

## Tek Faktörlü Çalışmalarda Alt Grup Tasarımli Kontrast Analizi ve Pamuk Verilerine Uygulanması

Ercan EFE<sup>1</sup>

Demet ÇANGA<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Zootekni Bölümü, Kahramanmaraş  
<sup>2</sup>Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi, Bahçe Meslek Yüksekokulu, Gıda İşleme Bölümü, Osmaniye  
✉: demetcanga@osmaniye.edu.tr

Geliş (Received): 03.11.2017

Kabul (Accepted): 15.12.2017

**ÖZET:** Araştırmacılar, ikiden fazla grup ile çalıştıklarında varyans analizi ve ortalamaların karşılaştırılması için de LSD, Tukey, Duncan gibi testleri kullanırlar. Bu testler ortalamalar arasındaki olası tüm ikili kombinasyonların karşılaştırılmasını gerektirir. Özellikle grup sayısının fazla olduğu durumlarda, yorumlama karmaşık ve zor olabilmektedir. Kontrast analizleri, yalnızca karşılaştırılacak hipotezlere yoğunlaşır. Dolayısı ile yorumlamada kolaylık sağlar. Bu çalışmada, tek faktörlü, tam şansa bağlı (tesadüf parselleri) deneme desenlerinde alt grup tasarımı ile kontrast kullanımı incelenmiştir. Yöntemin tanıtımı yapılmış ve Kahramanmaraş koşullarında yetiştirilen renkli ve beyaz pamuk grupları alt grup kabul edilerek ortalamalar kontrast analizi ile karşılaştırılmıştır. Çalışma ile tarla bitkileri alanında çalışan araştırmacılara, ülkemizde az bilinen yeni bir istatistiksel yöntem kullanma olanağı sunulmuştur.

Anahtar kelimeler: Tek Faktörlü Denemeler, Kontrast, Alt grup tasarımı, Anova

### Sub-group Contrast Analysis in Single Factor Studies and Application to Cotton Data

**ABSTRACT:** Researchers often use the tests LSD, Tukey, Duncan, etc. to the variance analysis and average comparison while studying with more than one group. These tests require the comparison of all possible binary combinations between the averages. In case of the number of groups is large, interpretation can be complex and difficult. However, interpretation can be facilitated by contrast analysis focusing only on the hypotheses to be compared. In this study, subgroup design and contrast use were investigated in the case of randomized (randomized parallels) one-factor trial designs. The method was introduced and coloured and white cotton groups grown in Kahramanmaraş conditions were accepted as subgroups and the averages were compared with contrast analysis.

With this study, researchers working in the fields of field crops have been able to use a new statistical method which is less known in our country. The method has been defined then the coloured and white cotton groups grown in Kahramanmaraş conditions were accepted as subgroups and averages were compared using the contrast analysis. Thanks to this study, a less known statistical method is proposed to researchers studying in the field crops, in our country.

Key words: Single Factor Experiments, Contrast, Subgroup design, Anova

### GİRİŞ

Tek yönlü varyans analizi (ANOVA), iki ya da daha fazla sayıda grup ortalamasına ilişkin hipotezlerin test edilmesinde kullanılan istatistiksel bir tekniktir. Bir bağımlı değişkenin, iki ya da daha fazla kategoriden oluşan bir bağımsız değişkene göre farklılık gösterip göstermediğini belirlemek için ANOVA'dan yararlanılır (Shavelson, 2016; Efe ve ark. 2000; Bek ve Efe, 1988). ANOVA'da F testi anlamlı bulunduğu ortalamalar arasında farklılık var demektir. Bu durumda ikiden fazla ortalamaların karşılaştırılmasında, planlı (priori) ya da plansız (post-hoc) testler kullanılabilir. Kontrast kullanımı planlı karşılaştırmadır (Sundström, 2010; Shavelson, 2016). Planlı karşılaştırmalarda, belirli ortalamalar arasındaki farka ilişkin hipotezin araştırmadan önce belirlenmesi gerekir. Bunun için de güçlü bir dayanak veya hipotezi destekleyen önceki araştırmaların olması gerekir. Planlı karşılaştırma yapabilmek için araştırmacının çalışma ile ilgili ön bilgisi olması gerekir. O halde hipotezin önceden kurulması, kontrastı kullanan araştırmacının yaratıcılık

gücüne ve ön bilgisine dayanır. Karşılaştırmalar planlı olduğunda araştırmacının odaklandığı soruları sorma imkanı yaratır. Kontrast planlanması tahminlerimizin zaman kaybı ve yorum karmaşası olmaksızın yapılmasına olanak sağlar (Laija, 1997; Davis, 2010; Sundström, 2010).

