G.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi, 4/2000, 35-60

İşletmelerin Mali Yapılarına İstatistiksel Bir Yaklaşım

Aydın Ünsal*

In this study, we investigate multivariate analysis of variance. The mean vectors of bank-rupt firms and non-bank rupt firms are compared.

Giriş

Bu araştırmada Çok Degişkenli Tek Faktor Varyans Analizi (MANOVA) aracılığıyla mali başarılı ve mali başarısız şirketlerin mali analizinde kullanılan rasyoların oluşturdugu ortalama vektörleri arasında fark olup olmadığı araştırıldı. Bu anlamda da Çok Değişkenli Tek Faktör Varyans Analizinin bir uyğulaması yapıldı.

Bu amaçla Sermaye Piyasası Kuruluna (SPK) bağlı mali başarısız 43 şirketten analize uygun bilancoya sahip 16`sı,analize alındı. Yine aynı kuruma bağlı mali başarılı 848 şirketden tesadufi seçilen 70 şirketin analize uygun bilançoya sahip 55 şirket analize dahil edildi.

1. ÇOK DEĞİŞKENLİ TEK FAKTÖR VARYANS ANALİZİ (MANOVA)

Varyans Analizi (ANOVA), tek bir bağımlı değişken olduğunda, bu bağımlı değişkendeki değişkenliği faktör seviyeleri aracılığıyla açıklamaya çalışır.Eğer bağımlı değişken sayısı birden fazla ise çok değişkenli varyans analizi (Multivariate Analysis of Variance) MANOVA modeli ile bağımlı değişkenlerdeki değişkenlik açıklanır.

Bu nedenle, bu bölümde önce tek faktör varyans analizi modelinin bir özeti yapılıp, ANOVA ile MANOVA arasındaki ilişki kurulduktan sonra araştırmamız için gerekli olan tek faktör MANOVA modelinin çözümlemesi yapılacaktır.

* Doç. Dr., G.Ü.İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü Öğretim Üyesi

1.1 TEK FAKTÖR VARYANS ANALİZİ (ANOVA)

Ortalamaları sırasıyla m_1, m_2 ,....., m_p ve varyansları s^2 olan normal dağılıma sahip P yığından, birbirlerinden bağımsız ve rassal olarak elde edilen Yij gözlem değerlerini dikkate alalım. P yığın bir faktörün düzeyleri olarak ele alındığında j. faktör düzeyinde (j = 1, 2 ,..., p) yapılan i. gözlem değerini (i = 1, 2 ,.., n_j) Y_{ij} ile göstermek olanaklıdır. Bu anlamda, y_{ij} gözlem değeri aşağıdaki doğrusal modelle tanımlanabilir. *(Jeremy, 1974, s : 207)*

$$y_{ij} = \mu + \alpha_i + e_{ij} \tag{1.1}$$

Burada; a_a

y_{ij} : j. faktörde yapılan i. gözlem değerini, (j = 1, 2 ,..., p ; i = 1, 2 ,..., n_j)

m : Genel ortalamayı,

α_j : j. faktör düzeyinin etkisi,

e_{ij} : j. faktörde yapılan i. gözlem değerindeki hata miktarını ifade eder.

Hata terimi e_{ij} 'ler ortalaması sıfır, varyansı s^2 olan normal dağılıma sahip rassal değişkenlerdir.

(1.1) nolu modelde yer alan, p faktör düzeyinin bağımlı değişken Y_{ij} 'ye etkilerinin birbirlerinden farklı olup olmadıkları, " faktör düzeyi etkileri arasında fark yoktur. " anlamındaki aşağıdaki H_0 hipotezinin testi ile anlaşılır.

$$Ho: \alpha_1 = \alpha_2 = ... = \alpha_p \tag{1.2}$$

H_0 boş hipotezine karşın araştırma hipotezi H_A,

H_A: en az iki faktör düzeyinin etkisi birbirinden farklıdır

şeklinde kurulur. (1.1) modeline alternatif olarak aşağıdaki modeli kurmak olanaklıdır.

$$y_{ij} = m_j + e_{ij} \tag{1.3}$$

Eğer model (1.3) 'de olduğu gibi kurulmuş ise parametrelerin anlamı da doğal olarak değişir. Bu nedenle, μ_j. j. faktör düzeyinin etkisi ile birlikte genel ortalamayı içerir. Modelin (1.3) 'de olduğu gibi kurulması nedeniyle (1.2) 'deki boş hipotezide aşağıdaki gibi oluşturma gereği ortaya çıkar.

$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_p$ (1.4)

H_A : En az iki ortalama arasında fark vardır.

Şimdi de (1.1) ve (1.3) modellerine ilişkin matris notasyonunu geliştirelim. j. faktör düzeyinde yapılan gözlem sayısının n_j olduğunu daha önce belirtmiştik. Toplam gözlem sayısı n , faktör düzeylerinde (j = 1 ,..., p) yapılan gözlem sayılarının toplamına eşittir. Yani,

$n = n_1 + n_2 + ... + n_p$ dir.

O halde, gözlem, hata terimleri ve parametre vektörlerinin devriklerini sırasıyla aşağıda olduğu gibi göstermek olanaklıdır.

$$y' = \left[y_{11}, y_{21}, \ldots, y_{n_1}, y_{21}, y_{22}, \ldots, y_{n2}, 2, \ldots, y_{1p}, y_{2p}, \ldots, y_{n_p}, p\right]$$

(1.5)

$$e' = \left[e_{11}, e_{21}, \ldots, e_{n_1}, e_{21}, e_{22}, \ldots, e_{n2}, 2, \ldots, e_{1p}, e_{2p}, \ldots, e_{n_p}, p\right]$$

$$\mu' = \left[\mu, \alpha_1, \alpha_2, \ldots, \alpha_p\right] \quad (1.6)$$

(1.5) ve (1.6) 'daki eşitliklerden yararlanılarak (1.1) 'deki tek faktör varyans analizi modeline ilişkin tasarım matrisi X aşağıdaki gibi oluşturulur.

$$X = \left|\begin{array}{cccccc}
1 & 1 & \ldots & 0 & \ldots & 0 \\
1 & 1 & & 0 & \ldots & 0 \\
1 & . & & . & & . \\
. & . & & . & & . \\
. & 1 & & 0 & & . \\
. & 0 & & 1 & & . \\
. & 0 & & 1 & & . \\
. & . & & . & & . \\
. & . & & . & & . \\
. & . & & 1 & & . \\
. & . & & 0 & & 1 \\
. & . & & . & & 1 \\
. & . & & . & & . \\
. & . & & . & & . \\
1 & 0 & \ldots & 0 & \ldots & 1
\end{array}\right|$$

X matrisinin 1. sütunu (1.1) 'deki modelde μ olması nedeniyle 1 'lerden, j. sütunu ise j. faktör seviyesinde n_j gözlem yapılmış olması nedeniyle $n_1 + n_2 + ... + n_{j-1}$ 'ci satırına kadar sıfırlardan, bundan sonra gelen n_j satırda 1 'lerden ve geri kalan satırlarda tekrar sıfırlardan oluşur. p faktör seviyesinde toplam n - gözlem yapılmış olması nedeniyle de, X - tasarım matrisi n x p boyutlu bir matristir.

