T.C.

KAHRAMANMARAŞ SÜTÇÜ İMAM ÜNİVERSİTESİ

FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

# ORTALAMALARIN KARŞILAŞTIRILMASINDA KONTRAST KULLANIMI

DEMET ÇANGA

DOKTORA TEZİ

ZOOTEKNİ ANABİLİM DALI

KAHRAMANMARAŞ 2018

**T.C.**
**KAHRAMANMARAŞ SÜTÇÜ İMAM ÜNİVERSİTESİ**
**FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

# ORTALAMALARIN KARŞILAŞTIRILMASINDA KONTRAST KULLANIMI

**DEMET ÇANGA**

**Bu tez,**
**Zootekni Anabilim Dalında**
**DOKTORA**
**derecesi için hazırlanmıştır.**

**KAHRAMANMARAŞ 2018**

Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü öğrencisi Demet ÇANGA tarafından hazırlanan "ORTALAMALARIN KARŞILAŞTIRILMASINDA KONTRAST KULLANIMI" adlı bu tez, jürimiz tarafından 01/ 06 /2018 tarihinde oy birliği ile Zootekni Anabilim Dalında Doktora tezi olarak kabul edilmiştir.

Prof. Dr. Ercan EFE (DANIŞMAN) …………………………….

Zootekni (Biyometri ve Genetik) Anabilim Dalı,

Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi

Prof. Dr. Zeynel CEBECİ (ÜYE) ……………..……………….

Zootekni (Biyometri ve Genetik) Anabilim Dalı,

Çukurova Üniversitesi

Prof. Dr. Tamer KAYAALP (ÜYE) …..………………………….

Zootekni (Biyometri ve Genetik) Anabilim Dalı,

Çukurova Üniversitesi

Doç. Dr. Mustafa ŞAHİN (ÜYE) ………………..…….

Zootekni (Biyometri ve Genetik) Anabilim Dalı,

Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi

Doç. Dr. Fatih ÜÇKARDEŞ (ÜYE) ….………………………...

Biyoistatistik ve Tıp Bilişimi Anabilim Dalı

Adıyaman Üniversitesi

Yukarıdaki imzaların adı geçen öğretim üyelerine ait olduğunu onaylarım.

Doç. Dr. Mustafa ŞEKKELİ ..

……..……...……………….

Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürü

**TEZ BİLDİRİMİ**

Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca tez yazım kurallarına uygun olarak hazırlanan bu çalışmada, alıntı yapılan her türlü kaynağa eksizsiz atıf yapıldığını bildiririm.

Demet ÇANGA

Bu çalışma Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, Bilimsel Araştırma Projeleri Koordinasyon Birimi tarafından desteklenmiştir.
Proje No: 2017/1-74 D

**ORTALAMALARIN KARŞILAŞTIRILMASINDA KONTRAST KULLANIMI**

**(DOKTORA TEZİ)**

**DEMET ÇANGA**

## ÖZET

İkiden fazla grubun yer aldığı deneysel araştırmalarda varyans analizi yaygın olarak kullanılmaktadır. Varyans analizinde, F testi ile grupların ortalamalarının aynı olduğuna dair sıfır hipotezi test edilir. İkili olarak ortalamalar arasındaki farklılıkların ayrıntılı incelemesi ise LSD, Tukey, Duncan gibi çoklu karşılaştırma testleri (multiple comparison tests) ile yapılır. Bu testler, plansız karşılaştırmalar veya post-hoc testler olarak da adlandırılır ve ortalamalar arasındaki olası tüm ikili ortalama kombinasyonların karşılaştırılmasını gerektirir. Özellikle grup sayısı fazla olduğu zaman, elde edilen ortalama gruplarının yorumlanması karmaşık ve zor olabilmektedir. Kontrast analizleri ise planlı karşılaştırmalar olarak da bilinir ve yalnızca karşılaştırılacak hipotezlere yoğunlaşır. Dolayısı ile yorumlamada avantaj ve kolaylık sağlar.