Kontrastlar, Thompson (1990) tarafından açıklandığı gibi matematiksel olarak kodlanan özel hipotezlerle ilgilenir. Bazı durumlarda ise araştırmacı, özellikle kontrastlar ortogonal (bağımsız) olduğunda bir ana faktörün etkisindeki bir kontrast ile başka bir faktör arasındaki etkileşimin analiz edilmesini ister. Bu durumda, belirlediği araştırmacının alt tasarımını analiz etmesi gerekecektir (Abdi, 2009; Abdi ve Williams, 2010). Bu sayede araştırmacının alt gruplar arası merak ettiği soruların cevabı bulunur. Kontrast tahmini ile değil de karşılaştırma yaparak doğru cevapların bulunması sağlanır.

Bu makalede tek faktörlü, tam şansa bağlı (tesadüf parselleri) deneme desenlerinde alt grup tasarımı ile kontrast kullanımı incelenmiştir. Bu amaçla; öncelikle

yöntemin tanıtımı yapılmış ve Kahramanmaraş koşullarında yetiştirilen renkli ve beyaz pamuk grupları alt grup kabul edilerek ortalamalar kontrast analizi ile karşılaştırılmıştır.

## MATERYAL ve YÖNTEM

### Materyal

KSÜ Ziraat Fakültesi, Tarla Bitkileri Bölümü'nde elde edilen verilerden bir kısmı, izin alınarak

kullanılmıştır. Kahramanmaraş koşullarında yetiştirilen beyaz pamuk olarak Maraş 92 (M92) türü ile renkli pamuklardan açık deve tüyü (ADT), koyu deve tüyü (KDT), krem ve yeşil olmak üzere dört farklı genotip kullanılmıştır. Beş gruplu olan bu çalışmada renkli pamuk grubu alt grup olarak belirlenmiştir. Çizelge 1'de uzunluk (UZ) ve Çizelge 2'de çirçir randımanı (CR)'deki veriler kullanılarak analiz edilmiştir.

Çizelge 1. Beyaz ve Renkli Pamukların Uzunluk (UZ) Değerleri (mm)

	M92	ADT	KDT
	27,2	25,07	21,79
	27,84	25,37	22,05
	26,42	25,37	22,38
	26,95	25,53	22,66
	26,62	25,68	22,78
	27,99	25,70	22,86
	28,32	26,16	22,89
	29,34	26,34	22,96
	28,68	26,71	23,32
	27,71	26,87	23,44
	28,37	26,92	23,5
	28,3	26,99	23,85
<b>Ort.</b>	27,81	26,06	22,87
<b>S</b>	0,87	0,69	0,60
<b>N</b>	12	12	12

Çizelge 2. Beyaz ve Renkli Pamukların Çirçir Randımanı (CR) Değerleri (%)

	M92	ADT	KDT	KR
	40,6	26,93	23,19	2
	41	27,76	23,93	3
	42,2	27,80	24,31	3
	40,9	27,86	24,52	3
	39,3	28,71	24,91	3
	39,8	29,62	25,26	3
	42,8	29,72	25,28	3
	44,7	29,77	25,47	3
	38,5	30,67	25,81	3
	41,8	30,87	25,86	3
	42,3	31,30	26,22	3
	43	31,44	26,71	3
<b>Ort.</b>	41,41	29,37	25,12	30
<b>S</b>	1,74	1,54	1,01	0,
<b>N</b>	12	12	12	12