(1.1) tek faktör varyans analizi modelini, (1.5) ve (1.6) eşitlikleriyle (1.7)'deki tasarım matrisi X 'den yararlanarak aşağıdaki gibi matris notasyonu ile yeniden yazmak olanaklıdır. (*Jeremy,1974, s : 209*)

$$\begin{bmatrix} y_{11} \\ y_{21} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{n1} \\ y_{12} \\ y_{22} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{n2} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{1p} \\ y_{2p} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{np} \end{bmatrix}_{nx1} = \begin{bmatrix} 1\ 1\ 0 \dots 0 \\ 1\ 1\ 0 \dots 0 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ 1\ 1\ 0 \dots 0 \\ 1\ 0\ 1 \dots 0 \\ 1\ 0\ 1 \dots 0 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ 1\ 0\ 1 \dots 0 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ 1\ 0\ 0 \dots 1 \\ 1\ 0\ 0 \dots 1 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ 1\ 0\ 0 \dots 1 \end{bmatrix}_{nx(p+1)} \begin{bmatrix} \mu \\ \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \alpha_p \end{bmatrix}_{(p+1)x1} + \begin{bmatrix} e_{11} \\ e_{21} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ e_{n1} \\ e_{12} \\ e_{22} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ e_{n2} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ e_{1p} \\ e_{2p} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ e_{np} \end{bmatrix}_{nx1} \qquad (1.8)$$

$$Y_{nx1} = X_{nxp+1} \quad \alpha_{(p+1)x1} + e_{nx1}$$

Eğer model (1.3) 'de olduğu üzere kurulmuş ise X - tasarım matrisi (1.8) 'de olduğundan farklıdır. Bu modele ilişkin tasarım matrisi aşağıdaki gibidir.

$$X = \begin{bmatrix} 1 \dots 0 \\ 1 \dots 0 \\ \cdot\ \cdot\ \cdot \\ 1 \dots 0 \\ \cdot\ \cdot\ \cdot \\ \cdot\ \cdot\ \cdot \\ 0 \dots 1 \\ 0 \dots 1 \\ \cdot\ \cdot\ \cdot \\ 0 \dots 1 \end{bmatrix}$$

(1.1) ve (1.3) tek faktör varyans analizi modellerinde parametre tahminleri en küçük kareler yöntemi ile yapılır. Parametrelerin tahmin değerleri (1.1) modeli için

$$\hat{\mu} = \sum_{j=1}^{p} \sum_{i=1}^{n} \frac{y_{ji}}{n} \qquad (1.8a)$$

$$= y_{..}$$

y.. : (Genel ortalama)

$$\hat{\alpha}_j = y_{.j} - y_{..} \qquad (1.8b)$$

$y_{.j}$: j. faktör düzeyinin ortalamasıdır.

(1.3) modeli için parametrelerin tahmin değerleri,

$$\hat{\mu}_j = y_{.j}$$

olarak elde edilir.

(1.8a) ve (1.8b) 'deki parametre tahminlerinden sonra (1.1) nolu tek faktör varyans analizi modelini aşağıdaki gibi yazmak olanaklıdır.

$$y_{ij} = y_{..} + (y_{.j} - y_{..}) + (y_{ij} - y_{.j}) \qquad (1.1.a)$$

(gözlemler) = (tüm örnek ortalaması) + (j. faktör düzeyinin etkisi) + (Hata terimi)

Burada;

$y_{..}$: Model (1.1) 'deki μ 'nun tahmin edicisidir.

$\hat{\alpha}_j = y_{.j} - y_{..}$: j. faktör düzeyi a_j 'nin tahmin edicisidir.

$y_{ij} - y_{.j}$: e_{ij} hata teriminin tahmin edicisidir.

(1.2) ve (1.4) hipotezlerinin test edilmesi için gerekli olan F - istatistiğinin elde edilebilmesi için toplam kareler toplamı (TKT):

$$TKT = \sum_{j=1}^{p} \sum_{i=1}^{nj} (y_{ji} - y_{..})^2 \tag{1.8c}$$

gruplar arası kareler toplamı (GAKT) :

$$GAKT = \sum_{j=1}^{p} n_j (y_{.j} - y_{..})^2 \tag{1.8d}$$

ve grup içi kareler toplamı (GİKT):

$$GİKT = \sum_{j=1}^{p} \sum_{i=1}^{nj} (y_{ji} - y_{.j})^2 \tag{1.8e}$$

olarak iki parçaya ayrılır. Daha sonra gruplar arası ortalama kare toplamı (GAOK) ve grup içi ortalama kareler toplamı (GİOK) sırasıyla (GAKT) ve (GIKT)'nin serbestlik dereceleri (p - 1) ve (n – p) 'ye bölünerek elde edilir.

(1.2) veya (1.4) H_0 boş hipotezinin testi için gerekli F istatistiği gruplar arası ortalama karesinin (GAOK), grup içi ortalama karesine (GİOK) bölünerek aşağıdaki gibi elde edilir,

$$\alpha F_{n-p}^{p-1} = \frac{GAOK}{GİOK} \tag{1.8f}$$

Araştırmacının ilgilendiği α - anlamlılık düzeyine karşılık gelen F - tablo değeri, yukarıda hesaplanan F - hesaplanan değerden küçük ise (1.2) ve (1.4) boş hipotezleri red edilir.

Tek faktör varyans analizi modeli için bu aşamaya kadar olan adımları Tablo (1.1) 'de olduğu üzere özetlemek olanaklıdır. *(Ünsal,1993, s: 48)*

TABLO: 1.1. Tek Faktör Varyans Analizi (ANOVA)

Kaynak	*Tanımsal Formüller*	*Hesaplama Formüller*	*S.D.*	Ortalama *Karelerin Beklenen Değeri*	*Ortalama Kareler*	*F*
GAKT (Gruplar arası kareler toplamı)	$\sum_{i=1}^{p} n_i (y_{i.} - y_{..})^2$	$\sum_{i=1}^{p} \frac{(\Sigma y_{ij})^2}{n_{ij}} - (\frac{\Sigma\Sigma y_{ij}}{n})^2$	p – 1	$\sigma e^2 + \frac{n_j \Sigma \alpha_i^2}{p-1}$	$\frac{GAKT}{(p-1)}$	$\frac{GAO.}{GİOP}$
GİKT (Gruplar içi kareler toplamı)	$\sum_{j=1}^{p} \sum_{i=1}^{ni} (y_{ij} - y_{i.})^2$	$\sum_{j=1}^{p} \sum_{i=1}^{ni} y_{ij}^2 - \sum_{i=1}^{p} \frac{(\Sigma y_{ij})^2}{n}$	n – p	σ^2	$\frac{GİKT}{(n-p)}$	
TKT (Toplam kareler toplamı)	$\sum_{j=1}^{p} \sum_{i=1}^{ni} (y_{ij} - y_{..})^2$	$\sum_{j=1}^{p} \sum_{i=1}^{ni} y_{ij}^2 - \frac{(\Sigma\Sigma y_{ij})^2}{n}$	n – 1	$\sigma^2 + \frac{\sum_{i=1}^{p} \alpha_i^2}{(n-1)}$	$\frac{TKT}{(n-1)}$	

H_0 boş hipotezlerinin reddinden sonra hangi faktör düzeylerinin birbirlerinden farklı olduğunun belirlenmesi için araştırmaya uygun ikili karşılaştırma yöntemi seçilerek ikili karşılaştırmalar yapılır.

(1.1) nolu tek faktör varyans analizi modeli,

$y_{ij} = \mu + \alpha_j + \varepsilon_{ij}$ 'de

eğer j = 2 , yani faktörün iki düzeyi varsa (1.2) ve (1.4) H_0 boş hipotezleri,

$H_0 : \mu_1 = \mu_2$ veya $H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0$

şeklinde ifade edilir. Bu boş hipotezlerin testi için, (1.2) ve (1.4) boş hipotezlerinin testinde kullanılan (1.8.f) 'deki F - istatistiği yerine t - istatistiği de kullanılabilir.

