., 2009: 25)

Ayırma analizi lojistik regresyonun bir alternatifidir. Lojistik regresyonda bağımsız değişkenler için veri tipi, varyans-kovaryans matrislerinin homojenliği ve çok değişkenli normallik açısından herhangi bir kısıtlama söz konusu değilken, ayırma analizinde bağımsız değişkenlerin sayısal veri tipinde (sürekli ya da kesikli) olması, grupların varyans-kovaryans matrislerinin homojen olması ve gruplardaki değişkenlerin çok değişkenli normal dağılım göstermesi gibi varsayımları vardır. Bu nedenle varsayımların bozulduğu durumlarda lojistik regresyon yöntemi iyi bir yöntem olacaktır (Alpar, 2011: 695).

Verilerin yapısındaki grup sayısı, ayırma ve lojistik regresyon analizlerinde bilinmekte ve bu verilerden yararlanarak bir ayrımsama modeli elde edilmektedir. Elde edilen bu model vasıtasıyla veri kümesine yeni alınan gözlemlerin gruplara atanması yapılmaktadır (Başarır, 1990'dan aktaran Karagöz, 2016: 889).

Kümeleme analizi, daha çok gözlemlerin gruplandırılmasında kullanıldığı için ayırma analizi ile benzerlikler içerir; ancak ayırma analizinde gruplar daha önceden bellidir ve analiz süresince değişmez, kümeleme analizinde ise gruplar önceden belli değildir. Diğer bir fark ise ayırma analizindeki fonksiyonlar ileriye yönelik kullanılabilmektedir. Kümeleme analizinde var olan durum belirlenir yani ileriye yönelik kestirim söz konusu değildir (Alpar, 2011. 310).

### 2.4. Ayırma Analizinin Varsayımları

**.** Bağımsız değişkenlerin (X) çok değişkenli normal dağılım göstermelidir.

**.** Bağımsız değişkenlerin varyans-kovaryans matrisleri homojen olmalıdır. X matrisinde yer alan değişkenler ortak kovaryans matrisine sahip çok değişkenli ana kütleden çekilmiş örnekler olmalıdır.

**.** Değişkenlerin ortalamaları ve varyansları arasında bir korelasyon bulunmamalıdır.

**.** Bağımsız değişkenler arasında çoklu bağlantı bulunmamalıdır.

**.** X matrisi grupların birbirinden ayrılmasında rol oynamayacak gereksiz değişken içermemeli, grupların birbirinden ayrılmasını sağlayacak kadar doğru ve gerekli değişkenler içermelidir (Aykırı/Aşırı değerlerin olmaması) (Burmaoğlu vd., 2009: 26).

#### 2.4.1. Bağımsız Değişkenlerin Çok Değişkenli Normal Dağılım Göstermesi

Çokluk vd., (2010: 110)'ye göre çok değişkenli normalliğin temelinde tek değişkenli normallik yatmaktadır. Çok değişkenli normal dağılım, her bir değişkenin tek değişkenli normal dağılıma uyduğunu ve bu değişkenlerin kombinasyonunun da normal olduğunu kabul eder.

Alpar (2011: 696) ise hipotez testlerinin yapılabilmesi için bu varsayımın sağlanması gerekir. Çok değişkenli normallik varsayımının sağlanabilmesi için dönüşümlerden yararlanılabilir. Eğer bu varsayım sağlanamıyorsa doğrusal kombinasyonların kestiriminde sorunlar ortaya çıkabileceğini söylemektedir.

### 2.4.2. Varyans-Kovaryans Matrislerinin Homojenliği

Tabachnick, B., ve L. Fidell (2015: 384) yordamada, örneklem büyüklükleri eşit ya da büyük olduğunda MANOVA gibi ayırma analizinde de grup-içi varyans-kovaryans (yayılma) matrislerinin eşitliği varsayımının ihlaline karşı dayanıklıdır. Ancak örneklem büyüklükleri küçük ve eşit olamadığında varyans- kovaryans matrislerinin heterojenliği söz konusu ise anlamlılık testinin sonuçları yanıltıcı olabilir.

Sınıflandırma işlemi yordama gibi değildir. Çünkü sınıflandırmada gözlemler/vakalar daha büyük yayılımlı (daha yüksek kovaryansasahip) gruplara aşırı sınıflandırılma eğilimindedir. Bu nedenle çalışmaya başlamadan önce grup-içi varyans-kovaryans matrislerinin homojenliği Box M testi ile incelenmelidir (Alpar, 2011: 697).

### 2.4.3. Bağımsız Değişkenler Arasında Çoklu Bağlantı Sorununun Olmaması

Bağımsız değişkenlerden biri diğeri ile yüksek korelasyona sahipse ya da diğer değişkenlerin bir fonksiyonu ise çoklu bağlantı sorunu ile karşılaşılır. Çoklu doğrusal bağlantı bir bağımsız değişkenin, diğer bağımsız değişkenlerle olan ilişkisinin derecesine göre bağımsız değişkenin tahmin gücünü azaltır (Çokluk vd., 2010: 111).

Bu durumda diğer değişkenlerle yüksek ilişki içinde olan bir değişken ya da değişkenlerin göreli önemini güvenilir bir şekilde belirleyemez (Alpar, 2011:6979).

Erciyas (2016: 4) çoklu bağlantı sorunundan kurtulmak için;

. Birbirinin türevi olan değişkenler birleştirilebilir.

. Soruna neden olan değişken modelden atılabilir.

. Gözlem sayısı arttırılarak kurtulabiliriz.

### 2.4.4. Bağımsız Değişkenler Arası İlişkilerin Doğrusal Olması

Tabachnick, B., ve L., Fidell (2015: 385) ayırma modeli, her bir grup içindeki bağımsız değişken çiftleri arasında doğrusal ilişki olduğu varsayımını kabul eder. Bu varsayımın ihlali artan 1. tip hatadan ziyade azaltılmış güce neden olur. Verilecek istatistiksel kararlar aşırı katı bir yönde olabilir. Böyle bir durumda hatalar mümkün olduğundan daha az azaltılmakta, gruplar arasında en ideal eşleştirme yapılamamaktadır.

### 2.4.5. Aykırı Değerlerin Olmaması

Ayırma analizi sapkın değerlere karşı oldukça duyarlıdır. Öncelikle her grup için ayrı ayrı tek yönlü ve çok yönlü aşırı değerlerin taranması ve bunların ya dönüştürülmesi ya da silinmesi gerekir (Çokluk vd., 2010: 111).

Örneğin gruplardan biri ortalamayı etkileyecek derecede aykırı değere sahipse, bu gözlemler aynı zamanda değişkenliği de arttıracaktır. Bu ise sonuçları değiştirecek ve aynı zamanda yanlış yorumların ortaya çıkmasına neden olabilecektir (Alpar, 2011: 698).

Ayırma analizindeki aşırı değerleri bulmak için çeşitli yaklaşımlar vardır. Örneğin sonsal olasılıklardan yararlanarak bir gözlem 2. Gruba atandığında, bu gözlemin 2. Grup merkezine olan Mahalanobis uzaklığı büyük ise bu gözlemin aykırı değer olduğu söylenir. Netice itibariyle bu gözlem 2. Gruba atanmış olsa bile elde edilen büyük uzaklık, bu gözlemin 2.grup gözlemi olmadığı kuşkusunu uyandırır.

Bu konuda çok kullanılan diğer bir yaklaşım ise her bir grup için standartlaştırılmamış kanonik skorlara ilişkin Mahalanobis uzaklıklarının gruplara ilişkin varyans-kovaryans matrislerinin homojen olduğu varsayımına dayanarak hesaplanmasıdır. Bu durumda, hesaplamalarda kullanılacak S matrisi min(k-1) boyutlu bir birim matristir. Min(k-1, p) kadar kanonik fonksiyon için her bir gruptan elde edilen Mahalanobis uzaklıkları min(k-1,p) serbestlik dereceli $X^2$ (ki-kare) dağılımı gösterir (Alpar, 2011: 712).

## 2.5. Ayırma Analizinin Aşamaları

Ayırma analizi, iki aşamalı bir işlem olarak ele alınabilir:

1.Kanonik korelasyon, özdeğer ve Wilks Lambda istatistiğinden yararlanılarak ayırma fonksiyonlarının önemlilik testi; yani gruplar arasında önemli bir farklılık olup olmadığı incelenir. Öz değer ne kadar büyükse bağımlı değişkendeki varyansın daha büyük kısmı model tarafından açıklandığını gösterir ve 0.40’tan büyük olmalı http://web.deu.edu.tr/upk15/docs/seminerSunumları ( 23.01.2019).

2. aşaması sınıflama (yeni gözlemler için grup üyeliklerinin kestirilmesi), kanonik ayırma fonksiyonları, çok değişkenli normal dağılım yoğunluk fonksiyonu ve Fisher’in sınıflama fonksiyonu kullanılarak yapılabilmektedir (Alpar, 2011: 696).

## 2.6. Ayırma Analizine İlişkin Temel Eşitlikler ve Ek Açıklamalar

### 2.6.1. Değişkenlerin Ayrım Gücü ve Anlamlı Boyut Sayısı

Olası boyut sayısı, k: grup sayısı, p: gruplardaki değişken sayısı olmak üzere k-1 ve p’nin küçük olanına eşittir [boyut sayısı= min(k-1;p)].

Oluşturulacak ayırıcı fonksiyonların ayırıcılık gücü istatistiksel anlamlılık açısından değerlendirilir. Bu amaçla, MANOVA ‘daki gibi farklı kareler toplamından yararlanılarak Wilks Lamda istatistiği hesaplanır. Bu doğrultuda Hotelling iz ve Pillai istatistiklerinden de yararlanılabilir. Test işlemi, Wilks Lamda istatistiğinin F dağılımına dönüştürülmesi yardımıyla yapılabildiği gibi ki-kare ($X^2$) dağılımı yaklaşımı ile de yapılabilmektedir. Elde edilen kombinasyonlarda p tane değişkenin k tane grubu birbirinden ayıramayacağı sonucuna ulaşılırsa çalışma bu aşamada sonlandırılır.

$$T = B + W$$

T: Genel kareler toplamı matrisi

B: Gruplar arası kareler toplamı matrisi

W: Grup içi kareler toplamı matrisidir.

B ve W matrisleri;

$$\mathrm{B} = \sum_{i=1}^{k} n_i(\,\bar{x_i} - \bar{X}\,)\,(\,\bar{x_i} - \bar{X})$$

$$\mathrm{W} = \sum_{i=1}^{k} (n_i - 1)S_i$$

Bu eşitliklerde;

k: ortalama vektörü sayısı (karşılaştırılacak grup sayısı)

$\overline{x_i}$: i. gruba ilişkin ortalama vektörü

$\bar{X}$: genel ortalama vektörü

$n_i$: i. gruba ilişkin gözlem sayısı

$S_i$: i. gruba ilişkin varyans-kovaryans matrisi

B ve W matrislerine ilişkin serbestlik dereceleri sırasıyla k-1 ve $\sum_{i=1}^{k} n_i$-k ile verilir.

Bu eşitliklerden yararlanılarak Wilks Lamda istatistiği (λ) ;

$\Lambda = \frac{|W|}{|W+B|}$ şeklinde elde edilir.

Wilks Lamda oranının sıfıra yaklaşması, gruplar arasında bir fark olduğunu gösterir. Bu oranın anlamlılığı F ya da $X^2$ dağılımı ile test edilir. Sonuçta p tane bağımsız değişken k tane grubu birbirinden ayırıp ayıramayacağı belirlenir. Başka bir ifadeyle bağımsız değişkenlerden oluşacak kombinasyonlar yardımıyla grupların ayırt edilip edilemeyeceği ve de yeni bir bireyin gruplardan bir tanesine doğru olarak atanıp atanamayacağı belirlenir.

Her ayırma fonksiyonunun bir öz değeri vardır. İki grup için ayırma fonksiyonu sayısı bir tane olacağı için öz değer sayısı da 1'dir. (Öz değer sayısı = Ayırma fonksiyonu sayısı). Eğer birden fazla ayırma fonksiyonu sayısı varsa, birinci öz değer en büyük olurken, birinci ayırma fonksiyonu açıklayıcılık gücü açısından en yüksek olan fonksiyon olacaktır.

### 2.6.2. Adımsal Ayırma Analizi, Tek Yönlü Varyans Analizi Tablosu ve Wilks Lambda Değeri

Doğrudan yöntem, dikkate alınan tüm değişkenlerle yapılan çözümlemedir. Bu yöntemde, bağımsız değişkenlerin tümü ayırıcılık güçlerine bakılmaksızın ayırma fonksiyonlarında yer alır. Ayırma analizindeki bağımsız değişken sayısı fazla olduğunda ise daha az sayıda değişken ile ayırıcı fonksiyonlar bulmak için adımsal (stepwise) yöntemlerden yararlanılır. Bu amaçla modeldeki her bir değişkenin modele katkısının olup olmadığını anlamak amacıyla her bir değişken için grup ortalamaları arasında fark olup olmadığı tek yönlü varyans analizi ile test edilir ve ortalamaları arasında fark bulunan değişkenlerin modele katkısının anlamlı olduğu söylenir.

Adımsal ayırma analizinin ilk adımında hangi değişkenin modele gireceğine karar verilmesi gerekmektedir. Bu amaçla, ilk aşamada tek yönlü varyans analizi tablolarında verilen Wilks Lambda istatistikleri arasında en küçük değere (F istatistiği ise en büyük) sahip değişkenin modelde kalmasına karar verilir.

Adımsal ayırma analizinde hangi değişkenlerin modelde kalacağına karar verme süreci için Wilks Lamda istatistiği dışında farklı yaklaşımlarda vardır. Bunlar; açıklanmamış varyans, Mahalanobis uzaklığı, en küçük F değeri ve Rho'nun V değeri yaklaşımıdır. Adımsal yöntemler kullanılarak ayırma fonksiyonları kestirilmek istendiğinde, Mahalanobis uzaklığı ve Rho'nun V ölçüsü yaklaşımlarının en uygun yaklaşımlar olduğu bazı yazarlarca öne sürülmektedir.

### 2.6.3. Standartlaştırılmamış ve Standartlaştırılmış Kanonik Ayırma Fonksiyonu Katsayıları

Ayırma analizi kanonik korelasyonun özel bir durumu olarak düşünülebilir. Ayırma analizinde kanonik korelasyon, ayırma skorları yardımıyla gruplar arasındaki ilişkinin büyüklüğünü ölçer. Yani, grup üyeliklerini tanımlayan göstermelik değişkenler kümesi ile tek bir ayırma fonksiyonu arasındaki ilişkinin ölçüsüdür. Bu nedenle her bir ayırma fonksiyonu için bir kanonik korelasyon hesaplanır.