Bu çalışmanın amacı, ortalamaların karşılaştırılmasında odaklanılan sorular (hipotezler) hakkında daha kesin sonuçlar alınmasını sağlayan kontrast kullanımını detaylı olarak inceleyerek, kontrast analizinin tanıtımını ve kullanımını sağlamaktır. Bu amaçla, öncelikle kontrast kavramı tanıtılmış, kontrast tahmininin nasıl yapılacağı gösterilmiştir. Araştırıcının sorularının hipoteze dönüştürülmesi, kontrast analizi ve sonuçlarının yorumlanması anlatılmıştır. Ayrıca kontrast kodlaması yaparken göz önünde bulundurulması gereken durumlar hakkında detaylı bilgi verilmiştir.

Çalışmada, kontrast kullanımı ile sınıf karşılaştırılması, alt grup tasarımı, eğilim analizi için tek yönlü ANOVA şeklinde analizlere yer verilmiştir. Daha sonra, faktöriyel tasarımlarda ana etkiler ve interaksiyon etkileri içerisinde, kontrast kullanımı anlatılmış ve etki büyüklüğünün korelasyon cinsinden ölçümü hakkında bilgiler verilmiştir. Analizlerde R programı, versiyon 3.4.4 kullanılmış, komut dizimleri ise, ek olarak verilmiştir.

Sonuç olarak; araştırıcılara, kendi araştırma hipotezlerini/sorularını doğrudan test etmesini sağlayan kontrast analizleri önerilmektedir. Bu tez çalışmasının ülkemiz araştırıcılarına referans olması ve yeterince bilinmeyen kontrast analizi kullanımının yaygınlaşması beklenmektedir.

**Anahtar Kelimeler**: Kontrast, Planlı Karşılaştırmalar, Anova, Ortogonal, Eğilim Analizi

Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi
Fen Bilimleri Enstitüsü
Zootekni Anabilim Dalı, Mayıs / 2018

Danışman: Prof. Dr. Ercan EFE

Sayfa sayısı: 121

**USE OF CONTRAST IN THE COMPARISON OF THE MEANS**

**(PhD. THESIS)**

**DEMET ÇANGA**

**ABSTRACT**


If there are more than two groups in experimental studies, variance analysis is widely used. In the analysis of variance, the null hypothesis that tests whether the group averages are same is tested by the F test. A detailed examination of the differences between the averages is done by multiple comparison tests such as LSD, Tukey, Duncan. These tests are also called unplanned-comparisons or post-hoc tests and require a comparison of all possible combinations between the averages. Especially, if there are many number of groups, the interpretation of obtained group averages can be complicated and difficult. Contrast analysis also known as planned-comparisons, deal with only on the hypotheses to be compared. Therefore, it provides easy interpretation.

The aim of this study is to examine in detail the use of contrast that providing clearer results about focused questions (hypotheses) to compare the averages then to use and introduce the contrast analysis groups. For this purpose, firstly the concept of contrast and contrast estimation method were described. Then, the research hypothesis was created during the contrast analysis process and the interpretation method about information was presented. Finally, detailed information was provided about the conditions to be considered during the contrast coding process.

The study contains the subgroup design, the one-way ANOVA method for the trend analysis and the class comparison dependent using contrast analysis. Also, two-factor ANOVA for the contrast use in factorial design was used in the study. In the analysis, the 3.4.4. version of the R program was used and the command sequences were presented.

As a result; it is expected that the use of less used contrast will be widespread compared to known comparison tests, by accepting this thesis study as a reference. Researchers are advised to test specific questions that allow them to test their research hypothesis.



**Keywords:** Contrast, Planned Comparisons, Anova, Orthogonal, Trend Analysis



University of Kahramanmaraş Sütçü İmam

Graduate School of Natural and Applied Sciences

Department of Animal Science , May / 2018



Supervisor: Prof. Dr. Ercan EFE

Page Numbers: 121

# TEŞEKKÜR

Doktora tez çalışmam boyunca, engin bilgi ve tecrübelerinden faydalandığım ve çalışmamın her aşamasında beni desteklediği için, güleryüzü ve içtenliği ile her zaman yanımda olduğu için ve çalışmam sırasında olağanüstü sabır ve özveri ile dinleyerek, yorumlayarak, ilerlememe katkı sağladığı için Değerli danışman hocam Prof. Dr. Ercan EFE'ye en derin duygularla şükranlarımı sunuyorum.