Buraya kadar tek faktör varyans analizi modeli incelendi. Tek faktör varyans analizi modelinde, herhangi bir faktör düzeyinde tek bir bağımlı değişken dikkate alınarak bu bağımlı değişkene ilişkin varyans çözümlemesi yapıldı. Eğer aynı faktör düzeyinde birden fazla bağımlı değişkene ilişkin gözlem yapılmış ve bu bağımlı değişkenlerdeki değişimin kaynağı araştırılacak ise tek faktör çok değişkenli varyans analizi (MANOVA) modeline gereksinme vardır.

Bu bölümde, tek faktör çok değişkenli varyans analizi (MANOVA) modeli, tek faktör varyans analizi modelinde uygulanan adımlar doğrultusunda incelenip, bağımlı değişkenlerdeki değişimin kaynağı ortaya çıkarılacak.

1.2. ÇOK DEĞİŞKENLİ TEK FAKTÖR VARYANS ANALİZİ (MANOVA)

Tek faktör çok değişkenli varyans analizi (MANOVA), g - yığından (gruptan) elde edilen p - değişkene ilişkin yığın ortalama vektörlerinin birbirine eşit olup olmadığını araştırır. Eğer yığın ortalama vektörleri birbirlerinden farklı ise ortalama vektörlerin birbirlerinden istatistiksel olarak farklı olduğunu ortaya çıkarır.

g - yığında p - değişkenin herbirine ilişkin n_j gözlemin yapıldığı varsayıldığında aşağıdaki veri kümesi elde edilir.

Değişkenler	I.Yığın(Grup)	II.Yığın(Grup)	...	g.Yığın(Grup)
Bireyler	$\alpha_1\ \alpha_2 \dots \alpha_p$	$\alpha_1\ \alpha_2 \dots \alpha_p$	...	$\alpha_1\ \alpha_2 \dots \alpha_p$
1	$y_{111}\ y_{121} \dots y_{1p1}$	$y_{211}\ y_{221} \dots y_{2p1}$		$y_{g11}\ y_{g21} \dots y_{gp1}$
2	$y_{112}\ y_{122} \dots y_{1p2}$	$y_{212}\ y_{222} \dots y_{2p2}$		$y_{g12}\ y_{g22} \dots y_{gp2}$
J	... ...	... ...		... ...
...	$y_{11n1}\ y_{12n2} \dots y_{1pnp}$	$y_{21n1}\ y_{22n2} \dots y_{2pnp}$	...	$y_{g2n1}\ y_{g2n2} \dots y_{gpnp}$
Ortalama vektör	$\mu_{11}\ \mu_{12} \dots \mu_{1p}$	$\mu_{21}\ \mu_{22} \dots \mu_{2p}$	...	$\mu_{g1}\ \mu_{g2} \dots \mu_{gp}$

Burada;

y_{ijk} : i. (i =1, 2 ,....., g) yığında j. (j = 1, 2 ,....., p) değişkene ilişkin k. (k = 1, 2 , ..., n_p) gözlem değerini ifade eder.

(1.9) 'daki veri kümesini aşağıdaki gibi matris formunda göstermek olanaklıdır.

Değişkenler	Yığınlar / Birimler	I. yığın	II. yığın	....	g. yığın
	1	Y_{111}	y_{211}	....	y_{g11}
	2	Y_{112}	y_{212}	....	y_{g12}
α_1	.				
	.				
	n_1	y_{11n_1}	y_{21n_1}	....	y_{g1n_1}
	1	y_{121}	y_{221}	....	y_{g21}
	2	y_{122}	y_{222}	....	y_{g22}
a_2	.				
	.				
	n_2	y_{12n_2}	y_{22n_2}	....	y_{g2n_2}
	.				
	.				
	1	y_{1p1}	y_{2p1}	....	y_{gp1}
	2	y_{1p2}	y_{2p2}	....	y_{gp2}
a_p	.				
	.				
	n_p	y_{1pn_p}	y_{2pn_p}	....	y_{gpn_p}

(1.10)

(1.10) 'daki gözlem kümesini oluşturan y_{ijk} 'ların aşağıdaki sayıltıları sağladığı varsayılır.

1) g yığının ortalama vektörleri m_1 , m_2 ,..., m_g dir. Farklı yığınlarda elde edilen n_j çaplı rassal örnekler birbirlerinden bağımsızdır.

2) Tüm yığınların kovaryans matrisleri birbirlerine eşittir yani, $\Sigma_1 = \Sigma_2 = .. = \Sigma_g$

3) Herbir yığın çoklu normal dağılıma sahiptir.

1.3 ÇOK DEĞİŞKENLİ TEK FAKTÖR VARYANS ANALİZİ (MANOVA) MODELİ

g - yığın ortalama vektörünün karşılaştırılmasına ilişkin MANOVA modelini

$$y_{ijk} = \mu + a_{ij} + e_{ijk} \tag{1.11}$$

şeklinde yazmak olanaklıdır. Burada ;

y_{ijk} : i.yığında j. değişkene ilişkin k.gözlem değeri (i = 1, 2 ,...., g; j =1, 2, ..., p; k = 1, 2 ,....., n_j)

a_{ij} : i. yığındaki j. değişkenin etkisini,

e_{ijk} : i. yığındaki j. değişkenin k. gözlemindeki yapılan hatayı ifade eder.

e_{ijk} 'lar birbirlerinden bağımsız ve ortalamaları sıfır, kovaryans matrisi Â olan normal dağılıma sahiptir.

Tek faktör varyans analizi modeli (1.1) 'e karşılık çok değişkenli tek faktör varyans analizi modeli (1.11) 'de olduğu üzere ifade edilir.

(1.8) 'deki tek faktör varyans analizi modeline karşılık gelen çok değişkenli varyans analizi modelini $N = n_1 + n_2 + ... + n_p$ olmak üzere,

$$Y_{Nxg} = X_{Nx(p+1)}\, \alpha_{(p+1)xg} + e_{Nxg} \tag{1.12}$$

şeklinde matris notasyonu ile yazmak olanaklıdır. (1.12) açık formda da aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$
\begin{bmatrix}
y_{111} & y_{211} & \cdots & y_{g11} \\
y_{112} & y_{212} & \cdots & y_{g12} \\
\cdots & \cdots & & \cdots \\
y_{11n_1} & y_{21n_1} & \cdots & y_{g1n_1} \\
y_{121} & y_{221} & \cdots & y_{g21} \\
y_{122} & y_{222} & \cdots & y_{g22} \\
\cdots & \cdots & & \cdots \\
y_{12n_2} & y_{212n_2} & \cdots & y_{g12n_2} \\
. & & & \\
. & & & \\
y_{1p1} & y_{2p1} & \cdots & y_{gp1} \\
y_{1p2} & y_{2p2} & \cdots & y_{gp2} \\
\cdots & \cdots & & \cdots \\
y_{1pn_p} & y_{2pn_p} & \cdots & y_{gpn_p}
\end{bmatrix}_{Nxg}
=
\begin{bmatrix}
1\ 1\ 0 \ldots 0 \\
1\ 1\ 0 \ldots 0 \\
. \\
1\ 1\ 0 \ldots 0 \\
1\ 0\ 1 \ldots 0 \\
1\ 0\ 1 \ldots 0 \\
. \\
. \\
. \\
1\ 0\ 1 \ldots 0 \\
. \\
. \\
1\ 0\ 0 \ldots 1 \\
1\ 0\ 0 \ldots 1 \\
. \\
. \\
1\ 0\ 0 \ldots 1
\end{bmatrix}_{Nx(p+1)}
\begin{bmatrix}
m_1 & m_2 & \ldots & m_g \\
\alpha_{11} & \alpha_{21} & \ldots & \alpha_{g1} \\
\alpha_{12} & \alpha_{22} & \ldots & \alpha_{g2} \\
. & & & \\
. & & & \\
\alpha_{1p} & \alpha_{2p} & \ldots & \alpha_{gp}
\end{bmatrix}_{(p+1)xg}
+
\begin{bmatrix}
e_{111} & e_{211} & \cdots & e_{g11} \\
e_{112} & e_{212} & \cdots & e_{g12} \\
\cdots & \cdots & & \cdots \\
e_{11n_1} & e_{21n_1} & \cdots & e_{g1n_1} \\
e_{121} & e_{221} & \cdots & e_{g21} \\
e_{122} & e_{222} & \cdots & e_{g22} \\
\cdots & \cdots & & \cdots \\
e_{12n_2} & e_{212n_2} & \cdots & e_{g12n_2} \\
. & & & \\
. & & & \\
e_{1p1} & e_{2p1} & \cdots & e_{gp1} \\
e_{1p2} & e_{2p2} & \cdots & e_{gp2} \\
\cdots & \cdots & & \cdots \\
e_{1pn_p} & e_{2pn_p} & \cdots & e_{gpn_p}
\end{bmatrix}_{Nxg}
$$