Bağımsız değişkenlerin sınıflandırmadaki göreli önemini veren standartlaştırılmış kanonik ayırma fonksiyon katsayıları, standartlaştırılmamış kanonik ayırma kat sayıları yardımıyla elde edilir. Standartlaştırılmamış ve standartlaştırılmış kanonik ayırma fonksiyon katsayıları, sırasıyla doğrusal regresyondaki standartlaştırılmamış ve standartlaştırılmış beta katsayıları gibi yorumlanır.[4]

Standartlaştırılmamış kanonik ayırma fonksiyonu katsayıları hem gözlemlerin gruplara atanması amacıyla hesaplanan sonsal olasılıkların elde edilmesinde hem de

---

4 Regresyon katsayısı, bağımsız değişkendeki bir birimlik değişimin, bağımlı değişkende meydana getireceği ortalama değişimi göstermektedir http://baskent.edu.tr/~matemel/courses/veri_analizi_regresyon_analizi.ppt (17.02.2019).

değişkenlerin sınıflama üzerindeki göreli önemliliklerinin belirlemesinde kullanılan standartlaştırılmış kanonik ayırma fonksiyonu katsayılarının hesaplanmasında kullanılır. Ayrıca, standartlaştırılmamış kanonik ayırma fonksiyonlarından elde edilen standartlaştırılmamış kanonik ayırma skorları yardımıyla çizilecek grafiklerden fonksiyonların ayrım gücü konusunda yargıya varmak görsel olarak olanaklıdır. Standartlaştırılmamş kanonik ayırma fonksiyon katsayılarından elde edilen skorların gruplara göre ortalamaları centroid olarak adlandırılır. Her bir standartlaştırılmamış kanonik ayırma fonksiyonunun toplam gözlem sayısı üzerinden hesaplanan ortalaması ise 0'dır. Bu sebeple çizilecek tümel grafiklerde centroidlerin birbirinden iyice ayrı olması arzu edilir. Dolayısıyla, ortalamaların yakın olması sınıflama hatalarının ortaya çıkacağını gösterir.

Bağımsız değişkenlerin sınıflama üzerindeki göreli önemliliklerinin belirlenmesinde standartlaştırılmamış kanonik ayırma fonksiyon katsayıları yerine standartlaştırılmış kanonik ayırma fonksiyon katsayıları kullanılır. Bu katsayılar standartlaştırıldıkları için birbiriyle karşılaştırılarak hangi bağımsız değişkenin sınıflandırma üzerinde daha etkili olduğu konusunda bilgi verir.

Herhangi bir bireyin i. standartlaştırılmış ayırma fonksiyon skoru ($Z_i$), her bir bağımsız değişken üzerinden standartlaştırılmış değerine ( $z_i$ ), karşılık gelen standartlaştırılmış ayırma fonksiyon katsayısı ( $d_{ip}$ ) ile çarpılıp bütün bağımsız değişkenler üzerinden toplanması ile bulunur.

$$Z_i = d_{i1}z_1 + d_{i2}z_2 + \dots + d_{ip}z_p$$

### 2.6.4. Standartlaştırılmamış ve Standartlaştırılmış Kanonik Ayırma Fonksiyon Katsayılarının Hesaplanması

Ayırma fonksiyonları için yukarıda belirtilen katsayıları bulmak için sırasıyla $W^{-1}$ B matrisi için özdeğerlerin, özvektörlerin ve çeşitli matrislerin bulunması gerekmektedir.

### 2.6.4.1. Özdeğerlerin Hesaplanması

Bu amaçla, $W^{-1}$ B matrisinden $|W^{-1}B - \lambda \mathrm{I}| = 0$ karakteristik eşitliği kullanılarak elde edilen çözüm kümesi özdeğerleri ($\lambda_i$) elde edilir.[5]

### 2.6.4.2. Özvektörlerin Hesaplanması

Özvektörleri bulabilmek için öncelikle özdeğer kullanılarak H=( $W^{-1}B - \lambda_{\mathrm{i}}\mathrm{I}$ ) matrisleri hesaplanır. Bu işlem tüm özdeğerler için yapılır. H matrisine ilişkin adjoint matris elemanları aşağıdaki gibi bulunur.

$$\mathrm{Adj(H)} = \begin{bmatrix} H_{11} & H_{21} \ldots & H_{r1} \\ H_{12} & H_{22} \ldots & H_{r2} \\ & & \vdots \\ H_{1c} & H_{2c} \ldots & H_{rc} \end{bmatrix}$$

Adj(H) matrisinin elemanları $H_{rc} = (-1)^{r+c}\mathrm{det}(c\backslash r)$olup, det (c\r): r' ninci satır ve c'ninci kolon atıldıktan sonra kalan matrisin determinantıdır.

Buradan, ilk özvektör ($v_1$) aşağıdaki gibi bulunur.

---

5 Verilen n mertebeli bir A matrisi için λ gibi bir skala ve X gibi sıfır olmayan bir vektör belirlenir ki değerler AX $= \lambda X$ denklem sistemini sağlar. Yapılan bu işleme özdeğer (eigen value ) problemi denir AX $= \lambda X$ sisteminde A, n. Dereceden bir kare matristir. Örneğin;
A $= \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$ ve X $= \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix}$ ise AX $= \lambda X$

$\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix} = \lambda \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix}$ olur. Buradan,

$$a_{11}x_1 + a_{12}x_2 = \lambda x_1$$

$a_{21}x_1 + a_{22}x_2 = \lambda x_2$ olur. Her iki denklem sıfıra eşitlenirse;
$a_{11}x_1 + a_{12}x_2 - \lambda x_1 = 0$
$a_{21}x_1 + a_{22}x_2 - \lambda x_2 = 0$ olur. Bu sistem şu şekilde yazılabilir:
$(a_{11} - \lambda)x_1 + a_{12}x_2 = 0$
$a_{21}x_1 + (a_{22} - \lambda)x_2 = 0$

Bu son sistem matris şeklinde yazılırsa:

$\begin{bmatrix} a_{11} - \lambda & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} - \lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}$ olur. Bu ise matris şeklinde, ( A − λ I )X $= 0$ olarak yazılır. (A − λ I )X $= 0$ bir homojen denklem sistemidir. Bilindiği gibi, X' in sıfırdan farklı çözümleri olabilmesi için ( A − λ I ) matrisinin determinantının sıfır olması gerekir. Yani |A − λ I| $= 0$ olmalıdır (Alpar, 2011: 32).

$$v_1' = \left[ \frac{H_{11}}{\sqrt{H_{11}{}^2 + H_{12}{}^2 + \cdots + H_{1c}{}^2}} \ \frac{H_{12}}{\sqrt{H_{11}{}^2 + H_{12}{}^2 + \cdots + H_{1c}{}^2}} \cdots \frac{H_{1c}}{\sqrt{H_{11}{}^2 + H_{12}{}^2 + \cdots + H_{1c}{}^2}} \right]$$

Diğer özvektörlerde birinci özvektöre benzer şekilde bulunur. Özvektör matrisi V ile gösterilir.

### 2.6.5. Standartlaştırılmamış Kanonik Ayırma Fonksiyon Katsayılarının Hesaplanması

i.' ninci fonksiyona ilişkin standartlaştırılmamış kanonik ayırma fonksiyon katsayıları vektörü şu eşitlik yardımıyla bulunur;

$$u_i = \frac{v_i}{\sqrt{V_i' S_{wg} v_i}}$$

Burada, $S_{wg}$: Grup içi kareler toplamı matrisinin (W) serbestlik derecesi olan n-k' ya bölünmesi ile elde edilir ve ortak grup içi varyans- kovaryans matrisi olarak adlandırılır.

$$S_{wg} = \frac{\sum_{i=1}^{k}(n_i - 1)S_i}{\sum_{i=1}^{k} n_i - 1} = \frac{W}{(n-k)}$$

Elde edilen ayırma fonksiyon sabiti ($c_{i0}$), bağımsız değişken ortalamalarının satır vektörünün negatifi ile (-M), i' ninci ayırma fonksiyon katsayılarının kolon vektörünün ($u_i$) çarpılmasından elde edilir.

$$c_{i0} = -\mathrm{M}\, u_i$$

Böylece standartlaştırılmamış kanonik ayırma fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılır.

$$D_i = c_{i0} + u_{i1}x_1 + u_{i2}x_2 + \ldots + + u_{ip}x_p$$

Her bir gözleme ilişkin x değerlerinin bu fonksiyonda yerine konulması ile elde edilen skorlara ($D_i$'lere) standartlaştırılmamış kanonik ayırma skorları denir. D'ler bazı kaynaklarda gizli değişken olarak da adlandırılmaktadır.

### 2.6.6. Standartlaştırılmış Kanonik Ayırma Fonksiyon Katsayılarının Hesaplanması

Standartlaştırılmamış katsayılar hesaplandıktan sonra " $Z_i = d_{i1}z_1 + d_{i2}z_2 + \ldots + d_{ip}z_p$" eşitliği yardımıyla standartlaştırılmış katsayılar vektörü elde edilebilir.

$d_i = \sqrt{S_d u_i}$

Bu eşitlikte $S_d$, $S_{wg}$ matrisinin köşegen elemanlarından oluşan köşegen matrisidir.

$Z_i = d_{i1}z_1 + d_{i2}z_2 + \ldots + d_{ip}z_p$

Daha önce de söz edildiği gibi standartlaştırılmış kanonik ayırma fonksiyon katsayıları, doğrusal regresyondaki standartlaştırılmış beta katsayıları gibi yorumlanır.

### 2.6.7. Standartlaştırılmamış (Fisher) Ayırma Fonksiyonu Katsayıları

Her bir değişkenin bağımlı değişkenin sınıflanmasına olan bireysel katkısını yansıtan kısmi katsayılardır ve sınıflandırma işlemi yapmak amacıyla kullanılırlar. Kanonik fonksiyonlardan farklı olarak Fisher yaklaşımında p tane değişken içeren k tane grubun her biri için bir adet ayırma fonksiyonu elde edilir. Her bir gözlemin k sayıdaki ayırma fonksiyonunda yerine konması ile ilgili gözlem için k tane ayırma skoru elde edilir ve ilgili gözlem, ayırma skoru en büyük olan gruba (sınıfa) atanır. p tane değişken için j. ayırma fonksiyonu aşağıda verilmiştir. Bu fonksiyona Fisher Ayırma Fonksiyonu da denir.

$C_j = c_{j0} + c_{j1}x_1 + c_{j2}x_{12} + \ldots + c_{jp}x_p \qquad (j = 1,2,\ldots,k) \qquad (*)$

Burada,

$C_j$ : Ayırma fonksiyonu ile elde edilen değişken (Fisher ayırma fonksiyonu skorları),

$c_{jp}$: Standartlaştırılmamış ayırma katsayıları,

$x_j$: Ayırma (bağımsız) değişkenleri,

$c_{j0}$: Sabit terimdir.

Temelde ayırma analizinde EKK yöntemi kullanılarak grup içi kareler toplamını en küçük yapan ayırma fonksiyon katsayılarının belirleyicileri elde edilir. Elde edilen parametre belirleyicileri yardımıyla hesaplanan ayırma fonksiyonu skorları bağımlı, ayırma değişkenleri de bağımsız değişken olarak ele alınıp doğrusal regresyon analizi uygulandığında elde edilen regresyon katsayıları, standartlaştırılmamış ayırma fonksiyonu katsayılarına eşit çıkar.

### 2.6.8. Standartlaştırılmamış (Fisher) Ayırma Katsayılarının Hesaplanması

Fisher yaklaşımında, gözlemleri gruplara sınıflandırmak için grup sayısı kadar sınıflandırma denklemi geliştirilir (*). Daha sonra her gruba ilişkin veriler (ya da yeni bir gözlem verisi) sınıflandırma denkleminde yerine konur ve gözlemlere ilişkin sınıflandırma skorları elde edilir. Gözlemler, elde edilen en yüksek sınıflandırma skorlarına sahip olduğu gruba atanır.

Eşitlik (*) ile verilen ve j. grup (j=1,2,…,k) için temel sınıflandırma denklemi aşağıdaki gibi de yazılabilir.

$$C_j = c_{j0} + \sum_{i=1}^{p} c_{ji}\, x_i$$

Dolayısıyla j. grup için sınıflandırma fonksiyonundan elde edilen skor ($C_j$), her bir bağımsız değişkene (x) ilişkin ham skorun, ilgili sınıflandırma fonksiyon katsayısı ($c_j$) ile çarpılıp tüm bağımsız değişkenler üzerinden toplanması ve $c_{j0}$ sabitinin eklenmesiyle bulunur.

Sınıflandırma fonksiyonu katsayıları ($c_j$), p bağımsız değişkeninin ortalamalarına ilişkin kolon matrisi ($M_j$) ile ortak grup içi varyans-kovaryans matrisinin tersinin (${S_{wg}}^{-1}$) çarpılması ile bulunur. Buna göre katsayılar matrisi:

$C_j = {S_{wg}}^{-1} M_j$ ile hesaplanır. j. grup için sabit sayı ($c_{j0}$) ise (**) eşitliği ile elde edilir.

$$c_{j0} = -\frac{1}{2}\, C_j\, M_j$$

Grupların evren büyüklüğünün eşit olması beklendiğinde, basit sınıflama yöntemi en uygundur. Grupların evren büyüklüğünün eşit olmadığı durumda ise sınıflandırma işlemi, önsel olasılıkların grup büyüklüklerine göre ayarlanması ile eşitlik (**)' deki gibi düzenlenebilir. Her ne kadar, karmaşık sınıflandırma planları önerilse de sınıflandırma denklemlerine grup büyüklükleri için düzeltme yapan bir terimin eklenmesi en kolay olan yoldur. Bu durumda, j. grup için sınıflandırma denklemi ($C_j$) aşağıdaki gibi olur:

$$C_j = c_{j0} + \sum_{i=1}^{p} c_{ji}\, x_i \; + \; \ln(\frac{n_j}{n}) \qquad (**)$$

$n_j$: j. gruba ilişkin gözlem sayısı

n: toplam gözlem sayısı

Sınıflandırma işleminde deneklerin en büyük yayılıma sahip olan gruba (grup içi varyans- kovaryans matrisinin determinantının en büyük olan gruba) atanmasının diğer gruplara göre daha olası olmasından dolayı varyans- kovaryans matrislerinin heterojenliğinin çok önemli olduğu unutulmamalıdır. Bazı istatistiksel yazılımlar Fisher sınıflandırma katsayıları fonksiyonuna ln($n_j$ / n) düzeltmesini doğrudan ekleyerek sonuç vermektedir.

### 2.6.9. Çok Değişkenli Normal Evrenler İle Gözlemlerin Gruplara Atanma Sonsal Olasılıklarının Hesaplanması

Gözlem hakkında herhangi bir bilgi bulunmadığı durumda, ilgili gözlemin i. gruba atanma olasılığına önsel olasılık ($p_i$) denir ve $p_i = n_i/$n şeklinde hesaplanır.

Eğer gözlemin gruplara atanmasında kullanılacak ek bir bilgi varsa Bayes kuralı ile sonsal olasılık $\left[P(\frac{\Pi_i}{x})\right]$ hesaplanarak ilgili gözlem en yüksek sonsal olasılığa sahip olduğu gruba atanır.

$\Pi_i$: x’ in i. grupta olma olasılığı

x: bağımsız değişkeni

Bayes kuralı ile sonsal olasılıklar aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$\mathrm{P}\left(\frac{\Pi_i}{x}\right) = \frac{P(\Pi_i \cap x)}{P(x)} = \frac{p_i f_i(x)}{\sum_{i=1}^{k} p_i f_i(x)} \qquad \mathrm{i} = 1, \dots, \mathrm{k}$$

x: Bağımsız değişken vektörü

$f_i$(x): Çok değişkenli normal dağılım fonksiyonu

$p_i$: $\Pi_i$ popülasyonunun önsel olasılığı ($n_i$ / n)

Sonuç olarak, yeni bir gözlem $(x_0)$, en büyük sonsal olasılığa $\mathrm{P}(\Pi/x_0)$ sahip olduğu popülasyona atanır.

### 2.7. Ayırma Analizinin Geçerliliği

Ayırma analizi sonuçlarının başarılı olup olmadığı (analizin geçerliği ya da sınıflandırma yeterliği) farklı yaklaşımlarla incelenebilmektedir.