### Yöntem

Bir kontrast için kareler toplamının hesaplanması aşağıdaki gibidir:

$$KT_{kontrast} = KT_{\psi_a} = \frac{n \times L^2}{\sum c_{a,i}^2} \quad (1)$$

$$L = \sum_{a=1}^k \bar{X}_a \times C_a = \sum_{a=1}^k \bar{X}_a \times c_{a,i} = \bar{X}_{1.c_{1,i}} + \bar{X}_{2.c_{2,i}} + \dots + \bar{X}_{k.c_{k,i}} \quad (2)$$

Burada

$c_{a,i}$  = a. Grup için i. kontrast katsayısı

n= her bir gruptaki gözlemlerin sayısı

i= Kontrast tahmin nosu (örneğin  $C_2$  satırı için ,  $i=2$ 'dir)

L= Ortalamaların ağırlıklandırılmış (kontrastlı) toplamı olacak şekilde verilmiştir (Rosenthal ve Rosnow, 1985; Rosnow ve ark. 2000; Abdi, 2009)

Ağırlıklar (kontrast katsayıları) genel olarak  $c_{a,i}$  notasyonu ile gösterilmektedir. Burada a, grup için bir indis; i ise kontrast tahmini için bir indis olarak gösterilmiştir. Örneğin  $c_{1,1}$  1.grup 1. kontrastın katsayısı demektir.

Bazı yazarlar (Rosenthal ve Rosnow, 1985; Estes, 1991; Abdi, 2010) kontrast tahmini için  $C_a$  yerine  $\lambda_a$  tercih etmişlerdir. Ancak bu çalışmada  $C_a$  genel notasyonu tercih edilmiştir. Örneğin;

**Hipotez 1** : 2. grup ortalaması ile 3. ve 4. grup

ortalaması arasında herhangi bir fark yoktur.

$$H_0 : \mu_2 - (\mu_3 + \mu_4)/2 = 0$$

Kurduğumuz hipotez ile oluşturulacak kontrast tahmini olan  $\psi_1$  için kontrast katsayı değerleri aşağıdaki gibidir:

$$c_{1,1} = 0 \quad c_{2,1} = 2 \quad c_{3,1} = -1 \quad c_{4,1} = -1 \quad (\text{Abdi, 2009}).$$

Tüm şartların ağırlıklı toplamı bazı kaynaklarda, grup ortalamaları (yani  $\bar{X}_a$  değerleri) yerine grup toplamları (Ya.) ile alternatif bir formül kullanmayı tercih etmektedir (Rosenthal, 1985; Rosnow ve ark. 2000; Abdi, 2009). Bazı temel cebirsel manipülasyonlar ile Eşitlik 2. grup toplamları cinsinden aşağıdaki şekilde ifade edilebilir (Rosenthal ve Rosnow, 1985).

$$KT_{\psi_a} = \frac{(\sum c_{a,i} \times Y_a)^2}{n \times \sum c_{a,i}^2} \quad (3)$$

### Tek Faktörlü Çalışmalarda Ortogonal Kontrast Kullanımı

İki kontrastın lineer bağımsız (ortogonal) olup olmadığını test etmenin bir yolu, her kontrastı temsil eden katsayılar kümesi arasındaki korelasyon katsayısını hesaplamak ve korelasyon katsayısının sıfır olacağını bulmaktır. Ancak korelasyon katsayısı hesaplamadan ise ortogonal olduğu şöyle hesaplanır.  $c_{a,1}$ ; birinci kontrast satırı için katsayılar ve  $c_{a,2}$ ; ikinci

kontrast satırı katsayıların sembolik gösterimidir. Bu iki kontrastın ortogonalliği için gerek ve yeter şart,

$$\sum_{a=1}^A c_{a,i} \times c_{a,j} = 0 \quad (4)$$

şeklinde (Abdi, 2009; Rosnow ve ark. 2000) .

Bu çarpım çoğu zaman skaler çarpım ya da karşılıklı elemaların çarpımı şeklinde ifade edilir. Bu terim lineer cebirden gelir. İki vektör arasındaki skaler çarpım sıfır olduğu zaman vektörler birbirine diktir yani ortogondur (Abdi, 2009).