$$
Y_{N\,x\,g} \quad = \quad X_{N\,x\,(p+1)} \quad a_{(p+1)\,x\,g} \quad + \quad e_{N\,x\,g} \qquad (1.13)
$$

Gerek (1.12) gerekse (1.13) 'deki X - tasarım matrisi (1.7) 'de olduğu üzere (1.8) 'deki X - tasarım matrisi ile aynıdır. *(Jeremy, 1974, s : 211)*

Tek faktör varyans analizi modelinde H_0 boş hipotezi (1.2) 'ye karşılık MANOVA 'da H_0 hipotezi aşağıdaki gibi oluşturulur. *(Jabson, 19926, s : 215)*

$$
Ho = \begin{bmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{12} \\ . \\ . \\ \alpha_{1p} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{21} \\ \alpha_{22} \\ . \\ . \\ \alpha_{2p} \end{bmatrix} = \ldots = \begin{bmatrix} \alpha_{g1} \\ \alpha_{g2} \\ . \\ . \\ \alpha_{gp} \end{bmatrix} \qquad (1.14)
$$

Burada;

a_{ij} :i. yığındaki j. değişkenin (veya j.faktör düzeyinin) etkisi olarak tanımlanır.

H_0 boş hipotezinin fiziki anlamı ; i. (i = 1, 2 ,...., g) yığın ortalama vektörü ile *l*. (*l* = 1, 2 ,....., g) (i π *l*) yığın ortalama vektörü arasında fark yoktur. Araştırma hipotezi de, en az iki yığın ortalama vektörü birbirinden farklıdır şeklinde kurulur. Bir başka ifade ile yığın (grup) ortalamaları birbirinden farklıdır. *(Bray,Maxwell , s : 14 -15)*

Paramatrelerin tahmin değeri olan (1.8a) ve (1.8b) 'ye karşılık MANOVA 'da

$$\hat{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^{g} \sum_{j=1}^{p} \sum_{k=1}^{n_p} y_{jik}}{N} \tag{1.15}$$

$= y_{...}$ (Genel ortalama)

ve,

i. yığındaki j. değişkenin (veya faktör düzeyinin) etkisi $\hat{\alpha}_{ij}$,

$$\hat{\alpha}_{ij} = y_{ij.} - y_{..} \tag{1.16}$$

olarak elde edilir.Burada;

$Y_{ij.}$: i. yığındaki j. değişkende yapılan gözlemlerin ortalamasını ifade eder.

(1.15) ve (1.16) 'daki parametre tahminlerinden yararlanarak, (1.11)'deki çok değişkenli tek faktör varyans analizi modelini aşağıda olduğu üzere yeniden yazmak olanaklıdır.

$$y_{ijk} = y_{...} + (y_{ij} - y_{...}) + (y_{ijk} - y_{ij.}) \tag{1.17}$$

Burada;

Y_{ijk} : i.yığındaki j.değişkenin (veya faktör düzeyinin) k.gözlem değerini

$y_{...}$: Genel örnek ortalaması $\hat{\mu}$'yı

$\hat{\alpha}_{ij} = y_{ij.} - y_{..}$: i.yığındaki j.faktör düzeyinin etkisini

$y_{ijk} - y_{...}$: i.yığının j.değişkenin k.gözlem değerindeki hatayı ifade eder.

Hipotez testi:

Şimdi de , (1.14) boş hipotezinin testi için gerekli olan, tek faktör varyans analizi modeli için H_0 hipotezinin testini sağlayan (1.8f)'de verilen F istatistiğine karşılık gelen, istatsitiği araştıralım.

Bu nedenle, toplam kareler toplamını ifade eden aşağıdaki matris çarpımında, gruplar arası kareler toplamına karşılık gelen B matrisi ve gruplar içi kareler toplamı (veya hata terimleri kareleri) toplamına karşılık gelen W matrisi olmak üzere ikiye ayıralım.

Tek faktör varyans analizi modelinde TKT'ını ifade eden (3.8c)'ye MANOVA'da aşağıdaki matris çarpımı karşılık gelir.

$$(y_{ijk} - y_{...})(y_{ijk} - y_{...})'$$

Bu matris çarpımı da

$$(y_{ijk} - y_{...})(y_{ijk} - y_{...})' = [(y_{ijk} - y_{ij.}) + (y_{ij.} - y_{...})]\,[(y_{ijk} - y_{ij.}) + (y_{ij.} - y_{...})]'$$

şeklinde yazılabilir. Eşitliğin sağ tarafındaki çarpım açıldığında,

$$\begin{aligned}(y_{ijk} - y_{...})(y_{ijk} - y_{...})' &= (y_{ijk} - y_{ij.})(y_{ijk} - y_{ij.})' + (y_{ijk} - y_{ij.})(y_{ij.} - y_{...})' \\ &+ (y_{ij.} - y_{...})(y_{ijk} - y_{ij.})' + (y_{ij.} - y_{...})(y_{ij.} - y_{...})'\end{aligned}$$

eşitliği elde edilir.

Bu eşitliğin her iki tarafı $i = 1, 2, ..., g;\ j = 1, 2, ..., p;\ k = 1, 2, ..., n_p$ üzerinden toplanırsa,

$$\sum_i \sum_j \sum_k (y_{ijk}-y_{...})'(y_{ijk}-y_{...})' = \sum_i^{g} \sum_j^{p^n} \sum_k^{p} (y_{ijk}-y_{ij.})(y_{ijk}-y_{ij.})' = \sum_i^{g} \sum_j^{p^n} \sum_k^{p} (y_{ijk}-y_{ij.})(y_{ijk}-y_{...})'$$

$$\sum_i \sum_j \sum_k (y_{ijk}-y_{...})'(y_{ijk}-y_{...})' = \sum_i^{g} \sum_j^{p^n} \sum_k^{p} (y_{ijk}-y_{ij.})(y_{ijk}-y_{ij.})' = \sum_i^{g} \sum_j^{p^n} \sum_k^{p} (y_{ijk}-y_{ij.})(y_{ijk}-y_{...})'$$

eşitliği elde edilir. Bu eşitliğin sağ tarafındaki 2. ve 3. terimler incelendiğinde her ikisininde sıfır matrise eşit olduğu görülür. Çünkü, k üzerinden bir toplama yapıldığında

$$\sum_{k=1}^{n_p} (y_{ijk} - y_{ij.}) = 0$$

elde edilir. Bu değer yerine konulduğunda aşağıdaki eşitlik elde edilmiş olur.