#### 2.7.1. Sınıflandırma Tutarlılığı Tablosu ve Çapraz Geçerlilik

Ayırma analizinin geçerliliği konusunda en basit yaklaşım, gözlemlerin gerçek grup üyelikleri ile ayırma analizi sonucunda kestirilen grup üyeliklerinin çapraz tablo (sınıflandırma tutarlılığı tablosu)aracılığı ile incelenmesidir.

Elde yapılmaya çalışıldığında zaman alacak olan diğer iki yaklaşımda ise çapraz geçerlilik kavramından yararlanılır. Bu iki yaklaşımdan ilki gözlem sayısının fazla olduğu durumlarda uygulanabilir. Buna göre veri rastgele iki parçaya ayrıldıktan sonra parçalardan biri için geliştirilen ayırma fonksiyonlarında diğer parçanın gözlem değerleri yerine konur ve bu grup için grup üyeliği kestiriminde bulunulur. Sonuçta ayırma fonksiyonu geliştirilemeyen parçanın gerçek grup üyelikleri ile kestirilen grup üyeliklerinin tutarlılığı bir çapraz tablo aracılığı ile incelenir. Buna veriyi yarıya bölme yöntemi denir.

İkinci yaklaşım ise birini dışarıda bırakma yöntemi olarak bilinir ve daha çok eldeki gözlemlerin ikiye bölünecek kadar fazla olmaması durumunda kullanılır. Bu yaklaşımda, bir gözlem dışarıda bırakılarak geriye kalan n-1 gözlemden elde edilen ayırıcı fonksiyonlarda, hesaplamaya katılamayan gözlem değerlerinin yerine konmasıyla yapılan sınıflamalar (ki bu süreç n kez yinelenir) ile gerçek grup üyeliklerinin tutarlılığı bir çapraz tabloda incelenir.

A, B ve C gibi üç grup olduğunda üç yaklaşım için bir çapraz tablo örneği Tablo 2’ de verilmiştir. Tabloda $f_{AA}$ , $f_{BB}$ , $f_{CC}$ ile gösterilen köşegen elemanları doğru sınıflama sıklıklarını, köşegen dışındaki gözlerde oluşacak sıklıklar ise yanlış sınıflama sıklıklarını tanımlar.

**Tablo 2.1.** Üç Grup İçin Sınıflandırma Tutarlılığı Tablosu

| | Kestirilen (Atanan) Grup | | | Toplam |
|---|---|---|---|---|
| **Gerçek Grup** | **A** | **B** | **C** | |
| A | $f_{AA}$ | | | |
| B | | $f_{BB}$ | | |
| C | | | $f_{CC}$ | |
| **Toplam** | | | | **n** |

Sınıflama tutarlılığı tablosunun irdelenmesinde genellikle iki yaklaşımdan yararlanılır. Birinci yaklaşımda, hazırlanan çapraz tabloda köşegen elemanlarının toplamı genel toplama bölünerek analizin genel tutarlılık/geçerlilik oranı (doğru sınıflama yüzdesi belirlenir. (Tablo 2'de ($f_{AA}$+ $f_{BB}$+$f_{CC}$)/n). Bu orana bazı kaynaklarda hit oranı da denir. Eğer ayırma analizinin kestirimi "mükemmel" ise tüm gözlemler köşegen elemanları üzerinde toplanacak ve genel tutarlılık oranı 1 olacaktır. Bu oranın 1'e eşit olması uygulamada çok sık rastlanan bir durum değildir. Bu nedenle genellikle bu oranın 1'e yaklaşması arzu edilir; ancak bu orana ilişkin belirgin bir kesim noktası yoktur. (Not: Diğer geçerlilik katsayıları dikkate alındığında 0,70'in üzerindeki katsayılar geçerlilik açısından genellikle "yüksek" olarak nitelendirilir.) İkinci bir yaklaşım ise test yaklaşımıdır. Buna göre, "Ayırma analizinin ayırma gücü önemsizdir" şeklinde kurulan $H_0$ hipotezi aşağıda verilen Q istatistiği yardımıyla test edilir (Press Q istatistiği de denir). Q istatistiği, 1 serbestlik dereceli $X^2$dağılımı gösterir.

$$Q = \frac{(n-k\ \sum f_{jj})^2}{n(k-1)}$$

Diğer taraftan Q istatistiği diğer birçok istatistik gibi gözlem sayısı arttıkça düşük tutarlılık oranları için de önemli sonuç üretme eğilimindedir. Bu nedenle, tutarlılığı sadece Q istatistiği ile istatistiksel açıdan değerlendirmemekte yarar vardır.

Bu konuda daha az tercih edilen bir diğer yaklaşım ise tutarlılık oranı P= 0,5 (ya da P= 0,70) gibi bir evren oranı ile karşılaştırılmasıdır. (Evren Oranı Önemlilik Testi ile). Diğer bir deyişle, tutarlılık oranının P= 0,5 (ya da P= 0,70 gibi bir değer) olup olmadığının test edilmesidir.

Diğer taraftan geçerliğin veriyi yarıya bölme yöntemi ile belirlenmeye çalışıldığı durumlarda kullanılabilecek bir diğer yaklaşım ise şans tabanlı ölçütlerin kullanılmasıdır. Buna göre, gruplardaki gözlem sayıları eşit ise şansa bağlı sınıflama oranı: $1/(\text{grup sayısı})$'dır. Örneğin iki grup var ve gruplardaki gözlem sayıları eşit ise şansa bağlı sınıflama oranı $½ = 0,50$' dir. Buradan, eğer ayırma analizi sonucunda doğru sınıflama yüzdesi 0,50' nin üzerinde değil ise ayırma fonksiyonlarının iyi bir ayırım yapamadığı söylenir.

Eğer gruplardaki gözlem sayıları eşit değilse kullanılacak yaklaşımlardan biri en büyük şans ölçütü yaklaşımıdır. Bu yaklaşıma göre, ayırma fonksiyonu sonucunda doğru sınıflama yüzdesi, gözlem sayısı en yüksek olan grubun toplam gözlem sayısı içindeki payından büyük değilse ayırma fonksiyonlarının iyi bir ayırım yapamadığı söylenir. Örneğin gözlem sayısının sırasıyla 30 ve 40 olduğu iki gruplu bir çalışmada en büyük şans ölçütü $40/(30 + 40) = 0,57$ olacaktır; ancak bilindiği üzere ayırma analizinin ana amacı tüm gruplardaki gözlemlerin doğru olarak sınıflandırılmasıdır. Bu çerçevede, gruplardaki gözlem sayılarının eşit olmadığı durumlarda sıklıkla oransal şans ölçütlerinden yararlanılmaktadır. Oransal şans ölçütü, her bir gruptaki gözlem sayısının toplam gözlem sayısı içindeki paylarının çarpılması ile hesaplanır. Buna göre, gözlem sayılar sırasıyla 30 ve 40 olan iki grup için oransal şans ölçütü, 0,51 olarak elde edilir $((30/70)^2 + (40/70)^2)$.

## 2.8. Kanonik Korelasyon

Bilindiği üzere istatistiksel önemlilik testleri sonucunda anlamlı bulunan bir sonuç, değişkenler arasındaki ilişkinin kuvvetli olduğu anlamına gelmemektedir. Yine, gözlem sayısı arttığında çok küçük farklılıklar anlamlı çıkabilmektedir. Bu çerçevede, iki ortalama arasındaki farkın anlamlılık testi ve tek yönlü varyans analizi için de ilişki katsayıları geliştirilmiştir. İki ortalama arasındaki farkın anlamlılık testinin uygulandığı durumlarda bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişkinin derecesi konusunda bilgi veren ilişki katsayısı nokta çift serili korelasyon katsayısı ya da eta istatistiği olarak adlandırılırken, varyans analizi için hesaplanan ilişki katsayısı da daha çok eta katsayısı olarak bilinirler.

Ayırma analizinde standartlaştırılmamış kanonik ayırma skorları bağımlı değişken, grup bağımsız değişken olarak alınıp tek yönlü varyans analizi uygulandığında elde edilen eta ya da epsilon katsayıları, kanonik korelasyon katsayıları olarak adlandırılır ve standartlaştırılmamış kanonik ayırma skorları ile gruplar arasındaki ilişkinin derecesini gösterirler. Dolayısıyla, ayırma analizinde min(k-1; p) tane kanonik korelasyon katsayısı(eta katsayısı) hesaplanır. $\mathrm{F} = t^2$ilişkisi nedeniyle iki grup olması durumunda da ortalamaları karşılaştırmak için varyans analizinden yararlanılırsa kanonik ilişki katsayıları eşitlik(***) ile kolayca hesaplanabilir.

$$\text{Kanonik korelasyon} = \sqrt{GAKT}/GnKT \qquad (***)$$

Elde edilen kanonik korelasyonların karesi, $R^2$ gibi düşünülür ve toplam varyansın gruplar arası farka atfedilme oranını verir. Örneğin iki gruplu beş değişkenli bir çalışmada kanonik değişken sayısı 1 olacaktır. $(\min(2-1,5) = \min(1,5) = 1)$ Buradan elde edilecek kanonik korelasyonun karesi 0,85 ise gruplar (iki grup) arasındaki değişimin % 85'inin ele alınan beş değişken tarafından açıklanmakta olduğu yorumu yapılır.

### 2.9. Yapı Katsayıları ve Yapı Matrisi

Yapı katsayıları, bağımsız değişkenlerle ayırma fonksiyonları arasındaki ilişkinin yönünü ve gücünü verir. Standartlaştırılmış ayrım fonksiyon katsayıları, denklemdeki diğer bağımsız değişkenlerin etkileri kontrol altına alındıktan sonra her bir değişkenin ayırma fonksiyonuna kısmi katkısını verirken, yapı katsayıları ise korelasyon katsayılarına benzer olarak diğer değişkenlerin etkileri arıtılmadan var olan ilişkiyi verir. Yapı matrisi aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$\mathrm{F} = [diag(V'WV)]^{-1/2}$$

$\mathrm{G} = [W_d]^{-1/2}$

Yapı matrisi = $[G * W * V]$

(Alpar, 2011: 699- 712).

# ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

# UYGULAMA VE BULGULAR

## 3.1. İş Doyumu

İş doyumu kavramı, genel anlamda çalışanların işlerine ilişkin duygularının bir geri bildirimi olarak tanımlanmış olup, ilk kez 1920'lerde ortaya atılmasına rağmen önemi 1930-40'lı yıllarda anlaşılmıştır. Önemli olmasının nedenlerinden biri, yaşam tatmini ile ilişkili olmasıdır ki bu durum kişinin fizik ve ruh sağlığını doğrudan etkilemektedir. Diğer bir nedeni ise üretkenlikle ilgilidir (Üngören vd., 2009: 41). İş doyumu, iş görenlerin çalıştıkları işteki rollerine karşı gösterdikleri duygusal tepkilerdir. Bu tepki olumlu yöndeyse iş doyumu, olumsuz yönde ise iş doyumsuzluğu olarak adlandırılabilir (Tütüncü ve Çiçek, 2000).

İş doyumu, dışsal ve içsel iş doyumu olmak üzere iki gruba ayrılabilir. Dışsal iş doyumu; ücret, ekonomik ödüller, iş güvencesi gibi çalışmanın karşılığında elde edilen iş tatminini ifade ederken; içsel iş doyumu ise başarma duygusu, kaliteyle ilgili amaçları gerçekleştirme, yeni çalışma yöntemlerine uyum gibi çalışma esnasında hissedilen iş tatminini ifade etmektedir (Deniz, 2005:311).

İş doyumunu incelemeyi amaçlayan araştırmalar iş doyumu ölçeğini geliştirme çabalarına da hız kazandırmıştır. Bu çalışmalarda iş doyumu, bireyin genel olarak işlerinden veya işlerinin farklı yönlerinden ne derece hoşlandıklarına veya hoşlanmadıklarına ilişkin değerlendirmeleri, onların işlerinden sağladıkları doyum ya da doyumsuzluğun bir göstergesi olarak kabul edilmektedir.

Ülkemizdeki çok boyutlu iş doyumu ölçeklerinden biri, yurt dışında yaygın olarak kullanılan ve Ergin (1997) tarafından Türkçeye uyarlanan İş Betimlemesi Ölçeğidir. Yurt dışında kullanılan ve Türkçeye adapte edilerek geliştirilen bir diğer çok boyutlu ölçek ise Minnesota İş Doyumu Ölçeği' dir http://www.pdrdergisi.org/index.php/pdr/article/download/428/374 (13.04.2019).

İş doyumu ölçeği Esin Tezer tarafından şu şekilde açıklanmıştır; bu ölçek Şahin ve Durak (1994) tarafından geliştirilmiş ve iş doyumunu çok boyutlu ölçmeyi amaçlayan 32 maddelik 5'li Likert tipi bir ölçektir. Ölçek; "(1) işletme politikaları, (2) bireysel faktörler, (3) fiziksel faktörler, (4) kontrol/otonomi, (5) ücret ve (6) kişilerarası faktörler" olmak üzere 6 boyuttan oluşmaktadır. Ölçekten alınabilecek toplam puan 1 ile 160 arasında değişmektedir. Alt boyutlardaki madde sayıları ve iç tutarlılık katsayıları, işletme politikalarında 15 madde ve $\alpha$=94, bireysel faktörlerde 5 madde ve $\alpha$=87, fiziksel faktörlerde 4 madde ve $\alpha$=74, kontrol/otonomide 3 madde ve $\alpha$ =76, ücrette 2 madde ve $\alpha$=64 ve kişilerarası faktörlerde 3 madde ve 60 olarak rapor edilmiştir.

Uluslararası alanda geçerliliği ve güvenirliliği test edilmiş yaygın kullanılan Minnesota İş Tatmin Ölçeği, literatür incelendiğinde araştırmalarda daha çok Minnesota İş Doyum Ölçeğinin kısa formu kullanıldığı görülmektedir. Bu ölçek, Weiss ve arkadaşları (1967) tarafından geliştirilmiş olup, uzun formu (orijinali) 100 ifadeden oluşmaktadır. Kısa formu ise içsel ve dışsal iş tatmini boyutlarını kapsayan, 20 maddeden oluşan beşli likert tipinde bir ölçüm aracıdır. Ölçeğin değerlendirilmesinde katılımcılardan her ifade için "(1) hiç memnun değilim, (2) memnun değilim, (3) kararsızım, (4) memnunum, (5) çok memnunum" şeklindeki beş seçenekten birisinin seçmesi istenir. Bu bakımdan söz konusu kısa formlu ölçekten genel tatmin, içsel ve dışsal tatmin puanları elde edilmektedir. Genel tatmin puanı, ölçekte yer alan maddelerden elde edilen puanların toplamının 20'ye bölünmesiyle hesaplanmaktadır (Özsoy vd., 2014: 235).

(Altunışık vd., 2010: 124) Minnesota İş Tatmin Ölçeği' nde içsel ve dışsal tatmin boyutlarını belirleyici özelliklere sahip 20 maddenin soru dağılımı şu şekildedir;

İçsel tatmin:1, 2, 3, 4, 7, 8, 9, 10, 11, 15, 16, 20.

Dışsal tatmin:5, 6, 12, 13, 14, 17, 18, 19.