Diğer bir deyişle çoğu araştırmacı için, karşılaştırmanın ortogonal olması varyasyon kaynaklarının çakışmadığını, korelasyonsuz (ilişkisiz) olduğunu gösterir. Bu durumda bir karşılaştırmanın sıfır hipotezi hakkındaki kararları, diğer bir karşılaştırma hakkındaki kararlardan etkilenmez (Kwon, 1996). Non-ortogonal (dik olmayan) karşılaştırmalar ise bazı örtüşen (birbirine geçen) bilgileri saklar. Bu yüzden, araştırmacılar, karşılaştırmalar ortogonal olmadığında içiçe geçişen bilgiler olduğu için, sonuçları yorumlamada zorlanırlar (Thompson, 1990).

#### Alt Grup Tasarımı ve Analizi

Kontrastlar ortogonal olduğu zaman, birden fazla serbestlik derecesi ile karşılaştırma yapmak için karelerin toplamları ve serbestlik dereceleri eklenebilir ve bu durum ise, *alt tasarım analizi* olarak adlandırılır. O halde alt tasarım analizi kontrastlar ortogonal olduğunda, özellikle bir ana faktörün etkisindeki bir kontrast ile başka bir faktör arasındaki etkileşimin analiz edilmesi için kullanılır (Abdi, 2009). Örneğin, standart M92 türü ile renkli pamuklardan ADT, KDT, KREM ve YEŞİL (1+4 grup) verim açısından incelendiği 5 deney grubuyla yeni bir deney tasarladığımızı varsayalım. Araştırmacı yalnızca iki soruyla (hipotezle) ilgilenmektedir:

**Soru 1:** Pamuğun rengi ( beyaz veya renkli olması) incelenen özelliği etkiler mi?

**Soru 2:** Renkli pamuklarda, renk, incelenen özelliği etkiler mi?

Buna göre birinci soru için sıfır hipotezi,  $H_{0,1} = \psi_1$  aşağıdaki şekilde açık olarak yazılabilir :

$$\psi_1 = \mu_{M92} - \left( \frac{\mu_{ADT} + \mu_{KDT} + \mu_{KREM} + \mu_{YESIL}}{4} \right)$$

diğer bir gösterimle;

Çizelge 4. Uzunluk Verilerinin Ortalamaları, Kontrast Katsayıları ve Çeşitli Hesaplamalar

	M92	ADT	KDT	KREM	YEŞİL	$\sum c_{a,i}^2$
$\bar{X}_a$	27,81	26,06	22,87	27,28	22,86	
$C_1$	4	-1	-1	-1	-1	20
$C_2$	0	3	-1	-1	-1	12
$C_3$	0	0	2	-1	-1	6
$C_4$	0	0	0	1	-1	2
						$\sum$
$\bar{X}_a \times C_1$	111,25	-26,06	-22,87	-27,28	-22,86	12,175
$\bar{X}_a \times C_2$	0	78,18	-22,87	-27,28	-22,86	5,17
$\bar{X}_a \times C_3$	0	0	45,75	-27,28	-22,86	-4,4

$$\psi_1 = 4\mu_{M92} - 1\mu_{ADT} - 1\mu_{KDT} - 1\mu_{KREM} - 1\mu_{YESIL}$$

olarak da yazılabilir. Bu hipotez ile beyaz pamuk ortalaması (M92) ile renkli pamuklar grubunun (ADT, KDT, KREM, YEŞİL) ortalaması karşılaştırılmaktadır. Bu hipotez için kontrast katsayıları, {4, -1, -1, -1, -1} şeklinde ve  $C_1$  kontrast satırı olarak gösterilir.

İkinci hipotez ise tek bir kontrast satırı ile ifade edilemez. Çünkü bu birden fazla kontrast satırını içeren bir karşılaştırmadır. Burada karşılaştırma kavramının, kontrast kavramından daha geniş olduğu bilinmelidir. Çünkü, kontrast sadece 1 serbestlik derecesi ile yapılan bir karşılaştırmadır. Bir "karşılaştırma" ya da "alt grup" tasarımı ise farklı serbestlik derecesine sahip olabilir. O halde bu durum, tüm denemenin bir bölümünün analiz edilmesiyle eşdeğerdir. Araştırmada toplam 5 farklı çeşit vardır. İkinci soruya göre yalnızca renkli grupların ortalamaları kendi içinde karşılaştırılacak demektir.