$$\sum_i \sum_j \sum_k (y_{ijk} - y_{...})(y_{ijk} - y_{...})' = \sum_i \sum_j (y_{ij.} - y_{...})(y_{ij.} - y_{...})' + \sum_i \sum_j \sum_k (y_{ijk} - y_{ij.})(y_{ijk} - y_{ij.})'$$

$$\begin{bmatrix}\text{Toplam kareler} \\ \text{toplamı ve çapraz} \\ \text{çarpımları}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}\text{Gruplar arası} \\ \text{kareler toplamı} \\ \text{ve çapraz} \\ \text{çarpımlar}\end{bmatrix} + \begin{bmatrix}\text{Gruplar içi} \\ \text{kareler toplamı} \\ \text{ve çapraz} \\ \text{çarpımlar}\end{bmatrix}$$

$$T \quad = \quad B \quad + \quad W$$

Gruplar içi kareler ve çapraz çarpımlar,

$$W = \sum_{i}^{g} \sum_{j}^{p^n} \sum_{k}^{p} (y_{ijk} - y_{ij.})(y_{ijk} - y_{ij.})' \qquad (1.18a)$$

$$= (n_1 - 1)S_1 + (n_2 - 1)S_2 + ... + (n_p - 1)S_g$$

şeklinde yazılabilir. Burada S_g , g. yığının örnek kovaryans matrisidir. (1.18a) eşitliği g grup için (i :1, 2 ,....., p) açıldığında,

$$W = \sum_{i=1}^{g} \sum_{k=1}^{n_p} (y_{1jk} - y_{1j.})(y_{1jk} - y_{1j.})' + \sum_{i=1}^{g} \sum_{k=1}^{n_p} (y_{2jk} - y_{2j.})(y_{2jk} - y_{2j.})' + \ldots + \sum_{i=1}^{g} \sum_{j=1}^{n_p} (y_{gjk} - y_{gj.})(y_{gjk} - y_{gj.})'$$

eşitliği elde edilir. Bu eşitlikteki herbir terim (i :1, 2, ..., g) için W_i ile gösterildiğinde,

$$W = W_1 + W_2 + ... + W_g \qquad (1.18b)$$

eşitliği elde edilir. Burada,

W_i : i. grubun grup içi varyansını ifade eder.

Buraya kadar olan hesaplamaları, aşağıdaki MANOVA tablosu ile özetlemek olanaklıdır.

TABLO : 1.2. ÇOK DEĞİŞKENLİ TEK FAKTÖR VARYANS ANALİZİ (MANOVA)

Varyans Kaynağı	Kareler Toplamı Matrisi ve Çapraz Çarpımlar	Serbestlik Derecesi
Gruplar Arası Kareler Toplamı ve Çapraz Çarpımlar	$B = \sum_{i} \sum_{j} n_p (y_{ij.} - y_{...})(y_{ij.} - y_{...})'$	$g - 1$
Gruplar İçi Kareler Toplam ve Çapraz Çarpımlar	$W = \sum_{i} \sum_{j} \sum_{k} n_p (y_{ijk} - y_{ij.})(y_{ijk} - y_{ij.})'$	$\sum_{i=1}^{g} n_i - g$
Toplam Kareler Toplamı ve Çapraz Çarpımlar	$B + W = \sum_{i} \sum_{j} \sum_{k} n_p (y_{ijk} - y_{...})(y_{ijk} - y_{...})'$	$\sum_{i=1}^{g} n_i - 1$

Yığın ortalama vektörlerinin karşılaştırılmasını sağlayan MANOVA tablosu, Tablo (1.2), faktör düzeyi ortalamasının karşılaştırılmasını sağlayan tek faktör varyans analizi tablosu (1.1) 'e karşılık gelir. Tablo (1.1) 'deki $(y_{i.} - y_{..})^2$ 'ye Tablo (1.2)'de

$$(y_{ijk} - y_{...})(y_{ijk} - y_{...})'$$

karşılık gelir.

1.4 HİPOTEZLERİN TESTLERİ

Tek faktör varyans analizi modeli için (1.2) 'de oluşturulan H_0 boş hipotezinin (1.8f) 'de oluşturulan F - istatistiği aracılığıyla test edileceğine değinilmişti. Tek faktör çok değişkenli varyans analizi modeli için (1.14) 'de oluşturulan H_0 boş hipotezini de aşağıda tanımlanan Wilks'ın lamdası aracılığıyla test edilir. (*Jabson,1982 , s : 216*)

$$\Lambda^* = \frac{|W|}{|B + W|} \qquad (T = B + W)$$

$$\Lambda^* = \frac{\left|\sum_i \sum_j \sum_k (y_{ijk} - y_{ij.})(y_{ijk} - y_{ij.})'\right|}{\left|\sum_i \sum_j \sum_k (y_{ijk} - y_{...})(y_{ijk} - y_{...})'\right|} \tag{1.19}$$

Wilks'in Lamda değeri Λ^* eğer çok küçük ise (1.14) 'de oluşturulan H_0 hipotezi red edilir. (1.19) 'da tanımlanan Λ^* değeri çok değişkenli tek faktör varyans analizinde, tek faktör varyans analizi modelindeki H_0 hipotezinin testi için oluşturulan (1.8f) 'deki F istatistiği gibi kullanılır.

Λ^* istatistiğinin, bazı g (yığın sayısı) ve p (değişken sayısı veya faktör düzeyi sayısı) değerleri için kesin dağılımları (exact distribution) Tablo (1.3) 'de verilmiştir.

TABLO: 1.3. WİLKS LAMDASININ DAĞILIMI $\Lambda^* = \dfrac{|W|}{|B+W|}$

Değişken Sayısı	*Yığın Sayısı*	Λ^* 'ın Dağılımı
P = 1	$g \geq 2$	$\left(\dfrac{\sum n_p - g}{g-1}\right)\left(\dfrac{1-\Lambda^*}{\Lambda^*}\right) \sim F_{g-1,\ \sum n_p - g}$
P = 2	$g \geq 2$	$\left(\dfrac{\sum n_p - g - 1}{g-1}\right)\left(\dfrac{1-\sqrt{\Lambda^*}}{\sqrt{\Lambda^*}}\right) \sim F_{2(g-1),\ 2(\sum n_p - g - 1)}$
$P \geq 2$	$g \geq 2$	$\left(\dfrac{\sum n_p - p - 1}{p}\right)\left(\dfrac{1-\Lambda^*}{\Lambda^*}\right) \sim F_{p,\ \sum n_p - g - 1}$
$P \geq 2$	$g = 3$	$\left(\dfrac{\sum n_p - p - 2}{p}\right)\left(\dfrac{1-\Lambda^*}{\sqrt{\Lambda^*}}\right) \sim F_{2p,\ 2(\sum n_p - g - 2)}$

Tablo (1.3) 'deki p ve g 'in kombinasyonları dışında kalan kombinasyonlar ve büyük örnek çapı ($\sum n_p = n$) için (1.14) 'deki boş hipotezin testi için Barlett İstatistiği (V) kullanılır. Barlett, (1.14) boş hipotezinin doğruluğu varsayımı ve geniş örnek çapı için,

$$V = (n - 1 - \frac{(p+g)}{2}\ln\Lambda^* = -(n - 1 - \frac{(p+g)}{2})\ln\left(\frac{|W|}{|B+W|}\right) \qquad (1.20)$$

istatistiğinin, yaklaşık olarak serbestlik derecesi (pg – p) olan χ^2- dağılımına sahip olduğunu göstermiştir. *(Jonson,Wichern,1982 , s : 248)*

$$-(n - 1 - \frac{(p+g)}{2})\ln\left(\frac{|W|}{|B+W|}\right) > \chi^2_{(pg-p)}(\alpha) \quad \text{ise}$$

(1.14) H_0 hipotezi a - anlamlılık düzeyinde red edilir. *(6 , s : 218)*

(1.19) veya (1.20)'de tanımlanan istatistikler aracılığıyla (1.14)'de oluşturulan H_0 hipotezi red edildiğinde, hangi faktör düzeylerinin etkilerinin birbirlerinden farklı olduğunun bulunması sorunuyla karşışaşılır. Bu sorunun aşılmasını sağlayan ikili karşılaştırmaların yapılabilmesi için gerekli güven aralıkları aşağıdaki gibi oluşturulabilir.