Güvenilirlik, bir testin veya ölçeğin istediği şeyi tutarlı ve istikrarlı biçimde ölçme derecesidir ve alfa ($\alpha$ ) değeri ile gösterilir. Alfa değeri 1'e yaklaştıkça ölçeğin güvenilir olduğunun kabul edildiğini söylemektedir.6

6 Cronbach' s Alpha katsayısının değerlendirilmesinde kullanılan değerlendirme kriterleri aşağıdaki gibidir: (Özdamar, 2004,36)

### 3.2. Kişisel Gelişim Yönelimi

Eğitim, araştırma ve endüstri alanlarında yaygın olarak ele alınan kişisel gelişim, bireyin kendisini zihinsel, sosyal, duygusal ve davranışsal açıdan en iyi şekilde yetiştirme ve mevcut potansiyelini en üst düzeyde ortaya koyma sürecini yansıtmaktadır. Bu kavram kapsamında ortaya konulan kişisel gelişim yönelimi ise büyüyen ve gelişen bir birey olarak kişinin kendini gerçekleştirme sürecinde amaçlı bir şekilde ilerlemesidir (Robitschek 1998'den aktaran Yalçın, 2013: 258).

Bireylerin kişisel gelişim yönelimi düzeylerini ölçmeye yönelik ilk çalışma Robitschek tarafından gerçekleştirilmiştir. Robitschek' in geliştirmiş olduğu Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği, 9 maddeden oluşan, "(0) hiç katılmıyorum, (1) çoğunlukla katılmıyorum, (2) kısmen katılmıyorum, (3) kısmen katılıyorum, (4) çoğunlukla katılıyorum, (5) tamamen katılıyorum" arasında derecelendirilmiş 6'lı Likert tipi bir ölçektir. Ölçekten alınan puanlar 0 ile 45 arasında değişmekte olup alınan yüksek puan kişisel gelişim yöneliminin yüksek olduğunu göstermektedir (Robitschek, C., ve SW., Cook 1999: 127-141).

Yalçın ve Malkoç (2013: 259)'de kişisel gelişim yönelimini ölçmek üzere geliştirilen ölçeğin yapılan faktör analizi, sonucunda bilişsel ve davranışsal iki faktörden oluşması beklenilmesine rağmen tek boyutlu olduğu görülmüştür. Bu nedenle Robitschek ve arkadaşları, kişisel gelişim yöneliminin bilişsel ve davranışsal boyutlarını ayrıştıran yeni bir ölçeğe gereksinim duymuşlar ve bu gereksinimi karşılamak üzere Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği' nin özgün halini genişleterek, Kişisel Gelişim Yönelimi-II adıyla 16 maddelik yeni bir ölçek geliştirmişlerdir.

Kişisel gelişim yönelimine göre kişisel gelişim bireylerin hayatlarının farklı dönemlerinde meydana gelir, duygusal davranışsal ve kavramsal boyutları vardır.

Robitschek kişisel gelişimin kavramsal alt boyutunu, (1) değişime hazır olma ve (2) planlı olma, davranışsal alt boyutunu ise (1) kaynak kullanma ve (2) amaçlı davranış olarak boyutlandırır.

---

$0{,}00 \leq \alpha < 0{,}40$ ise ölçek güvenilir değildir.
$0{,}40 \leq \alpha < 0{,}60$ ise ölçek düşük güvenilirliktedir.
$0{,}60 \leq \alpha < 0{,}80$ ise ölçek oldukça güvenilirdir.
$0{,}80 \leq \alpha < 1{,}00$ ise ölçek yüksek derecede güvenilir bir ölçektir.

Değişime hazır olma: kişisel gelişimi sağlayacak potansiyel için tanımlama ve durum yaratma yeteneğini ifade eder.

Planlı olma: kişilerin bireysel gelişimi için strateji organize edebilme yeteneklerinin olması anlamına gelmektedir.

Amaçlı davranış: kişisel gelişim için oluşturulmuş aşamaları başarma motivasyonunu ve duruma göre değişim gösterebilmeyi ifade etmektedir.

Kaynak kullanma: kişisel gelişimi sağlayacak bireysel ve dışsal kaynakların kullanımını, kullanmaktadır ve durumlar kültür şokunu ortadan kaldırarak yeni kültüre uyum sağlamayı kolaylaştırmaktadır (Şakar, Gazi Üniversitesi, 2018: 73).

### 3.3. Uygulama ve Bulgular

Bu araştırmada, Minnesota İş Doyum Ölçeği ve Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği II esas alınmıştır. Hazırlanan anket, 110 kişiye uygulanarak, kişilerin çalıştıkları sektördeki iş doyum düzeyi ile kişisel gelişim düzeyinin ayırt edici öğeleri ayırma analizi ile belirlenmesini amaçlamıştır. Çalışmamızdaki analizler SPSS 22,0 paket programı aracılığıyla uygulanmıştır.

#### 3.3.1. Faktör Analizi Sonuçları

Faktör analizini; çalışmamızda kullandığımız Minnesota İş Doyum Ölçeği ve Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği II' nin geçerliliğini ölçmek amacıyla yapılmıştır. Sonuçlar ve yorumları aşağıdaki gibidir.

**Tablo 3.1.** İş Doyum Ölçeğinin Faktör Analizi Sonuçları

| | | |
|---|---|---|
| Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy. | | 0,883 |
| Bartlett's Test of Sphericity | Ki -Kare | 1228,659 |
| | sd | 190 |
| | Anl. | 0,000 |

Yukarıdaki tablodan görüleceği üzere, KMO Testinin sonucu 0,88 çıkmıştır. Bu da İş Doyum Ölçeği için örneklem büyüklüğünün ve örneklem yeterliliğinin çok iyi olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca $p < 0,05$ olduğundan anlamlı çıkmıştır.

Aşağıdaki tablo da iş doyum ölçeğinin, 6 boyuttan oluştuğunu göstermektedir. Soruların faktörlere dağılımı aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Eğer tabloda herhangi bir soru birkaç faktöre atanmışsa hangi faktördeki değeri yüksekse gerçekte o faktöre atanır https://www.youtube.com/watch?v=55dsVLgCGgk (26.04.2019).

**Faktör I: İşletme Politikaları**

6- Yöneticim karar verme konusunda yeterlidir.

5- Yöneticimin elemanlarına karşı tutumu hoşuma gider.

1- İş yerimde sürekli bir şeylerle meşgul olma imkanım vardır.

16- İşimi yaparken kendi yöntemlerimi kullanabilme şansım vardır.

15- İşim kendi kararlarıma uygulama serbestliğini bana verir.

**Faktör II: Bireysel Faktörler**

14- İş içinde terfi olanağı vardır.

13- Aldığım ücret yaptığım işin karşılığıdır.

17- Çalışma şartları benim için idealdir.

8- Çalıştığım iş bana sürekli bir iş güvencesi sağlar.

**Faktör III: Fiziksel Faktörler**

9- Başkaları için bir şeyler yapabilme olanağım vardır.

4- Çalıştığım iş toplumda saygın bir kişi olma şansını bana verir.

3- Ara sıra değişik şeyler yapabilme imkanına sahibim.

18- Çalışma arkadaşlarım birbiriyle anlaşabilmektedir.

11- Yeteneklerimi kullanarak bir şeyler yapabilirim.

**Faktör IV: Kontrol/Otonomi**

2- Tek başına çalışma olanağım vardır.

7- Vicdanıma aykırı olmayan şeyleri yapabilme şansım vardır.

**Faktör V: Ücret**

19- Yaptığım iyi bir iş karşılığında aldığım övgü beni motive eder.

20- Yaptığım iş karşılığında duyduğum başarı hissi beni tatmin eder.

**Faktör VI: Kişilerarası Faktörler**

10- Başkalarına ne yapacaklarını söyleme imkanım vardır.

12- Firma politikasını uygulama imkanım vardır.

**Tablo 3.2.** Kişisel Yönelimi Ölçeği II' nin Faktör Analizi Sonuçları

| | | |
|---|---|---|
| Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy. | | 0,839 |
| Bartlett's Test of Sphericity | Ki - Kare | 1068,350 |
| | sd | 120 |
| | Anl. | 0,000 |

Yukarıdaki tablodan görüleceği üzere KMO Testinin sonucu 0,83 çıkmıştır. Bu da Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği II için örneklem büyüklüğünün ve örneklem yeterliliğinin çok iyi olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca p< 0,05 olduğundan anlamlı çıkmıştır.

| Öğe | Başlangıç Özdeğerleri | | | Kare Yüklerin Çekme Toplamları | | | Kare Yüklerin Dönme Toplamları | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Toplam | %Varyans | %Kümülatif | Toplam | %Varyans | %Kümülatif | Toplam | %Varyans | %Kümülatif |
| 1 | 7,366 | 46,035 | 46,035 | 7,366 | 46,035 | 46,035 | 3,490 | 21,814 | 21,814 |
| 2 | 1,671 | 10,442 | 56,478 | 1,671 | 10,442 | 56,478 | 2,842 | 17,764 | 39,578 |
| 3 | 1,116 | 6,975 | 63,453 | 1,116 | 6,975 | 63,453 | 2,677 | 16,732 | 56,311 |
| 4 | 1,063 | 6,646 | 70,100 | 1,063 | 6,646 | 70,100 | 2,206 | 13,789 | 70,100 |
| 5 | 0,862 | 5,388 | 75,488 | | | | | | |
| 6 | 0,701 | 4,378 | 79,866 | | | | | | |
| 7 | 0,579 | 3,619 | 83,485 | | | | | | |
| 8 | 0,513 | 3,208 | 86,693 | | | | | | |
| 9 | 0,494 | 3,087 | 89,779 | | | | | | |
| 10 | 0,382 | 2,388 | 92,167 | | | | | | |
| 11 | 0,296 | 1,851 | 94,018 | | | | | | |
| 12 | 0,272 | 1,699 | 95,717 | | | | | | |
| 13 | 0,222 | 1,388 | 97,105 | | | | | | |
| 14 | 0,197 | 1,229 | 98,334 | | | | | | |
| 15 | 0,142 | 0,885 | 99,219 | | | | | | |
| 16 | 0,125 | 0,781 | 100,000 | | | | | | |

Kişisel Gelişim Ölçeği II, 4 boyuttan oluşmaktadır. Bu çalışmada beklenildiği gibi 4 faktörlü çıkmıştır. Soruların faktörlere dağılımı aşağıdaki tabloda verilmiştir.

| | Öğe | | | |
|---|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| S39 | 0,809 | | 0,318 | |
| S37 | 0,725 | 0,352 | | |
| S42 | 0,640 | 0,314 | | 0,375 |
| S40 | 0,639 | | | 0,576 |
| S45 | 0,608 | 0,440 | | |
| S41 | 0,577 | 0,455 | | 0,438 |
| S46 | 0,328 | 0,750 | | |
| S43 | | 0,735 | | 0,313 |
| S38 | 0,366 | 0,707 | | |
| S31 | | | 0,760 | |
| S33 | | | 0,746 | |
| S32 | 0,357 | | 0,666 | |
| S35 | | 0,475 | 0,643 | |
| S34 | 0,481 | 0,416 | 0,534 | |
| S44 | | 0,333 | | 0,780 |
| S36 | 0,319 | | | 0,764 |

**Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği II**

**Faktör I: Değişime Hazır Olma**

29- Bir birey olarak sürekli kendimi geliştirmeye çalışıyorum.

27- Kendimi geliştirmek için aktif bir şekilde çalışırım.

32- Kendimi geliştirmeye çalıştığım zaman mevcut olanakları kullanırım.

30- Kendimle ilgili değişiklikler yapmak için gerçekçi hedefleri nasıl belirleyeceğimi biliyorum.

35- Bir birey olarak gelişmek için fırsatları araştırırım.

31- Kendimle ilgili belirli bir değişikliği ne zaman yapmam gerektiğini bilirim.

**Faktör II: Planlı Olma**

36- Kendimle ilgili belirli şeyleri değiştireceğim zamanı bilirim.

33- Kendimle ilgili değişiklik yapmak için atacağım adımları biliyorum.

28- Kendimle ilgili neleri değiştirmem gerektiğini belirleyebilirim.

**Faktör III: Amaçlı Davranış**

21- Kendimle ilgili değiştirmek istediğim şeyler için gerçekçi hedefler belirlerim.

23- Kendimle ilgili değişiklik yapmak için gerçekçi bir planın nasıl yapılacağını biliyorum.

22- Kendimle ilgili belirli değişiklikler yapmaya hazır olduğum zamanı söyleyebilirim.

25- Kendimle ilgili değişiklik yapmaya çalıştığımda gelişimim için gerçekçi bir plan yaparım.

24- Kendimi geliştirmek için ortaya çıkan her fırsatı değerlendiririm.

**Faktör IV: Kaynak Kullanma**

34- Kendimi değiştirmeye çalıştığımda aktif olarak yardım almaya çabalarım.

26- Kendimle ilgili değişiklik yapmaya çalıştığım zaman başkalarından yardım isterim.

### 3.3.2. Cronbach's Alpha Test Sonuçları

Kullanmış olduğumuz İş Doyum Ölçeğinin ve Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği II' nin güvenilirliğini belirlemek için Cronbach's Alpha yöntemi kullanılmıştır.

**Tablo 3.3.** İş Doyum Ölçeğinin Cronbach's Alpha Test Sonuçları

| Cronbach's Alpha | Cronbach's Alpha Based on Standardized Items | N of Items |
|---|---|---|
| 0,929 | 0,930 | 20 |

İş Doyum ölçeğinde bulunan 20 sorunun Cronbach's Alpha değeri 0,93 çıkmıştır. Bu da kullanmış olduğumuz ölçeğin yüksek derece güvenilir olduğu anlamını taşımaktadır.

| | Öğe Silinmişse Ölçek Ortalaması | Öğe Silinmişse Ölçek Varyansı | Düzeltilmiş Öğe – Toplam Korelasyon | Çoklu Kare Korelasyon | Öğe Silinmişse Cronbach's Alpha |
|---|---|---|---|---|---|
| S11 | 69,9818 | 190,789 | 0,709 | 0,678 | 0,923 |
| S12 | 70,0818 | 191,177 | 0,555 | 0,462 | 0,926 |
| S13 | 70,1091 | 189,713 | 0,615 | 0,542 | 0,925 |
| S14 | 69,5727 | 194,926 | 0,604 | 0,502 | 0,925 |
| S15 | 69,9182 | 187,213 | 0,713 | 0,735 | 0,923 |
| S16 | 70,0909 | 191,001 | 0,617 | 0,711 | 0,925 |
| S17 | 70,1545 | 194,682 | 0,441 | 0,276 | 0,929 |
| S18 | 70,0545 | 185,447 | 0,659 | 0,589 | 0,924 |
| S19 | 69,7273 | 194,989 | 0,544 | 0,519 | 0,926 |
| S20 | 69,7091 | 193,052 | 0,617 | 0,570 | 0,925 |
| S21 | 69,6182 | 193,156 | 0,679 | 0,564 | 0,924 |
| S22 | 70,0182 | 195,871 | 0,500 | 0,410 | 0,927 |
| S23 | 70,7091 | 186,006 | 0,614 | 0,617 | 0,925 |
| S24 | 70,5818 | 188,833 | 0,545 | 0,579 | 0,927 |
| S25 | 70,2364 | 183,668 | 0,767 | 0,752 | 0,922 |
| S26 | 69,9455 | 185,703 | 0,749 | 0,741 | 0,922 |
| S27 | 70,2000 | 183,648 | 0,761 | 0,692 | 0,922 |
| S28 | 69,9091 | 192,946 | 0,524 | 0,409 | 0,927 |
| S29 | 69,5364 | 197,572 | 0,479 | 0,617 | 0,927 |
| S30 | 69,2818 | 200,791 | 0,474 | 0,619 | 0,928 |

Yukarıda görüleceği üzere Cronbach's Alpha if Item Deleted değerlerinin hiçbiri Cornbach's Alpha değeri olan 0,93'den büyük çıkmadığı için ölçekte bulunan sorulardan herhangi biri çıkartılamaz. Çünkü ölçeğin Cronbach's Alpha değeri ile soruların Cronbach's Alpha İf Item Deleted değeri birbirine çok yakındır. Yani güvenirlilik değerini arttırma şansımız yoktur.