Hem soru1 için hem de soru2 için iki adet sıfır hipotezine ait kontrast satırları ve katsayıları Çizelge 3' de verilmiştir.

Çizelge 3. Analiz İçerisinde Kullanılacak Kontrast Katsayıları.

	Deney Grupları				
	M92	ADT	KDT	KREM	YEŞİL
$C_1$	4	-1	-1	-1	-1
$C_2$	0	3	-1	-1	-1
$C_3$	0	0	2	-1	-1
$C_4$	0	0	0	1	-1

$C_1$  satırı soru1'e ait sıfır hipotezi,  $H_{(0,1)}$  için oluşturulan katsayılarıdır.  $C_2, C_3, C_4$  satırları ise Helmert kontrastları şeklinde oluşturulan yöntemi ile oluşturulan; soru2'ye ait sıfır hipotezi,  $H_{(0,2)}$  için oluşturulan katsayılarıdır (Wendorf, 2004). **Helmert** kontrastları, ardışık olarak, bir ortalama ile kalan ortalamaların ortalamasını karşılaştırır. Bu karşılaştırma,  $C_2, C_3,$  ve  $C_4$  tahmin satırlarındaki katsayılar incelendiğinde daha kolay anlaşılabilir.

#### BULGULAR ve TARTIŞMA

Çizelge 1'deki uzunluk (UZ) verilerinin kontrast analizi için katsayılar ve çeşitli hesaplamalar Çizelge 4'de verilmiştir.

$\bar{X}_a \times C_4$	0	0	0	27,28	-22,86	4,42
------------------------	---	---	---	-------	--------	------

Burada birinci karşılaştırmanın kareler toplamı (KT karşılaştırma1),  $KT_{\Psi_1}$  ve serbestlik derecesi 1'dir. Aynı şekilde ikinci karşılaştırmanın kareler toplamı (KT karşılaştırma2), geriye kalan üç kontrastın kareler toplamı toplanır ve bu kontrastlar ortogonal olduğu için her biri için 1 olan serbestlik derecesi toplandığında 3 olarak bulunur. Bu durum aşağıdaki eşitliklerde gösterilmiştir.

$$KT_{\text{karşılaştırma}_1} = KT_{\Psi_1}$$

$$s.d._{\text{karşılaştırma}_1} = s.d._{\Psi_1} = 1$$

$$KT_{\text{karşılaştırma}_2} = KT_{\Psi_2} + KT_{\Psi_3} + KT_{\Psi_4}$$

$$s.d._{\text{karşılaştırma}_2} = s.d._{\Psi_2} + s.d._{\Psi_3} + s.d._{\Psi_4} = 1+1+1=3$$

Eşitlik 1. de verilen denklemde değerler yerine

konulduğu zaman her bir kontrast tahmini için aşağıdaki sonuçlar elde edilir.

$$KT_{\Psi_{a=1}} = \frac{n(\sum \bar{X}_a \times c_{a,i})^2}{\sum c_{a,i}^2} = \frac{12 \times (12,175)^2}{20} = 88,94$$

$$KT_{\Psi_{a=2}} = \frac{n(\sum \bar{X}_a \times c_{a,i})^2}{\sum c_{a,i}^2} = \frac{12 \times (5,165)^2}{12} = 26,68$$

$$KT_{\Psi_{a=3}} = \frac{n(\sum \bar{X}_a \times c_{a,i})^2}{\sum c_{a,i}^2} = \frac{12 \times (-4,4)^2}{6} = 38,59$$

$$KT_{\Psi_{a=4}} = \frac{n(\sum \bar{X}_a \times c_{a,i})^2}{\sum c_{a,i}^2} = \frac{12 \times (4,42)^2}{2} = 117,17$$

Uzunluk (UZ) verilerinin hesaplanan kareler toplamı değerleri varyans analizi aşağıdaki gibi Çizelge 5'de verilmiştir.