Bölüm hocalarımızdan başta Değerli hocam Doç. Dr. Mustafa ŞAHİN olmak üzere tüm hocalarımıza, çalışmalarım süresince değerli görüş ve fikirlerini benimle paylaşan arkadaşlarıma ve bugünlere gelmemde emeği olan tüm hocalarıma teşekkürlerimi sunuyorum.

Son olarak, varlığımın ve bugün ulaştığım noktanın baş mimarları olan canım anneme, şu an yanımda olamayan ama bizi izlediğinden emin olduğum canım babacığıma ve her zaman yanımda olan, beni sevmekten ve desteklemekten asla vazgeçmeyen sevgili aileme teşekkür ediyorum. Son olarak bu çalışmayı "keşke yanımda sen de olsaydın" diyerek Sevgili Babama ithaf ediyorum.

# İÇİNDEKİLER

Sayfa No

# ŞEKİLLER DİZİNİ

**Sayfa No**

# ÇİZELGELER DİZİNİ

**Sayfa No**

# SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ

**VA** : Varyans Analizi

**ANOVA** : Varyans Analizi (Analysis of Variance)

**VK** : Varyasyon Kaynakları

**KT** : Kareler Toplamı

**KO** : Kareler Ortalaması

**HKO** : ANOVA' dan elde edilen hata kareler ortalaması

**HSD** : Hata Serbestlik Derecesi

**SD** : Serbestlik Derecesi

**P** : Probability(İhtimal)

**ADT** : Açık Deve Tüyü

**KDT** : Koyu Deve Tüyü

**M92** : Maraş 92

**S314** : Sayar 314

**Mic** : Micronaire index

$\psi_i$ : Hipoteze bağlı oluşturulan kontrast tahmini ($i$: kontrast tahmin indisi)

$C_a$ : Hipoteze bağlı oluşturulan konrast katsayısı ( $a$: grup indisi)

$c_{a,i}$ : Hipoteze bağlı oluşturulan konrast katsayısı ( $a$: grup indisi, $i$: kontrast tahmini indisi)

# 1.GİRİŞ

Varyans analizi, çoğunlukla ikiden fazla grubun yer aldığı deneysel araştırmalarda kullanılan bir tekniktir. Varyans analizi ile, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisi araştırılır. F testi ile, grupların ortalamalarının aynı olduğuna dair sıfır hipotezi test edilir. Araştırmacı varyans analizi sonuçları ile oluşan F testine göre ortalamalar arasındaki farkın anlamlı olup olmadığını belirleyebilir (Bek ve ark. 1988, Shavelson, 2016). İkili olarak ortalamalar arasındaki farklılıkların ayrıntılı incelenmesi ise çoklu karşılaştırma testleri (multiple comparison tests) ile yapılır (Özdamar, 1999; Efe ve ark. 2000; Üçkardeş, 2006; Darlington ve Hayes, 2016). Bunun için plansız (*post-hoc veya posteriori*) testler veya planlı (priori) testler yapılır.

Plansız karşılaştırmalar, yalnızca verilerin tümünü veya bir kısmını gözlemledikten sonra yapılan, veri odaklı karşılaştırmalar olup, açıklayıcı (exploratory) veri analizi stratejisinin bir parçasıdır. (Karpinski, 2006a). Çoğu araştırmacı tarafından "veri gözetimi" (Kirk, 1968), "bir dizi sonuç sağlama" (Keppel, 1982) ve "verileri eleme" (Keppel, 1982) şeklinde yorumlanmıştır. Araştırıcının ne aradığını bilmediği zaman, planlanmamış karşılaştırmalar beklenmedik, fakat önemli bir keşif yapmasına yardımcı olabilir (Keppel, 1973). Bununla birlikte araştırmacının, araştırmadan önce, hangi ortalamaların benzer veya farklı çıkabileceği konusunda belirgin bir fikri, beklentisi yoktur, ya da belirgin bir merakı söz konusu değildir (Chatham, 1999).