**Tablo 3.4.** Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği II'nin Cronbach's Alpha Test Sonuçları

| Cronbach's Alpha | Cronbach's Alpha Based on Standardized Items | N of Items |
|---|---|---|
| ,916 | ,920 | 16 |

Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği II'de bulunan 16 sorunun Cronbach's Alpha değeri 0,92 çıkmıştır. Bu da kullanmış olduğumuz ölçeğin yüksek derece güvenilir olduğu anlamını taşımaktadır.

| | Öğe Silinmişse Ölçek Ortalaması | Öğe Silinmişse Ölçek Varyansı | Düzeltilmiş Öğe – Toplam Korelasyon | Çoklu Kare Korelasyon | Öğe Silinmişse Cronbach's Alpha |
|---|---|---|---|---|---|
| S31 | 58,0273 | 93,366 | 0,502 | 0,543 | 0,915 |
| S32 | 58,0273 | 93,623 | 0,577 | 0,539 | 0,912 |
| S33 | 58,1818 | 94,737 | 0,464 | 0,486 | 0,915 |
| S34 | 57,8182 | 91,820 | 0,627 | 0,743 | 0,910 |
| S35 | 57,9364 | 91,363 | 0,610 | 0,709 | 0,911 |
| S36 | 58,2909 | 92,759 | 0,511 | 0,598 | 0,914 |
| S37 | 57,7273 | 92,585 | 0,711 | 0,667 | 0,908 |
| S38 | 57,7000 | 93,276 | 0,672 | 0,582 | 0,909 |
| S39 | 57,6727 | 92,167 | 0,658 | 0,632 | 0,909 |
| S40 | 57,7909 | 91,158 | 0,667 | 0,706 | 0,909 |
| S41 | 57,8636 | 92,174 | 0,710 | 0,745 | 0,908 |
| S42 | 57,7545 | 91,967 | 0,672 | 0,690 | 0,909 |
| S43 | 57,7545 | 94,169 | 0,613 | 0,578 | 0,911 |
| S44 | 58,1818 | 92,609 | 0,505 | 0,584 | 0,915 |
| S45 | 57,7091 | 91,988 | 0,730 | 0,667 | 0,908 |
| S46 | 57,7455 | 93,237 | 0,641 | 0,619 | 0,910 |

Yukarıda görüleceği üzere Cronbach's Alpha if Item Deleted değerlerinin hiçbiri Cornbach's Alpha değeri olan 0,92'den büyük çıkmadığı için ölçekte bulunan sorulardan herhangi biri çıkartılamaz. Çünkü soruların Cronbach's Alpha if Item Deleted değerlerinin hiçbiri Cronbach's Alpha değerinden büyük çıkmamıştır.

### 3.3.3. Ayırma Analizi Sonuçları

#### 3.3.3.1. İş Doyum Ölçeğinin Ayırma Analizi Sonuçları

Yapmış olduğumuz bu çalışmamızda; pozisyon düzeyleri bağımlı değişken, işletme politikaları, bireysel faktörler, fiziksel faktörler, kontrol/otonomi, ücret ve kişilerarası faktörler ölçeklerine ilişkin puanlar bağımsız değişkenler olarak ele alınmıştır. Herhangi bir kayıp veriye rastlanılmamıştır.

**Tablo 3.5.** İş Doyum Ölçeğinin Grup İstatistikleri

| pozisyon | | Ortalama | Standart Sapma | Geçerli N (listeye göre) | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | | Ağırlıksız | Ağırlıklı |
| işveren | işletmepolitikaları_ortalama | 4,16 | 0,45607 | 5 | 5 |
| | bireyselfaktörler_ortalama | 3,6 | 1,03983 | 5 | 5 |
| | fizikselfaktörler_ortalama | 3,64 | 0,95289 | 5 | 5 |
| | kontrolotonomi_ortalama | 3,3 | 0,83666 | 5 | 5 |
| | ücret_ortalama | 4,3 | 0,44721 | 5 | 5 |
| | kişilerarasıfaktörler_ortalama | 3,9 | 0,54772 | 5 | 5 |
| yönetici | işletmepolitikaları_ortalama | 4,2571 | 0,59448 | 14 | 14 |
| | bireyselfaktörler_ortalama | 4,125 | 0,7054 | 14 | 14 |
| | fizikselfaktörler_ortalama | 4,2143 | 0,56821 | 14 | 14 |
| | kontrolotonomi_ortalama | 4,1071 | 0,52545 | 14 | 14 |
| | ücret_ortalama | 4,3571 | 0,77033 | 14 | 14 |
| | kişilerarasıfaktörler_ortalama | 4,3571 | 0,63332 | 14 | 14 |
| üstdüzeyçalışan | işletmepolitikaları_ortalama | 3,875 | 0,65359 | 24 | 24 |
| | bireyselfaktörler_ortalama | 3,5104 | 0,74264 | 24 | 24 |
| | fizikselfaktörler_ortalama | 4,025 | 0,67325 | 24 | 24 |
| | kontrolotonomi_ortalama | 3,8542 | 0,75871 | 24 | 24 |
| | ücret_ortalama | 4,3333 | 0,56466 | 24 | 24 |
| | kişilerarasıfaktörler_ortalama | 3,8542 | 0,56104 | 24 | 24 |
| işçi | işletmepolitikaları_ortalama | 3,3552 | 1,00473 | 67 | 67 |
| | bireyselfaktörler_ortalama | 2,9776 | 1,15448 | 67 | 67 |
| | fizikselfaktörler_ortalama | 3,7552 | 0,80289 | 67 | 67 |
| | kontrolotonomi_ortalama | 3,3209 | 1,05422 | 67 | 67 |
| | ücret_ortalama | 4,1866 | 0,82036 | 67 | 67 |
| | kişilerarasıfaktörler_ortalama | 3,6418 | 0,91621 | 67 | 67 |
| Toplam | işletmepolitikaları_ortalama | 3,62 | 0,93493 | 110 | 110 |
| | bireyselfaktörler_ortalama | 3,2682 | 1,08931 | 110 | 110 |
| | fizikselfaktörler_ortalama | 3,8673 | 0,76735 | 110 | 110 |
| | kontrolotonomi_ortalama | 3,5364 | 0,97376 | 110 | 110 |
| | ücret_ortalama | 4,2455 | 0,74731 | 110 | 110 |
| | kişilerarasıfaktörler_ortalama | 3,7909 | 0,83056 | 110 | 110 |

Sunulan grup istatistikleri incelendiğinde, işveren düzeyindeki kişilerin; İşletme Politikaları Ölçeği'ne ilişkin ortalaması 4.16, Bireysel Faktörler Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.60, Fiziksel Faktörler Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.64, Kontrol/Otonomi Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.30, Ücret Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 4.30, Kişilerarası Faktörler Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.90.

Yönetici düzeyindeki kişilerin; İşletme Politikaları Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 4.25, Bireysel Faktörler Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 4.12, Fiziksel Faktörler Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 4.21, Kontrol/Otonomi Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 4.10, Ücret

Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 4.35, Kişilerarası Faktörler Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 4.35.

Üst düzey çalışan düzeyindeki kişilerin; İşletme Politikaları Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.87, Bireysel Faktörler Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.51, Fiziksel Faktörler Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 4.02, Kontrol/Otonomi Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.85, Ücret Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 4.33, Kişilerarası Faktörler Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.85.

İşçi düzeyindeki kişilerin ise; İşletme Politikaları Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.35, Bireysel Faktörler Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 2.97, Fiziksel Faktörler Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.75, Kontrol/Otonomi Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.32, Ücret Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 4.18, Kişilerarası Faktörler Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.64.

Görüldüğü gibi pozisyon düzeyleri incelendiğinde Ücret Ölçeği' ne ilişkin puan ortalaması, yönetici düzeyinde çalışanlarınkinde kişilerarası faktörler ile aynı ortalamaya sahiptir. Bunun dışında kalan diğer bütün pozisyon ve faktörlerde en yüksek ortalamaya sahiptir.

**Tablo 3.6.** İş Doyum Ölçeğinin Özdeğerleri

| Fonksiyon | Özdeğer | % Varyans | % Kümülatif | Kanonik Korelasyon |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0,243[a] | 74,8 | 74,8 | 0,442 |
| 2 | 0,060[a] | 18,6 | 93,4 | 0,239 |
| 3 | 0,021[a] | 6,6 | 100 | 0,145 |

Tablo 3.6' da görüleceği üzere ayırma fonksiyonlarının sayısı 3 olduğu görülmektedir. Özdeğerler, bağımlı değişkendeki varyansın, fonksiyonların her biri tarafından ne kadarlık bir kısmının açıklanabileceğini göstermektedir (Oğuzlar, 2006: 79). Ayrıca tablo 9' da yer alan kanonik korelasyonlar katsayıları incelendiğinde; 1. fonksiyonun gruplar arası farklılıkların %44,2' sini, 2. fonksiyonun ise %23,9' unu ve 3. fonksiyonda %14,5' ini açıklayabildiğini söylemek mümkündür.

**Tablo 3.7.** İş Doyum Ölçeğinin Wilks' Lambda İstatistiği

| Fonksiyonların Testi | Wilks' Lambda | Ki - Kare | sd | Anl. |
|---|---|---|---|---|
| 1'den 3'e | 0,743 | 30,896 | 18 | 0,030 |
| 2'den 3'e | 0,923 | 8,301 | 10 | 0,599 |
| 3 | 0,979 | 2,208 | 4 | 0,698 |

Gruplar arası farklılıkların bir ölçüsü olan Wilk's Lambda istatistiği 1. fonksiyon için 0,74 olarak elde edilmiş ve 0,05 anlam seviyesinde anlamlı bulunmuştur (0,03<0,05). 2. fonksiyon için Wilk's Lambda 0,92 olarak elde edilmiştir ve 0,05 anlam seviyesinde anlamsız bulunmuştur (0,59>0,05). 3. Fonksiyon için ise Wilk's Lambda 0.98 olarak elde edilmiştir ve 0,05 anlam seviyesinde anlamsız bulunmuştur (0,69>0,05). Bu istatistiklerimiz arasından sıfıra en yakın Wilk's Lambda değeri 1. Fonksiyona aittir, 1. ve 3.grup arasında anlamlı bir fark vardır çıkarımı yapılabilir.

**Tablo 3.8.** İş Doyum Ölçeğinin Wilks' Lambda Grup Ortalamalarının Eşitliği Testi

| | Wilks' Lambda | F | sd1 | sd2 | Anl. |
|---|---|---|---|---|---|
| işletmepolitikaları_ortalama | 0,859 | 5,782 | 3 | 106 | 0,001 |
| bireyselfaktörler_ortalama | 0,862 | 5,673 | 3 | 106 | 0,001 |
| fizikselfaktörler_ortalama | 0,947 | 1,966 | 3 | 106 | 0,124 |
| kontrolotonomi_ortalama | 0,900 | 3,943 | 3 | 106 | 0,010 |
| ücret_ortalama | 0,990 | 0,356 | 3 | 106 | 0,785 |
| kişilerarasıfaktörler_ortalama | 0,918 | 3,139 | 3 | 106 | 0,028 |

Her bir bağımsız değişkenin anlamlılık düzeyi incelendiğinde, İşletme Politikaları Ölçeği (0,001<0,05), Bireysel Faktörler Ölçeği (0,001<0,05), Kontrol/Otonomi Ölçeği (0,010<0,05), Kişilerarası Faktörler Ölçeği (0,028<0,05)puanlarında gruplar ortalaması arasındaki farkların anlamlı olduğu; Fiziksel Faktörler Ölçeği (0,124>0,05) ve Ücret Ölçeği (0,785>0,05) grup ortalamaları arasındaki farkın anlamsız olduğu görülmektedir.

**Tablo 3.9.** İş Doyum Ölçeğinin Standartlaştırılmış Kanonik Ayırma Fonksiyon Katsayıları

| | Fonksiyon | | |
|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 |
| işletmepolitikaları_ortalama | 0,739 | -0,965 | 0,747 |
| bireyselfaktörler_ortalama | 0,468 | 0,084 | -0,435 |
| fizikselfaktörler_ortalama | -0,498 | 0,935 | -0,066 |
| kontrolotonomi_ortalama | 0,255 | 0,703 | 0,564 |
| ücret_ortalama | -0,239 | -0,162 | 0,302 |
| kişilerarasıfaktörler_ortalama | 0,190 | -0,046 | -1,086 |

Çokluk vd., (2010: 123)'ye göre; standartlaştırılmış ayırma fonksiyon katsayıları, modeldeki her bir bağımlı değişkenin tahmininde, bağımsız değişkenlerin göreceli etkisini gösterir. Tıpkı regresyon analizindeki beta katsayılarına karşılık gelirler.

$x_1$= İşletme Politikaları

$x_2$= Bireysel Faktörler

$x_3$= Fiziksel Faktörler

$x_4$= Kontrol/Otonomi

$x_5$= Ücret

$x_6$= Kişilerarası Faktörler olsun.

$y_1$= 0,739$x_1$ + 0,468$x_2$ - 0,498$x_3$ + 0,255$x_4$ - 0,239$x_5$ + 0,190$x_6$

1. fonksiyon ($y_1$) için; $x_1$' deki bir birimlik değişim 0,739' luk bir artışa, $x_2$' deki bir birimlik değişim 0,468'lik bir artışa, $x_3$ 'deki bir birimlik değişim -0,498' lik bir azalmaya, $x_4$'deki bir birimlik değişim 0,255'lik bir artışa, $x_5$'deki bir birimlik değişim -0,239'luk bir azalmaya ve $x_6$ 'daki bir birimlik değişim 0,190'lık bir artışa neden olmaktadır.

$y_2$= -0,965$x_1$ + 0,084$x_2$ + 0,935$x_3$ + 0,703$x_4$ - 0,162$x_5$ - 0,046$x_6$

2. fonksiyon ($y_2$) için; $x_1$' deki bir birimlik değişim -0,965'lik bir azalmaya, $x_2$' deki bir birimlik değişim 0,084'lük bir artışa, $x_3$'deki bir birimlik değişim 0,935'lik bir artışa, $x_4$'deki bir birimlik değişim 0,703'lük bir atış, $x_5$'deki bir birimlik değişim -0,162'lik bir azalmaya ve $x_6$'daki bir birimlik değişim -0,046'lık bir azalmaya neden olmaktadır.

$y_3$= 0,747$x_1$ - 0,435$x_2$ - 0,066$x_3$ + 0,564$x_4$ + 0,302$x_5$ - 1,086$x_6$

3. fonksiyon ($y_3$) için; $x_1$' deki bir birimlik değişim 0,747'lik bir atışa, $x_2$' deki bir birimlik değişim -0,435'lik bir azalmaya, $x_3$'deki bir birimlik değişim -0,066'lık bir azalmaya, , $x_4$'deki bir birimlik değişim 0,564'lük bir artışa, $x_5$'deki bir birimlik değişim 0,302'lik bir artışa ve $x_6$'daki bir birimlik değişim -1,086'lık bir azalmaya neden olmaktadır.