Çizelge 5. Uzunluk Verileri için Varyans Analiz Çizelgesi

VK	SD	KT	KO	F
Gruplararası	4	271.38	67.84	116.03**
<b>Altgrup1</b>				
$\Psi_1$ :Kontrast_Tahmini_1	1	88.94	88.94	152.10**
<b>Altgrup2</b>	3	182.4	60.8	104.83**
$\Psi_2$ :Kontrast_Tahmini_2	1	26.68	26.68	45.62 **
$\Psi_3$ :Kontrast_Tahmini_3	1	38.59	38.59	65.99**
$\Psi_4$ :Kontrast_Tahmini_4	1	117.17	117.17	200.39**
<b>Grupiçi (Hata)</b>	55	32.16	0.58	
<b>Genel</b>	59	303.54		

\*: 0.05 düzeyinde önemli, \*\*: 0.01 düzeyinde önemli

Birinci hipotez için;

$$KT_{\text{karşılaştırma}_1} = KT_{\Psi_1} = 88.94$$

$$KO_{\text{karşılaştırma}_1} = \frac{KT_{\text{karşılaştırma}_1}}{s.d._{\Psi_1}} = \frac{88.94}{1} = 88.94$$

$$F_{\text{karşılaştırma}_1} = \frac{KO_{\text{karşılaştırma}_1}}{HKO} = \frac{88.94}{0.58} = 152.10$$

F kritik değer ise  $F_{1, 55, 0.05} = 4.02$  ve  $F_{1, 55, 0.01} = 7.12$  olduğundan  $H_0$  reddedilir. Yani, pamuğun rengi (Beyaz veya renkli oluşu) uzunluk ölçümünü etkilemektedir ( $p < 0.01$ ).

İkinci hipotez için;

$$KT_{\text{karşılaştırma}_2} = KT_{\Psi_2} + KT_{\Psi_3} + KT_{\Psi_4} = 26.68$$

$$+ 38.59 + 117.17 = 182.44$$

$$KO_{\text{karşılaştırma}_2} = \frac{KT_{\text{karşılaştırma}_2}}{s.d._{\Psi_2} + s.d._{\Psi_3} + s.d._{\Psi_4}} = \frac{182.44}{3} = 60.813$$

$$F_{\text{karşılaştırma}_2} = \frac{KO_{\text{karşılaştırma}_2}}{HKO} = \frac{60.813}{0.58} = 104.85$$

F kritik değer ise  $F_{3, 55, 0.05} = 2,78$  ve  $F_{3, 55, 0.01} = 4.16$  olduğundan  $H_0$  reddedilir. Yani istatistiki anlamda önemli bulunmuştur. Renkli famuklarda, renk, uzunluk değerlerinin ölçümünü etkilemektedir ( $p < 0.01$ ). Aynı şekilde Çizelge 2'deki çırçır randımanı değerlerine bakılarak analiz yapıldığında, katsayılar ve çeşitli hesaplamalar Çizelge 6'da verilmiştir. Çırçır randımanı verilerinin hesaplanan kareler toplamı değerleri de Çizelge 7'deki, varyans analiz tablosunda gösterilmiştir.

Çizelge 6. Çırçır Randımanı Verilerinin Ortalamaları, Kontrast Katsayıları ve Çeşitli Hesaplamalar

	M92	ADT	KDT	KREM	YEŞİL	$\sum c_{a,i}^2$
$\bar{X}_a$	41,41	29,37	25,12	30,99	17,19	
$C_1$	4	-1	-1	-1	-1	20
$C_2$	0	3	-1	-1	-1	12

$C_3$	0	0	2	-1	-1	<b>6</b>
$C_4$	0	0	0	1	-1	<b>2</b>
						$\Sigma$
$\bar{X}_a \times C_1$	165,63	-29,37	-25,12	-30,99	-17,19	
$\bar{X}_a \times C_2$	0	88,11	-25,12	-30,99	-17,19	
$\bar{X}_a \times C_3$	0	0	50,25	-30,99	-17,19	
$\bar{X}_a \times C_4$	0	0	0	30,99	-17,19	