Planlı (priori) karşılaştırmalar ise verilerin incelenmesinden önce test etmeye karar verilen bir karşılaştırma olup bu karşılaştırmalar teoriye dayalı, doğrulayıcı (confirmatory) veri analizi stratejisinin bir parçasıdır (Karpinski, 2006a). Bir araştırma çalışması tasarlanırken, araştırmacılar, genellikle belirli bir denemeyi test etmek için planlarını oluştururlar. Deneysel olmayan araştırmalarda da durum böyle olabilir. Genel olarak planlı karşılaştırmalar doğrudan, bir araştırmacıyı bir çalışma planlaması için merak edilen araştırma soruları içerisinden çıkarılır. Çoğunlukla az sayıda olan bu karşılaştırmalar araştırmacıların alanındaki kişisel bilgi ve teorik çalışmalarına dayanmaktadır (Zieffler, 2011). Sezgisel anlamda bir şey yapmanın ötesinde, planlı kontrastların yani odaklanmış kontrastların, planlanmamış karşılaştırmalara göre iki tane avantajı vardır. İlk avantajı, 2. tip hataya karşı planlı karşılaştırmalar, plansız karşılaştırmalardan daha yüksek istatistiksel bir güce sahiptir. Plansız kontrastlar, olası veya birçok kontrastı göz önüne alır. Sonuç olarak, araştırmacıların gerçekten ilgilenmediği olanlar da dahil olmak üzere yapılan tüm kontrastları düzeltmeleri gerekir (Thompson, 1990). Buna karşın, planlanan karşılaştırmalar ise yalnızca ilgili karşılaştırmaları açıklamak için gereklidir, böylece 2. tip hataya karşı güç artar. İkincisi, Thompson'un (1988, 1994) belirttiği gibi, "*planlanan karşılaştırmalar, araştırmacıyı araştırmayı yürütmede daha dikkatli olmaya zorlama eğilimindedir*". Sonuç olarak, burada önemli olan şey; planlı ve plansız karşılaştırmaların ayırımının yapılması gerektiğidir (Abdi, 2010).

Planlı bir karşılaştırma olan kontrast kodlamada ise bağımsız değişkenin etkisini ayrıntılı bir şekilde analiz etmek için spesifik veya odaklanılmış karşılaştırmalar yer alır. Araştırılan etki pozitif ise diğeri negatif olacak şekilde kodlanan bu yüzden de bu durumda ise **'kontrast analizi'** kulanılacaktır. Burada **kontrast** ile **karşılaştırma** kelimeleri çok yakın anlamlı kullanılmakta olup, şu şekilde ayırt edilir: “Kontrast daima bir karşılaştırmadır ancak karşılaştırmaların hepsi kontrast değildir” diye düşünülmelidir. O halde kontrast analizi, araştırıcılar için verilerle ilgili odaklanmış sorularını sormasını sağlayarak, sonuçları teori, hipotez veya önsezi temelinde yapılan öngörülerle karşılaştırır (Rosenthal ve Rosnow, 1985).

Bu çalışmanın amacı, daha çok yabancı literatürde eğitim ve davranış bilimlerinde kullanılan kontrast analizi uygulamalarının ülkemizde de tanıtımını ve kullanımını sağlamaktır. Bunu gerçekleştirmek için öncelikle planlı karşılaştırmalarda kontrastın kullanıldığı yerler, kontrastın nasıl oluşturulduğu ve kontrast tahminlerinin yapılışı, tek ve iki yönlü ANOVA kullanılarak gösterilmiştir. Araştırmanın literatür çalışması ve verilerin uygulamalı gösterimi ile, ortalamaların karşılaştırılmasında kontrast analizi kullanımının yaygınlaştırılmasına destek olması beklenmektedir.