Tablo 3.9 incelendiğinde, gruplara ayırmaya en fazla katkısı bulunan bağımsız değişkenin;

1. fonksiyon ($y_1$) için "İşletme Politikaları ($x_1$)" değişkeni olduğu, 2. Fonksiyon ($y_2$) için ise "Fiziksel Faktörler ($x_3$)" değişkeni ve 3. Fonksiyon ($y_3$) için ise "İşletme Politikaları ($x_1$)" olduğu görülmektedir. Çünkü fonksiyonlar en yüksek katsayılara bu değişkenlerde sahiptirler.

**Tablo 3.10.** İş Doyum Ölçeğinin Yapı Matrisi Katsayıları

| | Fonksiyon | | |
|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 |
| işletmepolitikaları_ortalama | 0,819* | -0,026 | 0,219 |
| bireyselfaktörler_ortalama | 0,805* | 0,219 | -0,141 |
| kişilerarasıfaktörler_ortalama | 0,575* | 0,221 | -0,515 |
| kontrolotonomi_ortalama | 0,588 | 0,655* | 0,278 |
| fizikselfaktörler_ortalama | 0,391 | 0,553* | 0,040 |
| ücret_ortalama | 0,191 | 0,072 | 0,204* |

Yapı matrisi, anlamlı bulunan fonksiyon için en ayırt edici özelliğin ne olduğunu gösterir (Oğuzlar, 2006: 80-81). Çalışmamızdaki fonksiyonlardan 1. Fonksiyon anlamlı bulunmuştur. Bu fonksiyon için yapı matrisi katsayıları incelendiğinde ayırma fonksiyonu ile en yüksek korelasyonu veren bağımsız değişkenin işletme politikaları(0,819), en düşük korelasyonu veren bağımsız değişkenin ise ücret(0,191) olduğu görülmektedir.

**Tablo 3.11.** İş Doyum Ölçeğinin Box’s M Kovaryans Matrislerinin Eşitliği Testi

| | |
|---|---|
| Box's M | 133,441 |
| F | 2,727 |
| sd1 | 42 |
| sd2 | 5046,678 |
| Anl. | 0,000 |

Tablo 3.11’ de Box’s M testi sonucunda, kovaryans matrisi testi eşitliğini gösteren $H_0$ hipotezi kabul edilmemiştir (p<0,05 olduğundan $H_0$ hipotezi reddedilmiştir. $F_{(42;5046,678)}$= 2,727).

$H_0$: Kovaryans matrisleri eşittir.
$H_1$: Kovaryans matrisleri eşit değildir.

**Tablo 3.12.** İş Doyum Ölçeğinin Sınıflandırma Sonuçları

| | | pozisyon | Tahmin Edilen Grup Üyleği: işveren | yönetici | üstdüzeyçalışan | işçi | Toplam |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Orijinal | Sayı | işveren | 4 | 0 | 1 | 0 | 5 |
| | | yönetici | 1 | 10 | 1 | 2 | 14 |
| | | üstdüzeyçalışan | 4 | 5 | 10 | 5 | 24 |
| | | işçi | 9 | 11 | 12 | 35 | 67 |
| | % | işveren | 80,0 | 0,0 | 20,0 | 0,0 | 100,0 |
| | | yönetici | 7,1 | 71,4 | 7,1 | 14,3 | 100,0 |
| | | üstdüzeyçalışan | 16,7 | 20,8 | 41,7 | 20,8 | 100,0 |
| | | işçi | 13,4 | 16,4 | 17,9 | 52,2 | 100,0 |

a. 53,6% of original grouped cases correctly classified.

Tablo 3.12’de sunulan sınıflandırma sonuçlarına göre; işveren pozisyonundaki 5 kişiden 4’ü (%80), yönetici pozisyonundaki 14 kişiden 10’u (%71), üst düzey çalışan pozisyonundaki 24 kişiden 10’unu(%41) ve işçi pozisyonundaki 67 kişiden 35’i (%52) doğru sınıflandırılmıştır. Ayırma fonksiyonun toplam doğru sınıflandırma yüzdesi %53,6’dır.

### 3.3.3.2. Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II’ nin Ayırma Analizi Sonuçları

Yapmış olduğumuz bu çalışmamızda; pozisyon düzeyleri bağımlı değişken, değişime hazır olma, planlı olma, amaçlı davranış, kaynak kullanma ölçeklerine ilişkin puanlar bağımsız değişkenler olarak kabul edilmiştir ve herhangi bir kayıp veriye rastlanmamıştır.

**Tablo 3.13.** Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II’ nin Grup İstatistikleri

| | | | | Geçerli N (listeye göre) | |
|---|---|---|---|---|---|
| pozisyon | | Ortalama | Standart Sapma | Ağırlıksız | Ağırlıklı |
| işveren | değişimehazırolma_ortalama | 3,7000 | 1,03010 | 5 | 5,000 |
| | planlıolma_ortalama | 3,4000 | 1,09036 | 5 | 5,000 |
| | amaçlıdavranış_ortalama | 3,6800 | 0,91214 | 5 | 5,000 |
| | kaynakkullanma_ortalama | 3,6000 | 0,96177 | 5 | 5,000 |
| yönetici | değişimehazırolma_ortalama | 4,2024 | 0,52371 | 14 | 14,000 |
| | planlıolma_ortalama | 4,3095 | 0,49725 | 14 | 14,000 |
| | amaçlıdavranış_ortalama | 3,9857 | 0,62984 | 14 | 14,000 |
| | kaynakkullanma_ortalama | 3,6429 | 1,15073 | 14 | 14,000 |
| üstdüzeyçalışan | değişimehazırolma_ortalama | 4,1319 | 0,49631 | 24 | 24,000 |
| | planlıolma_ortalama | 4,0417 | 0,54118 | 24 | 24,000 |
| | amaçlıdavranış_ortalama | 3,7917 | 0,63924 | 24 | 24,000 |
| | kaynakkullanma_ortalama | 3,3750 | 1,14446 | 24 | 24,000 |
| işçi | değişimehazırolma_ortalama | 3,9204 | 0,82182 | 67 | 67,000 |
| | planlıolma_ortalama | 3,9851 | 0,77293 | 67 | 67,000 |
| | amaçlıdavranış_ortalama | 3,6866 | 0,83574 | 67 | 67,000 |
| | kaynakkullanma_ortalama | 3,5224 | 0,93918 | 67 | 67,000 |
| Toplam | değişimehazırolma_ortalama | 3,9924 | 0,74137 | 110 | 110,000 |
| | planlıolma_ortalama | 4,0121 | 0,72515 | 110 | 110,000 |
| | amaçlıdavranış_ortalama | 3,7473 | 0,77278 | 110 | 110,000 |
| | kaynakkullanma_ortalama | 3,5091 | 1,00454 | 110 | 110,000 |

Sunulan grup istatistikleri incelendiğinde,

İşveren düzeyindeki kişilerin; Değişime Hazır Olma Ölçeği’ ne ilişkin ortalaması 3.70, Planlı Olma Ölçeği’ ne ilişkin ortalaması 3.40, Amaçlı Davranış Ölçeği’ ne ilişkin ortalaması 3.68, Kaynak Kullanma Ölçeği’ ne ilişkin ortalaması 3.60.

Yönetici düzeyindeki kişilerin; Değişime Hazır Olma Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 4.20, Planlı Olma Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 4.30, Amaçlı Davranış Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.98, Kaynak Kullanma Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.64.

Üst Düzey Çalışan düzeyindeki kişilerin; Değişime Hazır Olma Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 4.13, Planlı Olma Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 4.04, Amaçlı Davranış Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.79, Kaynak Kullanma Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.37.

İşçi düzeyindeki kişilerin; Değişime Hazır Olma Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.92, Planlı Olma Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.98, Amaçlı Davranış Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.68, Kaynak Kullanma Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.52.

Görüldüğü gibi işveren pozisyon düzeyinde; Değişime Hazır Olma Ölçeği' ne ilişkin puan ortalaması, yönetici düzeyinde; Planlı Olma ne ilişkin puan ortalaması, üst düzey çalışan düzeyinde; Değişime Hazır Olma Ölçeği' ne ilişkin puan ortalaması, işçi düzeyinde; Planlı Olma Ölçeği' ne ölçeğine ilişkin puan ortalaması diğer ölçeklere nazaran daha büyük çıkmıştır. Toplamda ise Planlı Olma Ölçeği' nin ortalaması diğer ölçeklerin ortalamasından büyüktür.

**Tablo 3.14.** Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II' nin Özdeğerleri

| Fonksiyon | Özdeğer | % Varyans | %Kümülatif | Kanonik Korelasyon |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0,079[a] | 64,2 | 64,2 | 0,270 |
| 2 | 0,033[a] | 27,2 | 91,4 | 0,180 |
| 3 | 0,011[a] | 8,6 | 100,0 | 0,102 |

Tablo 3.14' te görüleceği üzere analizde üç tane kanonik ayırma fonksiyonu kullanılmıştır. Kanonik korelasyon katsayıları incelendiğinde; 1. fonksiyonun gruplar arası farklılıkların %27's ini, 2. Fonksiyon %18' ini ve son olarak üçüncü fonksiyon ise 10,2' sini açıklayabildiğini söylemek mümkündür.

**Tablo 3.15.** Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II' nin Wilks' Lambda İstatistiği

| Fonksiyonların Testi | Wilks' Lambda | Ki - Kare | sd | Anl. |
|---|---|---|---|---|
| 1'den 3'e | 0,888 | 12,512 | 12 | 0,405 |
| 2'den 3'e | 0,958 | 4,551 | 6 | 0,603 |
| 3 | 0,990 | 1,101 | 2 | 0,577 |

Gruplar arası farklılıkların bir ölçüsü olan Wilk’s Lambda istatistiği 1. fonksiyon için 0,88 olarak elde edilmiş ve 0,05 anlam seviyesinde anlamsız bulunmuştur (0,40>0,05). 2. fonksiyon için ise Wilk’s Lambda 0,95 olarak elde edilmiştir ve 0,05 anlam seviyesinde anlamsız bulunmuştur (0,60>0,05). 3. Fonksiyon için ise Wilk’s Lambda istatistiği 0.99 olarak elde edilmiştir ve 0,05 anlam seviyesinde anlamsız bulunmuştur (0,57>0,05). Bu istatistiklerimiz sıfıra yaklaşmadığı için gruplar arasında bir farklılık yoktur çıkarımı yapılabilir.

**Tablo 3.16.** Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II’ nin Wilks’ Lambda Grup Ortalamalarının Eşitliği Testi

| | Wilks' Lambda | F | sd1 | sd2 | Anl. |
|---|---|---|---|---|---|
| değişimehazırolma_ortalama | ,969 | 1,132 | 3 | 106 | ,340 |
| planlıolma_ortalama | ,944 | 2,077 | 3 | 106 | ,108 |
| amaçlıdavranış_ortalama | ,983 | ,615 | 3 | 106 | ,607 |
| kaynakkullanma_ortalama | ,993 | ,238 | 3 | 106 | ,870 |

Her bir bağımsız değişkenin anlamlılık düzeyi incelendiğinde, [Değişime Hazır Olma Ölçeği (0,34>0,05), Planlı Olma Ölçeği (0,10>0,05), Amaçlı Davranış Ölçeği (0,60>0,05), Kaynak Kullanma Ölçeği (0,87>0,05)] puanlarında grup ortalamaları arasındaki farkların tümünün anlamsız olduğu görülmektedir.

**Tablo 3.17.** Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II’ nin Standartlaştırılmış Kanonik Ayırma Fonksiyon Katsayıları

| | Fonksiyon | | |
|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 |
| değişimehazırolma_ortalama | 0,438 | -1,262 | -0,246 |
| planlıolma_ortalama | 0,982 | 1,020 | -0,177 |
| amaçlıdavranış_ortalama | -0,306 | -0,284 | 1,009 |
| kaynakkullanma_ortalama | -0,624 | 0,669 | 0,457 |

$x_1$= Değişime Hazır Olma

$x_2$= Planlı Olma

$x_3$= Amaçlı Davranış

$x_4$= Kaynak Kullanma olsun.

$y_1$= 0,438$x_1$ + 0,982$x_2$ - 0,306$x_3$ - 0,624$x_4$

1. fonksiyon ($y_1$) için; $x_1$'deki bir birimlik değişim 0,438'lik bir artışa, $x_2$' deki bir birimlik değişim 0,982'lik bir atışa, $x_3$' deki bir birimlik değişim -0,306'lık bir azalmaya ve $x_4$' deki bir birimlik değişim -0,624'lük bir azalmaya neden olmaktadır.

$y_2$= -1,262$x_1$ + 1,020$x_2$ - 0,284$x_3$ + 0,669$x_4$

2. fonksiyon ($y_2$) için; $x_1$'deki bir birimlik değişim -1,262'lik bir azalmaya, $x_2$'deki bir birimlik değişim 1,020'lik bir artışa, $x_3$'deki bir birimlik değişim-0,284'lük bir azalmaya ve $x_4$'deki bir birimlik değişim 0,669'luk bir artışa neden olmaktadır.

$y_3$=-0,246$x_1$ - 0,177$x_2$ + 1,009$x_3$ + 0,457$x_4$

3. fonksiyon ($y_3$) için; $x_1$'deki bir birimlik değişim -0,246'lık bir azalmaya, $x_2$'deki bir birimlik değişim -0,177'lik bir azalmaya, $x_3$'deki bir birimlik değişim 1,009'luk bir artışa ve $x_4$'deki bir birimlik değişim 0,457'lik bir artışa neden olmaktadır.

Tablo 3.17 incelendiğinde, gruplara ayırmaya en fazla katkısı bulunan bağımsız değişkenin;

1. fonksiyon($y_1$) için "Planlı Olma ($x_2$)" değişkeni olduğu, 2. fonksiyon ($y_2$) için de "Planlı Olma ($x_2$)" değişkeni ve 3. Fonksiyon ($y_3$) için ise "Amaçlı Davranış ($x_3$)" olduğu görülmektedir. Çünkü fonksiyonlar en yüksek katsayılara bu değişkenlerde sahiptirler.

**Tablo 3.18.** Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II' nin Yapı Matrisi Katsayıları

| | Fonksiyon | | |
|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 |
| planlıolma_ortalama | 0,826* | 0,295 | 0,449 |
| değişimehazırolma_ortalama | 0,569* | -0,359 | 0,464 |
| amaçlıdavranış_ortalama | 0,309 | -0,169 | 0,920* |
| kaynakkullanma_ortalama | -0,055 | 0,296 | 0,581* |

Yapı matrisi, anlamlı bulunan fonksiyon için en ayırt edici özelliğin ne olduğunu gösterir (Oğuzlar, 2006: 80 – 81). Çalışmamızdaki fonksiyonlar anlamsız bulunduğundan fonksiyonlar için en ayırt edici özelliğin ne olduğuna da bakılmasına gerek yoktur.

**Tablo 3.19.** Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II' nin Box's M Kovaryans Matrislerinin Eşitliği Testi

| | | |
|---|---|---|
| Box's M | | 48,870 |
| F | | 1,278 |
| | sd1 | 30 |
| | sd2 | 838,672 |
| | Anl. | 0,147 |

Box's M testi sonucunda, kovaryans matrisi testi eşitliğini gösteren $H_0$ hipotezi kabul edilmiştir (p>0,05 olduğundan. $F_{(30;838,672)} = 1,278$ ). Bu durum kovaryans matrislerinin homojen olduğunu gösterir.

$H_0$: Kovaryans matrisleri eşittir.

$H_1$: Kovaryans matrisleri eşit değildir.