Çizelge 7. Çırcır Randımanı Verilerinin Varyans Analiz Çizelgesi

VK	SD	KT	KO	F
<b>Gruplararası</b>	<b>4</b>	<b>3749.41</b>	<b>937.35</b>	<b>529.71</b>
<b>Altgrup1</b>				
<b><math>\Psi_1</math>:Kontrast_Tahmini_1</b>	1	2378.94	2378.94	1344.03**
<b>Altgrup2</b>	<b>3</b>	<b>1370.91</b>	<b>456.97</b>	<b>258.18**</b>
<b><math>\Psi_2</math>:Kontrast_Tahmini_2</b>	1	219.51	219.51	124.05**
<b><math>\Psi_3</math>:Kontrast_Tahmini_3</b>	1	8.59	8.59	4.85*
<b><math>\Psi_4</math>:Kontrast_Tahmini_4</b>	1	1142.50	1142.50	645.64**
<b>Grupiçi (Hata)</b>	<b>55</b>	<b>97.32</b>	<b>1.77</b>	
<b>Genel</b>	<b>59</b>	<b>3846.73</b>		

\*: 0.05 düzeyinde önemli, \*\*: 0.01 düzeyinde önemli

Birinci karşılaştırma için; kareler ortalaması ve F değerinin bulunuşu aşağıda verilmiştir.

$$KT_{karşılaştırma_1} = KT_{\Psi_1} = 2378.94$$

$$KO_{karşılaştırma_1} = \frac{KT_{karşılaştırma_1}}{s.d_{\Psi_1}} = \frac{2378.94}{1} = 2378.94$$

$$F_{karşılaştırma_1} = \frac{KO_{karşılaştırma_1}}{HKO} = \frac{2378.94}{1.77} = 1344.03$$

F kritik değer ise  $F_{1,55,0.05} = 4.02$  ve  $F_{1,55,0.01} = 7.12$  olduğundan  $H_0$  reddedilir. Yani çırcır randımanı verimini pamuğun rengi (**Beyaz veya renkli oluşu**) etkilemektedir( $p < 0.01$ ).

İkinci karşılaştırma için birinci karşılaştırmadaki ile aynı şekilde yapıldığında;

$$KT_{karşılaştırma_2} = KT_{\Psi_2} + KT_{\Psi_3} + KT_{\Psi_4} = 219.63$$

$$+8.59 + 1142.69 = 1370.91$$

$$KO_{karşılaştırma_2} = \frac{KT_{karşılaştırma_2}}{s.d_{\Psi_2} + s.d_{\Psi_3} + s.d_{\Psi_4}} = \frac{1370.91}{3} = 456.97$$

$$F_{karşılaştırma_2} = \frac{KO_{karşılaştırma_2}}{HKO} = \frac{456.97}{1.77} = 258.18$$

F kritik değer ise F kritik değer ise  $F_{3,55,0.05} = 2.78$  ve

$F_{3,55,0.01} = 4.16$  olduğundan  $H_0$  reddedilir. Yani istatistikî anlamda önemli bulunmuştur. Renkli pamuklarda, renk, çırcır randımanı değerlerinin ölçümünü etkilemektedir( $p < 0.01$ ).

Özetle; uzunluk değerlerinin analizi sonrasında, pamuğun rengi (Beyaz veya renkli oluşu) uzunluk ölçümünü etkilemektedir ( $p < 0.01$ ). Diğer bir karşılaştırma sorusu olarak belirlenen alt grup yani renkli pamuk gruplarına bakıldığında ise, renkli

pamuklardaki renk etmeni, uzunluk değerlerinin ölçümünü etkilemektedir( $p < 0.01$ ).

Çırcır randımanı değerlerinin analizi sonrasında ise, pamuğun rengi (Beyaz veya renkli oluşu) çırcır randımanı verimini etkilemektedir( $p < 0.01$ ) ve yine diğer bir karşılaştırma sorusu olarak belirlenen alt grup yani renkli pamuk gruplarına bakıldığında ise, renkli pamuklardaki renk etmeni, çırcır randımanı verimini etkilemektedir( $p < 0.01$ ).