# 2. ÖNCEKİ ÇALIŞMALAR

Deneysel araştırmalarda, karşılaştırmalı çalışmalar oldukça yaygın şekilde gerçekleştirilir. Varyans analizi, bu çalışmalarda en sık kullanılan yöntemlerden biridir. İlk olarak Sir Ronald A. Fisher tarafından 1935 yılında varyans analizi adı verilen ve geliştirilen bu yöntem 1950'li yıllardan sonra araştırmacılar tarafından sıklıkla kullanılmaya başlanmıştır. Varyans analizi, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisini incelemek amacıyla kullanılır. Çoklu karşılaştırma konusunun temelleri Duncan, Roy, Scheffe, Tukey gibi bilim adamlarının katkılarıyla 1940'lı yıllarının sonu ile 1950'li yılların başlarında atılmıştır. Ancak, konu ile ilgili bazı fikirler başta Fisher olmak üzere birçok bilim adamı tarafından daha önceki yıllarda yapılmış çalışmalarda yer bulmuştur. Tukey tarafından 1953 yılında notlar teksir şeklinde hazırlanmış olup, 1966 yılında Miller tarafından yazılan kitapla çoklu karşılaştırma testlerinin popülaritesi artmıştır. 1970'li yıllarda pek çok makale yayınlanmış günümüzde ise temel ya da ileri düzeyli anlatıldığı kitaplar bulunmaktadır. Ancak özellikle kontrast kullanımı konusunda Türkçe yayın fazla bulunmamaktadır.

Kontrastlar veya karşılaştırmalar ortalamalar arasındaki özel farklılıkları araştırmak için kullanılır. Kontrastlar matematiksel olarak ifade edilen hipotezlerdeki vektörlerle kodlanır (Thompson 1985; 1994). Duncan, Scheffe, Tukey LSD testlerini içeren çok sayıda plansız (post-hoc veya posteriori denilen) çoklu karşılaştırma testleri mevcuttur. Klasik OVA testleri (ANOVA, ANCOVA. MANOVA, MANCOVA) eğitim çalışmalarında popülerliğini korumasına rağmen, bazı araştırmacılar ( Benton, 1989; Durapau, 1988; Keppel, 1982; Kuehne, 1993; Thompson, 1988; Tucker, 1991) son zamanlarda, plansız karşılaştırmaları veya ANOVA testini takip eden post-hoc karşılaştırmalara olağanüstü bir alternatif olarak, planlı karşılaştırmaları önermişlerdir.

Serlin ve Levin (1985), çoklu regresyon analizi için kodlama şemalarının doğrudan nasıl yorumlandığına yönelik bir çalışma gerçekleştirmişlerdir. Yapılan bu çalışma ile sayısal değişkenin kodlama seviyesinin nasıl yapılacağını tartışmışlardır. Kullanıcının doğrudan öngörebildiği kod değerlerinin üretilmesine izin veren genel bir yaklaşımı kullanmışlardır. Çoklu regresyon kodlama şemalarını öğrenen öğrenci ile yüzleşen kontrast /etki yorumlama problemi ile mevcut prosedürlerin büyük ölçüde basitleşeceğini göstermişlerdir. İstenilen etkilerin istatistiksel testleri doğrudan mevcut metinlerin sayfalarından takip edilmesine rağmen, başlangıçta belirtildiği gibi, uygun şekilde belirtilen etkilerin yorumlamaları yapılmamaktadır. Geleneksel varyans analizlerinde, ilgili kontrastlar doğrudan hücre ortalamalarından hesaplanabilir. Ne yazık ki, kullanıcı, kodlama planlarının tam olarak hangi regresyon katsayılarını tahmin ettiğini bilmiyorsa, kontrastların regresyon analizinden dolaylı olarak hesaplanması gerektiği görünmektedir. Yaklaşım içerisinde bunun böyle olması gerekmediğini açıkça ortaya koyuluyor. Ayrıca, burada ele alınan modeller daha karmaşık hale geldiğinde, kodlama şemaları ile parametre tahminleri arasındaki bağlantı zayıf ve belki de kaybolabilmektedir. Bu daha karmaşık tasarımlarda dahi, çeşitli katsayılar ile anlamlarının kolayca anlaşılacağı gösterilmektedir. Araştırmacı sonuç olarak, mevcut prosedürlerin öğrencinin çoklu regresyon kodlama şemalarını öğrenmesi ile kontrast / etki yorumlama problemini büyük ölçüde basitleştireceğini düşünmektedir. Bu yorumlama sorunu, mevcut olan çeşitli kodlama düzenlerini çözmeye çalışan lisansüstü araştırmalarda, öğrenciler tarafından gösterilmiştir.