Yukarıda sözü edilen H_0 hipotezi aynı zamanda, iki yığın için, Hotelling T^2 istatistiği aracılığıyla da test edilir. *(Kshirsagar,19767 , s : 121)*

1.5 FAKTÖR DÜZEYİ ETKİLERİ İÇIN EŞANLI GÜVEN ARALIKLARI

Faktör düzeyi etkilerinin eşit olduğu hipotezi reddedildiğinde, hangi faktör düzeyi etkilerinin bu hipotezin reddine neden olduğuyla ilgilenir. Bu nedenle, Bonferrani yaklaşımıyla ikili karşılaştırmaların yapılmasına olanak sağlayan $\alpha_{ij} - \alpha_{j'j}$ parametreleri için eşanlı güven aralıkları oluşturulur. (*Johnson, Wıchern, s: 253*)

(1.16) 'da i.yığındaki j.faktör düzeyinin (değişkenin) etkisi

$$\hat{\alpha}_{ij} = y_{i.} - y_{...}$$

olarak tahmin edilmişti. Benzer şekilde i. yığındaki j. faktör düzeyinin (değişkenin) etkiside

$$\hat{\alpha}_{ij} = y_{i'j.} - y_{...}$$

olarak tahmin edilir. O halde;

$$\begin{aligned}\hat{\alpha}_{ij} - \hat{\alpha}_{i'j} &= (y_{ij.} - y_{...}) - (y_{i'j.} - y_{...}) \\ &= y_{ij.} - y_{i'j.}\end{aligned}$$

eşitliği elde edilirki bu da birbirlerinden bağımsız iki örnek ortalamasına eşittir. $\alpha_{ij} - \alpha_{j'j}$ parametre değeri için eşanlı güven aralığı oluşturabilmek için t-dağılımından yararlanılır. Söz konusu güven aralığının oluşturulabilmesi için $V(\hat{\alpha}_{ij} - \hat{\alpha}_{j'j}$ değerine gereksinme duyulur. Bu değer de,

$$V\,(\hat{\alpha}_{ij} - \hat{\alpha}_{i'j}) = V\,(\hat{\alpha}_{ij.} - \hat{\alpha}_{i'j.}) = \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_{i'}}\right)\sigma_j^2$$

şeklinde ifade edilir.

Burada; σ_j^2: Varyans kovaryans matrisi Σ'nin j. köşegen elemanına eşittir.

$Var(y_{ij} - y_{i'j.})$ eğeri (1.18a)'daki W 'in ilgili elemanının serbestlik derecesine bölünerek aşağıdaki gibi tahmin edilir.

$$\widehat{Var}\,(y_{ij.} - y_{i'j.}) = \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_{i'}}\right)\frac{w_j}{n - g}$$

Burada;

w_j : W 'in j. köşegen elemanını

n : $n_1 + n_2 + ... + n_p$ 'yi ifade eder.

Şimdi de güven aralığı için hata oranının ne olacağını saptayalım. p - değişken ve g yığın olması nedeniyle, g(g – 1) / 2 tane ikili fark $(\hat{\alpha}_{ij} - \hat{\alpha}_{i'j})$oluşur.

Herbir güven aralığına a - güven katsayısında, isabet eden hata oranıda, a güven katsayısında, eşanlı oluşturulan güven aralığı sayısına bölümü ile elde edilir. Eşanlı oluşturulan güven aralığı sayısıda pg (g – 1) / 2 tanedir. O halde, güven aralıkları için gerekli t - kritik değeri t_{n-g} (a / 2m) dir. (m = pg (g - 1) / 2).

O halde, $\hat{\alpha}_{ij} - \hat{\alpha}_{i'j}$ için güven aralığı

$$\alpha_{ij} - \alpha_{i'j} \in \left[(y_{ij.} - y_{i'j.}) \pm t_{n-g}\left(\frac{\alpha}{pg(g-1)}\right)\sqrt{\frac{w_j}{n-g}}\left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_{i'}}\right) \right] \tag{1.21}$$

şeklinde oluşturulur.

i :1, 2 ,....., g ; j : 1, 2 ,....., p

w_j : W 'in j.köşegen elemanıdır.

(3.21) 'de $(\alpha_{ij.} - \alpha_{i'j})$ için oluşturulan güven aralığı sıfırı içerirse,

H_0 : $\alpha_{ij.} - \alpha_{i'j} = 0$

şeklinde kurulan H_0 hipotezi red edilemez. Aksi takdirde, yani söz konusu güven aralığı sıfırı içermezse H_0 hipotezi red edilir. H_0 'nın red edilmesi, i. yığındaki j. değişken ile *i'* yığındaki j. değişken ortalamalarının birbirlerinden farklı olduğu sonucu doğurur.

UYGULAMA

Mali başarısız (I. Grup) 16 şirket ile mali başarılı (II. Grup) 55 şirkete ilişkin ölçülen ve Tablo:1 'de listesi verilen 17 değişkenin ortalama vektörlerinin faklı olup olmadığı tek faktör çok değişkenli varyans analizinden yararlanılarak anlaşılır.

I.grup ve II.grup ortalama vektörlerinin birbirlerinden farklı olduğu (1.14) 'de oluşturulan Ho hipotezinin red edilmesi sonucu anlaşılır. Ho hipotezinin test edilebilmesi yukarıda sözü edilen bağımlı değişkenlerin çoklu normal dağılıma sahip olmalarına bağlıdır.Bağımlı değişkenlerin çoklu normal dağılımından geldikleri görülmüştür.

Yukarıda sözü edilen hipotezi testi Hotelling T^2 veya Wilks lamdası aracılığı ile yapılır.

Bu nedenle önce; değişkenlerin I. ve II. gruptaki ortalama ve standart sapmaları Tablo : 1 'de verildi. Tablo : 2 'de I. gruba, Tablo : 3 'de II. gruba ve Tablo : 4 'de birleştirilmiş gruplara ilişkin kovaryans matrisleri verilmiştir.

Araştırma içinde MANOVA 'nın amacı yukarıda sözü edilen hipotezi test etmektir. Bu hipotezin testi Hotelling T^2, Wilks lamdası ve diğer bazı istatistikler aracılığıyla yapılır. Tablo : 5 'de (1.14) 'de oluşturulan Ho hipotezinin testi için gerekli olan istatistikler ve olasılık değerleri verilmiştir.

Hotelling T^2 = 1.65141

Wilks = 0.37716

ve olasılık değerlerinde her bir istatistik için (o.d = 0.000) olarak bulunmuştur. Bu nedenlede (1.14) 'de "grup ortalama vaktörleri arasında fark yoktur" olarak kurulan Ho hipotezi red edilir. Ho hipotezinin red edilmesi grup ortalama vektörlerinin farklı olduğu sonucunu ortaya koyar.