## SONUÇ

Bu çalışmada tek faktörlü düzenlenmiş denemelerde alt grup tasarımında kontrast kullanımının nasıl planlanması gerektiği varyans analizi içerisinde incelenmiştir. 5 gruplu olan bu çalışmada renkli pamuk grubu alt grup olarak belirlenmiş, ve araştırmada uzunluk (UZ) ve çırcır randımanı (CR) sonuçları alt gruba bağlı kontrast analiz tasarımı ile incelenmiştir. Ortogonal kontrastların içinde belirlenen alt grup içerisinde Helmert kontrastları kullanılarak analiz yapılmıştır.

Sonuç olarak kontrast kullanımında, alt grup olarak belirlenen renkli pamuk grubunda, renk faktörünün etkisi, tek bir hipotezle belirlenmiş ve aslında birkaç sorunun altında yatan tahminlere, tek bir soruyla (Hipotez 2 deki gibi) cevap bulunması sağlanmıştır. Araştırmacılara ise, grup ortalamalarını karşılaştırırken, özellikle, alt grup varsa, kontrast tahmini yaparken merak edilen soruyu araştırma imkanı tanıdığı için önerilir. Aynı zamanda çalışma ile tarla bitkileri alanında çalışan araştırmacılara, planlı ortogonal karşılaştırmalar içerisinde kontrast kullanımının

anlatılarak ülkemizde az bilinen yeni bir istatistiksel yöntemi kullanma olanağı sunulmuştur.

#### KAYNAKLAR

- Abdi H, Williams LJ 2010. Contrast Analysis. Encyclopedia of research design, 243-251.
- Abdi H 2009. Experimental design and analysis for psychology. Oxford University Press, Inc., New York. p.33.
- Bek Y, Efe E 1988. Araştırma ve Deneme Metodları I. Ç.Ü. Ziraat Fakültesi Ders Kitabı no:71, Ç.Ü Ziraat Fakültesi Ofset ve Teksir Atölyesi, Adana, 395 s.
- Davis MJ 2010. Contrast coding in multiple regression analysis: Strengths, weaknesses, and utility of popular coding structures. Journal of Data Science, 8(1), 61-73.
- Efe E, Bek Y, Şahin M 2000. SPSS'te Çözümleri ile İstatistik Yöntemler II. Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Rektörlüğü Yayın No: 73, Ders Kitapları, Yayın No:9, K.S.Ü. Basımevi, Kahramanmaraş, 223s.
- Estes WK 1991. Statistical models in behavioral research. Psychology Press. New Jersey.
- Kwon M 1996. The Use of Planned Comparisons in Analysis of Variance Research. The Annual Meeting of the Southwest Educational Research Association, New Orleans, LA. p.16.
- Laija W 1997. Conducting ANOVA Trend Analyses Using Polynomial Contrasts. The Annual Meeting of the Southwest Educational Research Association, Austin, TX. p.57.
- Rosenthal R, Rosnow RL 1985. Contrast analysis: Focused comparisons in the analysis of variance. Cambridge, England: Cambridge University Press.
- Rosnow R, Rosenthal R, Rubin DB 2000. Contrasts and correlations in effect-size estimation. Psychological science, 11(6), 446-453.
- Shavelson RJ 2016. Statistical reasoning for the behavioral sciences. N. Güler, (Ed.), PegemA: Ankara. (Orijinal yayınlanma tarihi 1988).
- Sundström S 2010. Coding in multiple regression analysis: A review of popular coding techniques. Project Report, Department of Mathematics, Uppsala University. p.22.
- Thompson B 1990. Planned versus Unplanned and Orthogonal versus Nonorthogonal Contrasts: The Neo-Classical Perspective. The Annual Meeting of the American Educational Research Association, Roston, MA. p.49.
- Wendorf CA 2004. Primer on multiple regression coding: Common forms and the additional case of repeated contrasts. Understanding Statistics, 3(1), 47-57.