Wang (1993) yaptığı çalışmada, planlanan kontrastlar, klasik varyans analizi (ANOVA, ANCOVA, MANOVA, MANCOVA) ve planlanmamış kontrastlar arasındaki farka ilişkin literatürü gözden geçirmiştir. İstatistikçi olmayan eğitim araştırmacılarına, planlanan kontrastların neden klasik varyans analizi ve plansız kontrastlardan daha fazla güce sahip olabileceği konusunda derinlemesine bir açıklama sunmayı hedeflemiştir. İlk olarak bu araştırmada, test yönteminin istatistiksel gücü ve 1.Tip , 2.Tip hata oranları, araştırmanın genel çerçevesinin oluşumunu sağlamak için incelenmiştir. Çalışma içerisinde, kontrastlar, ortogonal ve ortogonal olmayan kontrast kavramları ve formülasyonu tanıtılmıştır. Araştırmaya göre planlanan kontrastların dikkatli düşünülmüş araştırma sorularıyla ile araştırmacıların rasyonel beklentilerini yansıttığı iddia edilmektedir. Buna karşın, klasik varyans analizi testi veya plansız kontrastların pek çok durumda istenen bilgiyi sağlamadığı görülmüştür. Ayrıca, genellikle istenen veya istenmeyen birçok hipotezi test eden planlanmamış kontrastlar için olası şişirilmiş hata oranını kontrol etmek için bazı Bonferroni tipi düzeltmeler kullanılmıştır. Çalışmada istatistiksel güç ile iki hata türü arasındaki ilişki incelenerek açıklanmıştır. Planlanan kontrastların klasik varyans analizine veya planlanmamış kontrastlara göre daha fazla güce sahip olma ve tartışmayı somutlaştırma eğiliminde olduğunu göstermek için tek yönlü tasarımlanmış varsayımsal veriler kullanılmıştır. Hata giderme düzeltmesinin planlanmamış kontrastların gücünü azalttığına işaret etmek için nispeten genelleştirilebilir bir hesaplama da sunulmuştur. Sonuç olarak kabul edilebilir bir 1.tip hata oranının ne olduğu sorusu, kişinin kendi alanına uygun olarak pek çok istatistiksel olmayan faktörden etkilenen öznel bir değerlendirme olduğu görülmüştür. Ayrıca araştırma içerisinde planlanan kontrastlar için kabul edilebilir hata oranının yanı sıra ortogonal ve karşıt olmayan kontrastların kullanımı konusundaki tartışmalar, bu alanda daha fazla araştırma yapmanın gerekli olduğu savunulmuştur. Araştırmacılar, deneysel inceleme ve simülasyon deneyleri ile, farklı yaklaşımlar uygulanırsa, daha önemli bulgular bulunacağını önermektedirler.

Kwon (1996) yaptığı araştrıma makalesinde, ortalamalar arasındaki farklılıkları değerlendirmeyle ilgili planlanmamış ve planlanmış yöntemleri kısaca tarif etmiş ve araştırmacının planlı karşılaştırmalara ilişkin bir çerçeveyi anlamasına yardımcı olmak için ortogonal ve ortogonal olmayan kontrastları açıklamayı amaçlamıştır. Bu amaçla, varyans analizi (ANOVA) testinde planlanan karşılaştırmaların üstünlüğünü göstermek ve ortogonal kontrastlar ile ortogonal olmayan tüm kontrastları karşılaştırmak için küçük bir buluşsal veri seti oluşturulmuştur. Sonuç olarak varsayımsal veri kümesi ile, klasik bir varyans analizi testi ile istatistiksel olarak önemli bir fark bulunmasa bile, planlanan karşılaştırmalar için test edilmeye devam edildiğinde ortalamalar veya ortalamalar arasındaki anlamlı farkın tespit edildiği gösterilmiştir. Böylelikle planlı kontrast kullanımı için ANOVA’da anlamlı bir fark bulunmasına gerek duyulmadığı da görülmüştür.