I. ve II. grup değişkenlerinin hangilerinin farklı olduğu hakkında ön fikir edinmek için Tek faktör varyans analizi modeli oluşturulur ve F istatistiği aracılığı ile farklılık gösteren değişkenler saptanır. Söz konusu F istatistikleri ve olasılık değerleri Tablo : 6 'da verilmiştir. Tablo : 6 'dan X_3, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}, X_{12}, X_{13} ve X_{17} değişkenlerinin ortalamalarının birbirlerinden, son sütunda verilen olasılık değerleri itibarı ile farklı olduğu gözlenmiştir.

TABLO 1: DEĞIŞKENLERIN ORTALAMA VE STANDART SAPMALARı

MALI BAŞARISIZ 16 ŞIRKETE ILIŞKIN DEĞIŞKENLERIN ORTALAMALARI VE STANDART SAPMALARI

Değişken	Ortalama	Std.sap.	Minimum	Maximum	isim
X3	.05	.07	.0001826	.2225110	NAKIT ORANI
X7	.24	.27	.0000000	.9725320	KISA VADELI YABANCI K
X5	.32	.32	.0155118	1.1304418	FINANSMAN ORANI
X2	.55	.36	.0529864	1.2710274	LIKIDITE ORANI
X9	.55	.44	.0052779	1.3087300	DURAN VARLIKLARIN OZK
X10	.60	.24	.0223833	.9723709	MAD DURAN VARLIKLARIN
X16	.74	.97	.0111161	3.8877933	AKTIFLERIN DEVIR HIZI
X13	1.02	.70	.0334860	2.3398510	DONEN VARLIKLAR DEVIR
X1	1.04	.77	.3741384	3.2424534	CARI ORAN
X15	2.98	2.83	.0840234	7.5259673	MADDI DURAN VARLIK DE
X8	3.24	3.85	.2178790	13.770689	UZUN VADELI YABANCI K
X12	3.50	3.19	.3219875	11.128668	ALACAKLARIN DEVIR HIZ
X11	3.55	4.14	.0605586	17.539022	STOK DEVIR HIZI
X4	4.59	4.29	.3505915	18.062768	STOK BAGIMLILIK ORANI
X14	6.71	15.36	.0482846	60.525520	DURANVARLIK DEVIR HIZ
X17	6.82	13.06	.2419057	50.172356	OZSERMAYE DEVIR HIZI
X6	12.97	18.46	.9112179	72.221058	BORCLARIN MADDI OZVAR

MALI BAŞARILI 55 ŞIRKETE ILIŞKIN DEĞIŞKENLERIN ORTALAMALARI VE STANDART SAPMALARI

Değişken	Ortalama	Std.sap.	Minimum	Maximum	isim
X3	.21	.32	.0055231	1.3735931	NAKIT ORANI
X8	.34	.28	.0000000	.9708393	UZUN VADELI YABANCI K
X7	.36	.24	.0162875	1.0000000	KISA VADELI YABANCI K
X10	.90	.52	.1383371	2.4996076	MAD DURAN VARLIKLARIN
X16	1.23	1.78	.0719602	9.9955638	AKTIFLERIN DEVIR HIZI
X2	1.34	2.32	.0440259	14.896614	LIKIDITE ORANI
X9	1.66	1.38	.1392143	6.1623496	DURAN VARLIKLARIN OZK
X5	1.95	4.12	.1321375	25.412910	FINANSMAN ORANI
X6	1.96	1.88	.0393501	7.8124148	BORCLARIN MADDI OZVAR
X1	2.05	3.07	.1063571	21.458416	CARI ORAN
X13	2.21	1.64	.1927155	10.553130	DONEN VARLIKLAR DEVIR
X17	2.26	1.97	.0747919	9.6388621	OZSERMAYE DEVIR HIZI
X14	3.07	6.07	.0770528	40.869743	DURANVARLIK DEVIR HIZ
X15	4.19	7.27	.0773608	43.019258	MADDI DURAN VARLIK DE
X12	6.30	5.45	.1990019	26.904990	ALACAKLARIN DEVIR HIZ
X11	6.71	9.40	.0000000	57.649139	STOK DEVIR HIZI
X4	7.44	23.81	.0169525	168.94580	STOK BAGIMLILIK ORANI

71 ŞIRKETE ILIŞKIN DEĞIŞKENLERIN ORTALAMA VE STANDART SAPMALARI

Değişken	Ortalama	Std.sap.	Minimum	Maximum	isim
X3	.17	.29	.0001826	1.3735931	NAKIT ORANI
X7	.34	.25	.0000000	1.0000000	KISA VADELI YABANCI K
X10	.83	.48	.0223833	2.4996076	MAD DURAN VARLIKLARIN
X8	.99	2.17	.0000000	13.770689	UZUN VADELI YABANCI K
X16	1.12	1.64	.0111161	9.9955638	AKTIFLERIN DEVIR HIZI
X2	1.16	2.07	.0440259	14.896614	LIKIDITE ORANI
X9	1.41	1.31	.0052779	6.1623496	DURAN VARLIKLARIN OZK
X5	1.58	3.69	.0155118	25.412910	FINANSMAN ORANI
X1	1.82	2.75	.1063571	21.458416	CARI ORAN
X13	1.94	1.56	.0334860	10.553130	DONEN VARLIKLAR DEVIR
X17	3.29	6.57	.0747919	50.172356	OZSERMAYE DEVIR HIZI
X14	3.89	9.02	.0482846	60.525520	DURANVARLIK DEVIR HIZ
X15	3.92	6.54	.0773608	43.019258	MADDI DURAN VARLIK DE
X6	4.44	9.86	.0393501	72.221058	BORCLARIN MADDI OZVAR
X12	5.67	5.14	.1990019	26.904990	ALACAKLARIN DEVIR HIZ
X11	5.99	8.58	.0000000	57.649139	STOK DEVIR HIZI
X4	6.80	21.04	.0169525	168.94580	STOK BAGIMLILIK ORANI

TABLO 2: MALI BAŞARISIZ 16 ŞIRKETE ILIŞKIN DEĞIŞKENLERIN VARYANS-KOVARYANS MATRISI

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	.587					
X2	.191	.130				
X3	.006	.003	.004			
X4	-1.793	-.403	-.085	18.438		
X5	.048	.013	.005	-.345	.103	
X6	-3.028	-1.747	-.257	2.732	-3.258	340.715
X7	.087	.000	-.004	-.242	-.020	.886
X8	-.593	-.329	-.092	3.380	-.512	11.210
X9	-.009	-.049	-.009	.201	.036	-3.605
X10	-.084	.005	.000	.315	-.030	.730
X11	-.611	.266	.032	6.224	-.187	12.362
X12	.035	-.140	.030	-4.359	.142	-11.704
X13	-.117	-.039	.014	-.163	.028	-2.856
X14	.451	1.915	.634	-7.801	-1.275	17.907
X15	-.269	.018	.090	4.657	-.111	12.960
X16	-.041	.032	.027	-.568	-.035	-1.769
X17	-.829	1.321	.127	12.635	-1.577	78.768

	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	.072					
X8	.083	14.857				
X9	.052	.550	.190			
X10	-.051	.179	-.062	.058		
X11	-.376	3.661	-.305	.418	17.104	
X12	-.064	2.291	.284	-.011	-1.206	10.197
X13	-.046	.464	.075	.021	1.591	1.020
X14	-.201	-15.899	-3.221	.677	18.061	-5.335
X15	-.223	-3.091	-.644	.210	5.091	.173
X16	-.099	-.771	-.185	.095	1.029	.295
X17	-.931	15.291	-2.075	1.610	50.643	-4.049