**Tablo 3.20.** Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II' nin Sınıflandırma Sonuçları

| | | | Tahmin Edilen Grup Üyeliği | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | pozisyon | işveren | yönetici | üstdüzeyçalışan | işçi | Toplam |
| Orijinal | Sayı | işveren | 3 | 1 | 1 | 0 | 5 |
| | | yönetici | 1 | 4 | 5 | 4 | 14 |
| | | üstdüzeyçalışan | 4 | 6 | 7 | 7 | 24 |
| | | işçi | 19 | 21 | 13 | 14 | 67 |
| | % | işveren | 60,0 | 20,0 | 20,0 | 0,0 | 100,0 |
| | | yönetici | 7,1 | 28,6 | 35,7 | 28,6 | 100,0 |
| | | üstdüzeyçalışan | 16,7 | 25,0 | 29,2 | 29,2 | 100,0 |
| | | işçi | 28,4 | 31,3 | 19,4 | 20,9 | 100,0 |

a. 25,5% of original grouped cases correctly classified.

Sınıflandırma sonuçlarına göre; işveren pozisyonundaki 5 kişiden 3'ü (%60), yönetici pozisyonundaki 14 kişiden 4'ü (%28), üst düzey çalışan pozisyonundaki 24 kişiden 7'sini(%29) ve işçi pozisyonundaki 67 kişiden 14'ü (%20) doğru sınıflandırılmıştır. Ayırma fonksiyonun toplam doğru sınıflandırma yüzdesi %25,5'tir.

#### 3.3.3.3. İş Doyum Ölçeği ve Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II Arasında Yapılan Ayırma Analizinin Bulguları

Son uygulamamızda ise çalışanların iş yerlerindeki pozisyon düzeyleri bağımlı değişken, iş doyum ölçeği ve kişisel gelişim yönelimi ölçeği - II" ölçeklerine ilişkin puanları bağımsız değişkenler olarak kabul edilmiştir. Ayırma analizi sonucunda herhangi bir kayıp veriye rastlanılmamıştır.

**Tablo 3.21.** İş Doyum Ölçeği ve Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II' nin Grup İstatistikleri

| pozisyon | | Ortalama | Standart Sapma | Geçerli N (listeye göre) | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | | Ağırlıksız | Ağırlıklı |
| işveren | işdoyum_ortalama | 3,8167 | 0,46856 | 5 | 5,000 |
| | kişiselgelişim_ortalama | 3,5950 | 0,93385 | 5 | 5,000 |
| yönetici | işdoyum_ortalama | 4,2363 | 0,52329 | 14 | 14,000 |
| | kişiselgelişim_ortalama | 4,0351 | 0,58058 | 14 | 14,000 |
| üstdüzeyçalışan | işdoyum_ortalama | 3,9087 | 0,49774 | 24 | 24,000 |
| | kişiselgelişim_ortalama | 3,8351 | 0,50951 | 24 | 24,000 |
| işçi | işdoyum_ortalama | 3,5396 | 0,73070 | 67 | 67,000 |
| | kişiselgelişim_ortalama | 3,7786 | 0,68154 | 67 | 67,000 |
| Toplam | işdoyum_ortalama | 3,7214 | 0,69196 | 110 | 110,000 |
| | kişiselgelişim_ortalama | 3,8152 | 0,64620 | 110 | 110,000 |

Sunulan grup istatistikleri incelendiğinde, işveren düzeyindeki kişilerin; İş Doyum Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.81, Kişisel Gelişim Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.59,

Yönetici düzeyindeki kişilerin; İş Doyum Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 4.23, Kişisel Gelişim Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 4.03,

Üst düzey çalışan düzeyindeki kişilerin; İş Doyum Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.90, Kişisel Gelişim Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.83.

İşçi düzeyinde çalışanların ise İş Doyum Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.53, Kişisel Gelişim Ölçeği' ne ilişkin ortalaması 3.77 olarak elde edilmiştir.

Görüldüğü gibi bütün pozisyon düzeyleri incelendiğinde, bazı pozisyonlarda iş doyum ölçeğinin grup ortalaması, bazı pozisyonlarda da kişisel gelişim ölçeğinin grup ortalaması daha yüksektir.

**Tablo 3.22.** İş Doyum Ölçeği ve Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II' nin Özdeğerleri

| Fonksiyon | Özdeğer | % Varyans | % Kümülatif | Kanonik Korelasyon |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0,162[a] | 93,0 | 93,0 | 0,373 |
| 2 | 0,012[a] | 7,0 | 100,0 | 0,110 |

Tablo 3.22'de görüleceği üzere analizde iki tane kanonik ayırma fonksiyonu kullanılmıştır. Kanonik korelasyon katsayıları incelendiğinde; 1. fonksiyonun gruplar arası farklılıkların %37,3' ünü ve 2. fonksiyonun ise %11' ini açıklayabildiğini söylemek mümkündür.

**Tablo 3.23.** İş Doyum Ölçeği ve Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II' nin Wilks' Lambda İstatistiği

| Fonksiyonların Testi | Wilks' Lambda | Ki - Kare | sd | Anl. |
|---|---|---|---|---|
| 1'den 2'ye | 0,851 | 17,161 | 6 | 0,009 |
| 2 | 0,988 | 1,282 | 2 | 0,527 |

Gruplar arası farklılıkların bir ölçüsü olan Wilk's Lambda istatistiği 1. fonksiyon için 0,85 olarak elde edilmiş ve 0,05 anlam seviyesinde anlamlı bulunmuştur (0,00<0,05). 2. fonksiyon için ise Wilk's Lambda 0,98 olarak elde edilmiştir ve 0,05 anlam seviyesinde anlamsız bulunmuştur (0,52>0,05).

**Tablo 3.24.** İş Doyum Ölçeği ve Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II' nin Wilks' Lambda Grup Ortalamalarının Eşitliği Testi

| | Wilks' Lambda | F | sd1 | sd2 | Anl. |
|---|---|---|---|---|---|
| işdoyum_ortalama | 0,869 | 5,307 | 3 | 106 | 0,002 |
| kişiselgelişim_ortalama | 0,978 | ,809 | 3 | 106 | 0,492 |

Her bir bağımsız değişkenin anlamlılık düzeyi incelendiğinde, İş Doyum Ölçeği' nin puanlarında grup ortalamaları arasındaki farkların anlamlı olduğu (0,00<0,05) ve Kişisel Gelişim Ölçeği puanlarında grup ortalamaları arasındaki farkların anlamsız (0,49>0,05) olduğu görülmektedir.

**Tablo 3.25.** İş Doyum Ölçeği ve Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II'nin Standartlaştırılmış Kanonik Ayırma Fonksiyon Katsayıları

| | Fonksiyon | |
|---|---|---|
| | 1 | 2 |
| işdoyum_ortalama | 1,131 | -0,315 |
| kişiselgelişim_ortalama | -0,325 | 1,128 |

$x_1$= İş Doyum
$x_2$= Kişisel Gelişim olsun.
$y_1$= 1,131$x_1$ - 0,325$x_2$
1. fonksiyon ($y_1$) için; $x_1$' deki bir birimlik değişim 1,131'lik bir artışa ve $x_2$' deki bir birimlik değişim -0,325'lik bir azalmaya neden olmaktadır.

$y_2$= -0,315$x_1$ + 1,128$x_2$

2. fonksiyon ($y_2$) için; ; $x_1$' deki bir birimlik değişim -0,315'lik bir azalmaya ve $x_2$' deki bir birimlik değişim 1,128'lik bir artışa neden olmaktadır.

Tablo 3.25 incelendiğinde, gruplara ayırmaya en fazla katkısı bulunan bağımsız değişkenin;
1. fonksiyon ($y_1$) için "İş Doyum" değişkeni olduğu, 2. fonksiyon($y_2$) için ise "Kişisel Gelişim" değişkeni olduğu görülmektedir. Çünkü en yüksek katsayılar bu değişkenlere aittir.

**Tablo 3.26**. İş Doyum Ölçeği ve Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II' nin Yapı Matrisi Katsayıları

| | Fonksiyon | |
|---|---|---|
| | 1 | 2 |
| işdoyum_ortalama | 0,961* | 0,277 |
| kişiselgelişim_ortalama | 0,268 | 0,963* |

Wilks' Lambda Grup Ortalamalarının Eşitliği Testi sonucunda sadece 1. fonksiyon anlamlı bulunmuştur. Bu fonksiyon için yapı matrisi katsayıları incelendiğinde, diskriminant fonksiyonu ile en yüksek korelasyonu veren bağımsız değişkenin iş doyum(0,961) olduğu görülmektedir.

**Tablo 3.27.** İş Doyum Ölçeği ve Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II' nin Box's M Kovaryans Matrislerinin Eşitliği Testi

| | |
|---|---|
| Box's M | 13,332 |
| F | 1,338 |
| sd1 | 9 |
| sd2 | 1475,253 |
| Anl. | 0,212 |

Box's M testi sonucunda, kovaryans matrisi testi eşitliğini gösteren $H_0$ hipotezi kabul edilmiştir (p>0,05 olduğundan. $F_{(9;1475,,253)} = 1,338$ ). Bu durum kovaryans matrislerinin homojen olduğunu gösterir.

$H_0$: Kovaryans matrisleri eşittir.
$H_1$: Kovaryans matrisleri eşit değildir.

**Tablo 3.28.** İş Doyum Ölçeği ve Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II' nin Sınıflandırma Sonuçları

| | | | Tahmin Edilen Grup Üyeliği | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | pozisyon | işveren | yönetici | üstdüzeyçalışan | işçi | Toplam |
| Orijinal | Sayı | işveren | 3 | 1 | 0 | 1 | 5 |
| | | yönetici | 3 | 7 | 1 | 3 | 14 |
| | | üstdüzeyçalışan | 7 | 9 | 3 | 5 | 24 |
| | | işçi | 15 | 17 | 4 | 31 | 67 |
| | % | işveren | 60,0 | 20,0 | ,0 | 20,0 | 100,0 |
| | | yönetici | 21,4 | 50,0 | 7,1 | 21,4 | 100,0 |
| | | üstdüzeyçalışan | 29,2 | 37,5 | 12,5 | 20,8 | 100,0 |
| | | işçi | 22,4 | 25,4 | 6,0 | 46,3 | 100,0 |

a. 40,0% of original grouped cases correctly classified.

Sınıflandırma sonuçlarına göre; işveren düzeyindeki 5 kişiden 3'ü (%60), yönetici düzeyindeki 14 kişiden 7'si (%50), üst düzey çalışan düzeyindeki 24 kişiden 3'ü(%12), işçi düzeyindeki 67 kişiden 31'i (%46) doğru sınıflandırılmıştır. Ayırma fonksiyonun toplam doğru sınıflandırma yüzdesi %40'dır.

# DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

# SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada, farklı alanlarda ve farklı pozisyonlarda çalışan kişilerin, işlerinden duydukları iş tatminlerinin ve kişisel gelişim yönelimlerinin ayırt edici öğelerinin ayırma analizi ile belirlenmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla kişilere iki farklı ölçekten oluşan anket uygulanmış ve elde edilen verilere aşamalı ayırma analizi uygulanmıştır.

Anketin ilk bölümünde 20 soruluk İş Doyum Ölçeği' n den, ikinci bölümünde ise 16 soruluk Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği – II' den yararlanılmıştır. Bu ölçeklerin geçerliliği için Faktör Analizi, güvenilirliği için Cronbach's Alpha Testi uygulanmıştır.

Elde edilen sonuçlara bakıldığında, İş Doyum ölçeği; 6 boyuttan oluşmuş ve KMO Testi 0,88 çıkmıştır. Bu da İş Doyum Ölçeği için örneklem büyüklüğünün ve örneklem yeterliliğinin çok iyi olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca $p< 0,05$ değerimizde anlamlı çıkmıştır. Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği –II ise 4 boyuttan oluşmuş ve KMO Testinin sonucu 0,83 çıkmıştır. Bu da Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği II için örneklem büyüklüğünün ve örneklem yeterliliğinin çok iyi olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca $p< 0,05$ değerimizde anlamlı çıkmıştır.

Cronbach's Alpha değerleri ise İş Doyum Ölçeği' n de 0,92 çıkmıştır, kullanmış olduğumuz ölçeğin yüksek derece güvenilir olduğu anlamını taşımaktadır. Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği II' de ise Cronbach's Alpha değeri 0,91 çıkmıştır ve bu da kullanmış olduğumuz ölçeğin yüksek derece güvenilir olduğu anlamını taşımaktadır.

Daha sonraki aşamalarda; ilk önce İş Doyum Ölçeği için kendi içerisinde ayırma analizi, ardından Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği için kendi içerisinde ayırma analizi ve son olarak da ölçekler arasında ayırma analizi uygulanmıştır.

İş Doyum Ölçeğine göre yapılan ayırma analizinde pozisyon (İşveren, yönetici, üst düzey çalışan, işçi gruplarını içermektedir.) değişkeni bağımlı değişken, iş doyum faktörleri (işletme politikaları, bireysel faktörler, kişilerarası faktörler, kontrol/otonomi, fiziksel faktörler, ücret) de bağımsız değişkenler olarak ele alınmıştır. Analiz sonucunda 3 farklı ayırma fonksiyonundan sadece 1. Fonksiyon anlamlı bulunmuştur, bu ayırma fonksiyonu üzerinde de en etkili olan değişkenin işletme politikaları olduğu yapı matrisine bakılarak anlaşılmıştır. Ele alınan 4 grubun sınıflandırmasının %53,6 oranında doğru yapıldığı tespit edilmiştir.

Kişisel Gelişim Ölçeği içinde aynı şekilde pozisyon değişkeni bağımlı değişken, kişisel gelişim faktörleri (değişime hazır olma, planlı olma, amaçlı davranış, kaynak kullanma) bağımsız değişkenler olarak ele alınmıştır. Yapılan analiz sonucunda 3 farklı ayırma fonksiyonu da anlamsız bulunmuştur. Ayrıca bazı bağımsız değişkenler analiz dışı bırakılarak korelasyon matrisi düşürülmeye çalışılmış ancak hiçbir fark görülmemiştir, her durumda fonksiyonlar anlamsız çıkmıştır. 4 grubun doğru sınıflandırma yüzdesi %25,5 olarak bulunmuştur.

Ölçekler arasında yapılan ayırma analizinde ise yine pozisyon değişkeni bağımlı değişken, iş doyum ve kişisel gelişim bağımsız değişkenler olarak kabul edilmiştir. Analiz sonucunda; 2 farklı ayırma fonksiyonundan 1. fonksiyon anlamlı bulunmuştur, bu ayırma fonksiyonu üzerinde de en etkili değişkenin iş doyum değişkeni olduğu yapı matrisine bakılarak anlaşılmıştır. Ele alınan 4 grubun sınıflandırılmasının %40 oranında doğru yapıldığı tespit edilmiştir.

# KAYNAKÇA


1 14, 2019 tarihinde http://www.academia.edu adresinden alındı

02 07, 2019 tarihinde https://spssiletezanalizleri.wordpress.com/regresyon - korelasyon adresinden alındı

01 23, 2019 tarihinde http.//web.deu.edu.tr/upk 15 /docs /seminersunumları adresinden alındı

04 13, 2019 tarihinde http://www.pdrdergisi.org/index.php/pdr/article/dowland/428/374 adresinden alındı

10 25, 2018 tarihinde http://tr.m.wikipedia.org/wiki/Celsius . adresinden alındı

02 17, 2019 tarihinde http://baskent.edu.tr/~matemel/courses/veri_analizi_regresyon_ analizi.ppt . adresinden alındı

www. istatistik.gen.tr, (2018, 10 24) adresinden alındı

Akgül, A., ve Çevik, O. (2003). *İstatistiksel Analiz Teknikleri* (2. b.). Ankara: Emek Ofset.