Laija (1997), polinomiyal kontrastları kullanarak ANOVA’daki varyans analizinin eğilim analizi ile kullanımını incelemiştir. Eğilim analizi, ayarlanan aralıklarla kantitatif verileri tanımlamada yardımcı olur. Araştırmada varsayımsal bir veri seti üzerinde ANOVA ve çoklu regresyon kullanımı ile eğilim analizinin yapılışı gösterilmiştir ve eğilim analizinin kısıtlamaları tartışılmıştır. Pedhazur (1982) tarafından verilen örnek bir uyarlama, çoklu regresyonu kullanarak eğilim analizi kavramını göstermek için kullanılmıştır. Tek yönlü ANOVA’da eğilim analizinin kullanımı elle hesaplanabilirken, faktöriyel gibi kompleks denemelerde SPSS gibi paket programlarının kullanımının daha etkili olacağı gösterilmiştir. Öncelikle verilerin eğilim analizine uygunluğu araştırılmış ve çok sayıda terim veya aralık eklenmesi gerektiğinde, bir polinom fonksiyonunun bu deney için uygun olmayabileceği ve eğilim analizinin kullanılmaması gerektiği konusunda uyarıda bulunulmuştur. Eğilim analizi sonuçlarını yorumlarken ele alınması gereken çeşitli sınırlamaların olduğu görülmüştür.

Chatham (1999), yaptığı çalışmada plansız kontrastlardan ziyade planlı kontrast kullanımının nispi avantajını açıklamış ve bunu mevcut birkaç planlı kontrast kullanımı ile göstermiştir. Plansız kontrastlara karşın planlı kontrastları çeşitli kodlama teknikleri kullanarak varsayımsal bir veri seti ile ilişkilendirerek yapmıştır. Çalışma içerisinde kullanılan planlı kontrastlar önceden belirlenmiş spesifik hipotezleri test etmek ve 2.tip hataya karşın daha fazla istatistiksel güce sahip olmak için tasarlanmıştır. Yapılan araştırmada planlı kontrastlar arasında en yaygın farklılığın ortogonal veya nonortogonal olması gerektiği vurgulanmıştır. Ayrıca bu çalışmada karşılaştırmalar için daha özel kodlama yöntemleri olan eğilimli karşılaştırmalar, eğilimsiz karşılaştırmalar, kukla ve etki kodlama hakkında bilgi verilmiştir. Planlı kontrast kullanımının geleneksel varyans analizi için iyi bir alternatif olduğu söylenmiştir. Yani özetle bu çalışmada karşılaştırma metodlarından planlı kontrastlara genel bir yaklaşım yapılmıştır. Burada, araştırmacıların en büyük kısıtlamasının planlı kontrastları gözönünde bulundururken kişinin kendi yaratıcılığı olması gerektiğidir.