	X13	X14	X15	X16	X17
X13	.486				
X14	2.898	235.982			
X15	.333	17.833	7.984		
X16	.232	7.333	.700	.945	
X17	3.900	82.445	16.414	3.860	170.560

TABLO 3: MALI BAŞARILI 55 ŞIRKETE ILIŞKIN DEĞIŞKENLERIN VARYANS-KOVARYANS MATRISI

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	9.399					
X2	6.895	5.363				
X3	.498	.347	.104			
X4	-11.644	-7.325	-1.210	567.049		
X5	8.579	7.309	.259	-8.428	17.015	
X6	-1.580	-1.160	-.150	1.905	-2.854	3.520
X7	-.315	-.225	-.030	3.143	-.377	.202
X8	.094	.041	.015	-1.523	-.287	.103
X9	-1.207	-.828	-.109	.679	-1.601	2.256
X10	-.591	-.376	-.056	1.482	-.404	.553
X11	1.434	1.387	.234	10.951	-2.623	3.891
X12	.615	-.247	.458	-19.928	-1.278	-1.535
X13	-.072	-.097	.040	-2.248	-.702	.030
X14	1.988	.771	.079	-14.533	-.826	-1.609
X15	1.807	.827	-.033	37.644	-.462	-2.086
X16	-.029	-.045	.006	31.387	-.438	-.461
X17	-.114	-.210	.031	-6.785	-1.865	1.450

	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	.057					
X8	-.034	.077				
X9	.078	.115	1.904			
X10	.051	-.017	.545	.267		
X11	.089	.266	3.273	-.229	88.364	
X12	-.444	.343	.115	-.352	8.918	29.689
X13	-.074	.079	.425	-.050	10.532	4.849
X14	.151	-.433	-2.878	-1.391	6.197	2.776
X15	.407	-.641	-3.613	-1.588	2.016	.879
X16	.205	-.125	-.632	-.243	5.200	-.092
X17	.037	.052	.533	-.233	12.190	1.962

	X13	X14	X15	X16	X17
X13	2.689				
X14	1.180	36.861			
X15	.471	40.143	52.835		
X16	.502	2.205	4.817	3.184	
X17	1.854	5.124	4.513	.444	3.873

TABLO 4: 71 ŞIRKETE ILIŞKIN DEĞIŞKENLERIN VARYANS-KOVARYANS MATRISI

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	9.399					
X2	6.895	5.363				
X3	.498	.347	.104			
X4	-11.644	-7.325	-1.210	567.049		
X5	8.579	7.309	.259	-8.428	17.015	
X6	-1.580	-1.160	-.150	1.905	-2.854	3.520
X7	-.315	-.225	-.030	3.143	-.377	.202
X8	.094	.041	.015	-1.523	-.287	.103
X9	-1.207	-.828	-.109	.679	-1.601	2.256
X10	-.591	-.376	-.056	1.482	-.404	.553
X11	1.434	1.387	.234	10.951	-2.623	3.891
X12	.615	-.247	.458	-19.928	-1.278	-1.535
X13	-.072	-.097	.040	-2.248	-.702	.030
X14	1.988	.771	.079	-14.533	-.826	-1.609
X15	1.807	.827	-.033	37.644	-.462	-2.086
X16	-.029	-.045	.006	31.387	-.438	-.461
X17	-.114	-.210	.031	-6.785	-1.865	1.450

	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	.057					
X8	-.034	.077				
X9	.078	.115	1.904			
X10	.051	-.017	.545	.267		
X11	.089	.266	3.273	-.229	88.364	
X12	-.444	.343	.115	-.352	8.918	29.689
X13	-.074	.079	.425	-.050	10.532	4.849
X14	.151	-.433	-2.878	-1.391	6.197	2.776
X15	.407	-.641	-3.613	-1.588	2.016	.879
X16	.205	-.125	-.632	-.243	5.200	-.092
X17	.037	.052	.533	-.233	12.190	1.962

	X13	X14	X15	X16	X17
X13	2.689				
X14	1.180	36.861			
X15	.471	40.143	52.835		
X16	.502	2.205	4.817	3.184	
X17	1.854	5.124	4.513	.444	3.873

TABLO 5: HOTELLING T^2

Test Adı	Hesaplanan Değer	Hesaplanan F Değeri	SD	Olasılık Değeri
Pillais	.62284	5.14851	17.00	.000
Hotellings	1.65141	5.14851	17.00	.000
Wilks	.37716	5.14851	17.00	.000
Roys	.62284			

TABLO 6: UNIVARIATE F TESTLERI

(Serbestlik Dereceleri; 1,69)

Değişken	Hypoth. SS	Error SS	Hypoth. MS	Error MS	F	Sig. of F
X1	12.42749	516.35281	12.42749	7.48337	1.66068	.202
X2	7.80941	291.57967	7.80941	4.22579	1.84804	.178
X3	.31915	5.70233	.31915	.08264	3.86183	.053
X4	100.95760	30897.2000	100.95760	447.78551	.22546	.636
X5	32.74350	920.36317	32.74350	13.33860	2.45479	.122
X6	1501.55676	5300.82264	1501.55676	76.82352	19.54554	.000
X7	.17337	4.13298	.17337	.05990	2.89442	.093
X8	103.85762	227.02581	103.85762	3.29023	31.56547	.000
X9	15.06969	105.65628	15.06969	1.53125	9.84143	.003
X10	1.11075	15.25951	1.11075	.22115	5.02254	.028
X11	123.70727	5028.20391	123.70727	72.87252	1.69758	.197
X12	96.68168	1756.15162	96.68168	25.45147	3.79867	.055
X13	17.55711	152.49038	17.55711	2.21001	7.94437	.006
X14	164.73977	5530.23174	164.73977	80.14829	2.05544	.156
X15	18.04674	2972.82980	18.04674	43.08449	.41887	.520
X16	2.93262	186.09604	2.93262	2.69704	1.08735	.301
X17	258.07683	2767.57228	258.07683	40.10974	6.43427	.013

Sonuç ve Değerlendirme

Bu araştırmada çok değişkenli tek faktör varyans analizinin bir uyğulaması yapıldı.Uyğulama sonuçunda mali başarısız ve mali başarılı şirketlerin mali analizinde kullanılan rasyoların oluşturduğu ortalama vektörleri arasında fark olduğu beklentiye uygun bir şekilde görüldü.

Bu araştırmaya bağlı olarak, yukarda sözü edilen farklılığı ortaya çıkran diskiriminat fonksiyonu diskiriminant analizi aracılığıyla bulunabilir.Bu da bir başka araştırmanın konusu olabilir.

KAYNAKÇA

Bray, H.J.,Maxwell,S.E. MultivatiateAnalysis of Variance, Sage Publucations, Newbury Park,1990

Jobson,J.D. Applied Multivariate Data Analysis Vol.II, springer-VerlagInc.New-York,1992

Jeremy,D.F A General Model For Multivariate Analysis, Holt,Rinehartand Winston, Inc. USA,1974

Johnson,R.A,

Wichern D.W, AppliedMultivariate Statistical Analysis, Prentice-Hall International, Inc.USA,1982

Kshirsagar,A.M. Multivariate Analysis Vol.II,Marcel Dekker,Inc,New-York,1992

Ünsal.Aydın Varyans Analizi, (Tek Faktör-İki Faktör) G.Ü. İ.İ.B.F. Ekonometri Bölümü,!993, Ankara.