Akgül, A., ve Çevik, O. (2003). *İstatistiksel Analiz Teknikleri - SPSS'te İşletme Yönetimi Uygulamaları.* Ankara: Emek Ofset.

Albayrak, A. (2006). *Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistik Teknikleri.* Ankara: Asil Yayın.

Alpar, R. (2011). *Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Yöntemler.* Ankara: Detay Yayıncılık.

Altınışık, S. (1999). Eğitimde Toplam Kalite Yönetiminin Sağlanmasında Okul Yöneticilerinin İş Doyumunun Önemi. *KATÜ Fatih Eğitim Fakültesi Eğitim Bilimleri Kongresinde sunulmuş Bildiri.* Trabzon.

Altuışık, R., Coşkun, R., Bayraktaroğlu, S., ve Yıldırım, E. (2005). *Sosyal Bilimlerde Araştırma Yöntemleri* (7. b.). Sakarya: Sakarya Kitapevi.

Bayat, B. (2014). Uygulamalı Sosyal Bilim Araştırmalarında Ölçme, Ölçekler ve Liket Ölçek Kurma Tekniği. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve idari Bilimler Fakültesi Dergisi*, *16*(3), 1-24. 11 13, 2018 tarihinde dergipark.gov.tr adresinden alındı

Bircan, H. (2004). Tıp Verleri Üzerine Bir Uygulama. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*(2), 185 - 208.

Büyüköztürk, Ş. (2018). *Veri Analizi El Kitabı* (24 b.). Ankara: Pegem Akademi.

*content.lms.sabis.sakarya.edu.tr*. 11 29, 2018 tarihinde alındı

Çakmak, Z., ve Gürda, H. (2015). lAraştırma Görevlilerinin İş Tatmin Düzeyi İle İletişim Düzeyinin Ayırt Edici Öğelerinin Diskriminant Analizi ile Belirlenmesi. *Dergi Park*, *1*(4), 1518.

Çevik, O. (2004). *Lojistik Regresyon Analizi İle Tokat Sanayi Sitesi İşletmelerinde Bir Uygulama* (Cilt 18). İktisadi Ve İdari Bilimler Dergisi.

Çokluk, Ö. (2010). *Sosyal Bilimler İçin Çok Değişkenli İstatistik.* Ankara: Pegem Akedemi Yayıncılık.

Çokluk, Ö. (2012). Sosyal Bilimler İçin Çok Değişkenli İstatistik: SPSS ve USREL UYGULAMALARI. *2. baskı*. Ankara: Pegem Akademi Yay. Eğt. Dan. Hizm. Tic. Ltd. Şti.

Deniz, M. (2005). *Bir Tutum Çeşiti Olarak İş Tatmini, Örgütsel Davranış Boyutlarından Seçmeler.* (M. Tikici, Dü.) Ankara: Nobel Yayınları.

E., S. P. (1997). *Job Satisfaction: Applications, Assesment, Causes and Coonsequences.* London: Sage Publications.

Erciyas, N. ( 2016, Nisan). Çoklu Bağlantı Sorunu. 4.

Günel, A. (1977). Faktör Analizi. *İ.Ü.O.F Dergisi, 27*(1), 133-159.

Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., and Black, W. C. (1998). *Multivariate Date Analysis.* New Jersey: Prentice Hall.

Kalaycı, Ş. (2006). *SPSS Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistik Teknikleri.* Ankara: ASil Yayın Dağıtım.

Kalaycı, Ş. (2010). *Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistik Teknikleri.* Ankara: Dinamik Akademi Yayın Dağıtım.

Kalkan, S., ve Özden, Ü. (2017). Dünya Üniversitelerinin İtibarını Etkileyen Değişkenlerin Kanonik Korelasyon Analizi İle Belirlenmesi. *Social Research Journal, 6*(2), 11 - 19.

Karagöz, Y. (2016). *SPSS ve AMOS23 Uygulamalı istatistiksel Analizler.* Ankara: Nobel Akademik Yayıncılık Eğitim Danışmanlık Tic. Ltd. Şti.

Karagöz, Y., ve Kösterelioğlu, İ. (2008). İletişim Becerileri Değerlendirme Ölçeğinin Faktör Analizi Metodu İle Geliştirilmesi. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi* (21), 84.

Kayaalp, T. (2015). Çoklu Regresyon Modelinde Değişken Seçiminin Zootekniğe Uygulanışı. *Çukurova Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi, 30*(1), 2 - 4.

Kline, P. (1994). *An Easy Guide To Factor Analysis* (1. b.). London: Routledge.

Miner, J. (1992). *Industrial Organizational Psycholog.* New York: Mc Graw Hill.

Muck, İ. (1978). İşletmelerde Modern Bir Araştırma Tekniği: Faktör Analizi, Yayınlanmamış Doçentlik Tezi. İstanbul.

Nakip, M. (2003). *Pazarlama Araştrıma Teknikleri ve (SPSS Destekli) Uygulamaları* (5. b.). Ankara: Seçkin Yayınclık.

Oğuzlar, A. (2006). Hanehalkı Tipi Kır - Kent Ayrımının Diskriminant Analizi İle İncelenmesi. *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*(11), 70 - 84.

Özdamar, K. (2002). *Paket Programlar İle İstatistiksel Veri Analizi I* (10. b.). Eskişehir: Kaan Kitabevi.

Özsoy, E., Uslu, D., Karakiraz, A., ve Aras, M. (2014). İş Tatmininin Ölçümünde Ölçek Kullanımı: Lisansüstü Tezleri Üzerinden Bir İnceleme. *İşletme Araştırmaları Dergisi, 6*(1), 232 - 250.

Robitschek, C., and Cook, S. (1999). *Yhe İnfluence of Personal Growth İntiative Andcoping Styles on Career Exploration and Vocational İdentity.* Vocat Behav.

S. Bumaroğlu, E. O., ve Özen, Ü. (2009). *Birleşmiş Milletler Kalkınma Programı Beşeri Kalkınma Endeksi Verilerini Kullanılarak Diskriminant Analizi ve*

*Lojistik Regresyon AnalizininnSınıflandırma Performanslarının Karşılaştırılması* (25 b.).

Sharma, S. (1996). *Applied Multivariate Techniques.* New York: John Wiley and Sons Lınc.

Tabacinick, B., ve Fidell, L. (2015). *Çok Değişkenli İstatistiklerin Kullanımı* (6. b.). (M. Baloğlu, Çev.) Ankara: Nobel Akademik Yayıncılık.

Tatlıdil, H. (1996). *Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistiksel Analiz.* Ankara: Cem Ofset Ltd.Şti.

Tavşancıl, E. (2002). *Tutumların Ölçülmesi ve SPSS İle Veri Analizi* (4. b.). Ankara: Nobel Yayıncılık.

Tezer, E. (2016). İş Doyum Ölçeğinin Güüvenilirlik ve Geçerliliği. *Türk Psikolojik Danışma ve Rehberlik Dergisi, 2*(16), 33 - 35.

Tütüncü, Ö., ve Çiçek, O. (2000). İş Doyumunun Ölçülmesi : İzmir İl Sınırlarında Faaliyet Gösteren Seyahat Acenteleri Üzerine Bir İnceleme. *Anatolia Turizm Araştırmaları Dergisi, 11*(4), 124 - 128.

Üngören, E., Doğan, H., Özmen, M., ve Tekin, Ö. (2009). Otel Çaloşanlarının Tükenmişilik ve İş Tatmin Düzeyleri İlişkisi. *Yaşar Üniversitesi Dergisi, 17*(5), 2922 - 2937.

Ünsal, A. (2000). Diskriminant Analizi Ve Uygulaması Üzerine Bir Örnek. *Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi*(3), 19.

R. A. (2010). *Sosyal Bilimlerde Araştırma Yöntemleri, SPSS Uygulamalı* (9 b.). Sakarya: Sakarya Yayıncılık.

Yalçın, İ., ve Malkoç, A. (2013). Kişisel Gelişim Yönelimi Ölçeği II'nin Türkçeye Uyarlanması ve Psikometrik Özelliklerinin İncelenmesi. *Düşünen Adam The Journal of Psychiatry and Neurological Sciences*(26), 256 - 266.

Yıldırım, F. (2014, Ekim 27). İş Doyumu İle Örgütsel Adalet İlişkisi. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi, 62*(1).

# EKLER

## EK-1 Anket

**AÇIKLAMA**

Bu çalışmada, kişilerin çalıştıkları sektördeki iş doyum düzeyi ile kişisel gelişim düzeyinin ayırt edici öğelerinin diskriminant analizi ile belirlenmesini amaçlayan ifadeler bulunmaktadır. Sizden bu maddeleri dikkatlice okuyup her birinde belirtilen ifadelerden hangisinin sizin için en uygun olduğu belirtmeniz istenmektedir. Yüksek Lisans tezim için gerekli olan bu çalışmamda bana yardımcı olabilirseniz çok memnun olurum.

Şimdiden ankete olan katılımınızdan ve ilginizden dolayı teşekkür ederim.

1. Cinsiyetiniz:
☐ Kadın ☐ Erkek
2. Yaşınız:
☐ 18-24 ☐ 25-31 ☐ 32-38 ☐ 39-45 ☐ 46-54 ☐ 55+
3. Eğitim Durumunuz:
☐ İlkokul ☐ Ortaokul ☐ Lise ☐ Üniversite ☐ Lisansüstü
4.Medeni Durumunuz;
☐ Evli ☐ Bekar
5. Çalışma Şekliniz:
☐ Kamu ☐ Özel ☐ Serbest Meslek
6. Çalıştığınız Sektör:
☐ Eğitim ☐ Sağlık ☐ Mühendislik ☐ Esnaf
☐ Turizm ☐ İşçi ☐ Memur ☐ Diğer (………………)
7. İşinizde kaç yıllık deneyiminiz vardır?
☐ 0-1 ☐ 2-4 ☐ 5-10 ☐ 11 ve üstü
8. İş Yerindeki Pozisyonunuz:
☐ İş veren ☐ Yönetici ☐ Üst Düzey Çalışan ☐ İşçi
9. Yaşadığınız Bölge:
☐ Marmara ☐ Ege ☐ Akdeniz ☐ İç Anadolu
☐ Karadeniz ☐ Doğu Anadolu ☐ Güneydoğu Anadolu
10. Yaşadığınız İl (………………….)

Sayın Katılımcı, lütfen aşağıdaki maddeleri dikkatlice okuyunuz. Her bir ifadeye ne derece katıldığınızı aşağıdaki ölçekleri kullanarak işaret koyarak belirtiniz.

| | | Hiç Memnun Değilim | Memnun Değilim | Kararsızım | Memnunum | Çok Memnunum |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | İş yerimde sürekli bir şeylerle meşgul olma imkanım vardır. | | | | | |
| 2 | Tek başına çalışma olanağım vardır. | | | | | |
| 3 | Ara sıra değişik şeyler yapabilme imkanına sahibim. | | | | | |
| 4 | Çalıştığım iş toplumda saygın bir kişi olma şansını bana verir. | | | | | |
| 5 | Yöneticimin elemanlarına karşı tutumu hoşuma gider. | | | | | |
| | | Hiç Memnun Değilim | Memnun Değilim | Kararsızım | Memnunum | Çok Memnunum |
| 6 | Yöneticim karar verme konusunda yeterlidir. | | | | | |
| 7 | Vicdanıma aykırı olmayan şeyleri yapabilme şansım vardır. | | | | | |
| 8 | Çalıştığım iş bana sürekli bir iş güvencesi sağlar. | | | | | |
| 9 | Başkaları için bir şeyler yapabilme olanağım vardır. | | | | | |
| 10 | Başkalarına ne yapacaklarını söyleme imkanım vardır. | | | | | |
| 11 | Yeteneklerimi kullanarak bir şeyler yapabilirim. | | | | | |
| 12 | Firma politikasını uygulama imkanım vardır. | | | | | |
| 13 | Aldığım ücret yaptığım işin karşılığıdır. | | | | | |
| 14 | İş içinde terfi olanağı vardır. | | | | | |
| 15 | İşim kendi kararlarımı uygulama serbestliğini bana verir. | | | | | |
| 16 | İşimi yaparken kendi yöntemlerimi kullanabilme şansım vardır. | | | | | |
| 17 | Çalışma şartları benim için idealdir. | | | | | |
| 18 | Çalışma arkadaşlarım birbiriyle anlaşabilmektedir. | | | | | |
| 19 | Yaptığım iyi bir iş karşılığında aldığım övgü beni motive eder. | | | | | |
| 20 | Yaptığım iş karşılığında duyduğum başarı hissi beni tatmin eder. | | | | | |

| | | Hiç Katılmıyorum | Çoğunlukla Katılmıyorum | Kısmen Katılmıyorum | Kısmen Katılıyorum | Çoğunlukla Katılıyorum | Tamamen Katılıyorum |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 21 | Kendimle ilgili değiştirmek istediğim şeyler için gerçekçi hedefler belirlerim. | | | | | | |
| 22 | Kendimle ilgili belirli değişiklikler yapmaya hazır olduğum zamanı söyleyebilirim. | | | | | | |
| 23 | Kendimle ilgili değişiklik yapmak için gerçekçi bir planın nasıl yapılacağını biliyorum. | | | | | | |
| 24 | Kendimi geliştirme için ortaya çıkan her fırsatı değerlendiririm. | | | | | | |
| 25 | Kendimle ilgili değişiklik yapmaya çalıştığımda, gelişimim için gerçekçi bir plan yaparım. | | | | | | |
| 26 | Kendimle ilgili değişiklik yapmaya çalıştığım zaman başkalarından yardım isterim. | | | | | | |
| 27 | Kendimi geliştirmek için aktif bir şekilde çalışırım. | | | | | | |
| 28 | Kendimle ilgili neleri değiştirmem gerektiğini belirleyebilirim. | | | | | | |
| 29 | Bir birey olarak sürekli kendimi geliştirmeye çalışıyorum. | | | | | | |
| 30 | Kendimle ilgili değişiklikler yapmak için gerçekçi hedefleri nasıl belirleyeceğimi biliyorum. | | | | | | |
| | | Hiç Katılmıyorum | Çoğunlukla Katılmıyorum | Kısmen Katılmıyorum | Kısmen Katılıyorum | Çoğunlukla Katılıyorum | Tamamen Katılıyorum |
| 31 | Kendimle ilgili belirli bir değişikliği ne zaman yapmam gerektiğini bilirim. | | | | | | |
| 32 | Kendimi geliştirmeye çalıştığım zaman mevcut olanakları kullanırım. | | | | | | |
| 33 | Kendimle ilgili değişiklik yapmak için atacağım adımları biliyorum. | | | | | | |
| 34 | Kendimi değiştirmeye çalıştığımda aktif olarak yardım almaya çabalarım. | | | | | | |
| 35 | Bir birey olarak gelişmek için fırsatları araştırırım. | | | | | | |
| 36 | Kendimle ilgili belirli şeyleri değiştireceğim zamanı bilirim. | | | | | | |

## EK-2 Ölçek Kullanım İzni

Kişisel Gelişim Yönelimi Kullanım İzni

Ilhan.Yalcin@ankara.edu.tr
1.04.2019 Pzt 13:10

Merhaba Aslı Hanım,

Ölçeği tez çalışmanızda kullanabilirsiniz elbette.

Çalışmalarınızda kolaylıklar diliyorum.

İyi günler...

İlhan Yalçın