Buckless ve Ravenscroft (1990) yaptıkları çalışmada, çok seviyeli faktörler olduğunda ve faktörler arasındaki belirli interaktif ilişkiler hipotezleştirildiğinde, geleneksel ANOVA üzerinden kontrast kodlamanın artan istatistiksel gücünü göstermeyi amaçlamıştır. Yani 1.tip hata oranlarını arttırmadan, kontrast kodlamanın geleneksel ANOVA'dan daha fazla istatistiksel gücü sağladığını göstermiştir. Bu amaçla tek faktörlü ve çok düzeyli bir deneyi içeren örneklerde kontrast kodlamayı kullanmanın net faydasını hesaplama formülleri ve net faydanın önemi sunulmuştur. Çalışmada bazı araştırma tasarımlarıyla kontrast kodlamanın kullanımı örnekler ve analiz ile desteklenmiştir. Kontrast kodlamanın gerektirdiği planlamanın birincil yararının daha yüksek istatistiksel güç elde etmek olduğu gösterilmiştir. Sonuç olarak ANOVA'nın varsayılan katsayılarına güvenmenin araştırmacı ve araştırmalar için geçerli ve yararlı olduğu, bununla birlikte, teoriler geliştirildiğinde ve rafine edildiğinde, araştırmacıların bağımsız ve bağımlı değişkenler arasındaki ilişkilerin formuyla ilgili açık hipotezler geliştirilebileceği görülmüştür. Kontrast kodlamanın kullanılması, yanlışlıkla araştırma hipotezlerini kabul etme olasılığını azaltabilir. Hipotez oluştururken daha fazla hassasiyetin ilerdeki araştırmalar için daha iyi rehberlik sağlayacağı düşünülmektedir.

Rosnow ve ark. (2000), etki büyüklüğü tahmininde kontrastlar ve korelasyonlarla ilgili bir çalışma yapmışlardır. Odaklanmış veri soruları için kontrastlar kullanıldığında, etki büyüklüğünün standart ölçülerini sunma prosedürlerini açıklamışlardır. Bu anlamda uyarı korelasyonu, kontrast korelasyonu, etki büyüklüğü korelasyonu ve BESD (binomiyal etki büyüklüğünü) korelasyonu olmak üzere kavramsal olarak ilgili dört korelasyon indeksinden oluşan bir aile tanımlanmıştır. Bu kavramlara ait formüller ve uygulanışı bir örnek üzerinde gösterilmiştir. En basit kontrastlar, iki örneğin karşılaştırılmasından oluşur (bağımsız iki grubun ortalamasının t testi ile karşılaştırılması gibi). Bu durumda kullanışlı etki büyüklükleri, g ailesi ( Hedge'nin g'si ve Cohen'in d'si) ve Pearson'ın korelasyon katsayısı r'dir. İki grup olduğunda korelasyonlu yaklaşım uyarlanabilir ve yorumlanabilir, ancak ikiden fazla grup olduğunda durum olduğundan daha karmaşıktır. Son üç korelasyonun, yalnızca iki grup olduğundaki durum ile aynı hesaplandığı ancak ikiden fazla grup olduğunda farklı hesaplamalar yapıldığı gösterilmiştir. Sonuç olarak etki büyüklüğü tahmininde, ikiden fazla grup olduğunda r ailesi tercih edilir, sadece iki grup varsa, d, g veya r arasında güçlü bir tercih yapılmaz üç değerde iyi sonucu verir. Bu durumda iki grup olması halinde, $r_{kontrast}$ , $r_{etki\ büyüklüğü}$ ve $r_{BESD}$ aynı olacaktır. Buna rağmen ikiden fazla grup olduğunda ise $r_{alerting}$, $r_{kontrast}$, $r_{etki\ büyüklüğü}$ ve $r_{BESD}$ 'nin özdeş değerleri olması mümkündür, genelde $r_{etki\ büyüklüğü}$ $r_{BESD}$' den daha büyük olacak ve $r_{kontrast}$,, $r_{etki\ büyüklüğü}$ daha büyük olacaktır; bu farklılıklar bazen oldukça önemli olmaktadır. $r_{alerting}$, değeri ise diğer üç indeksin değerinden daha büyük olma eğilimindedir. Bütün bu endeks ailesi kullanılarak, tek bir ölçümle tam olarak anlaşılamayan kontrastın farklı anlamları da yansıtılmıştır.

Rosnow ve Rosenthal (2003) yaptıkları araştırmada, etki büyüklüğü tahmincilerinin üç ailesini ve psikolojik araştırmalardaki genel ve özel ilgi alanlarında kullanımlarını açıklamışlardır. Tartışılan durumlar hem gruplar arası, hem de grup içi (tekrarlı ölçümlerde) tasarımları içerir.

Wendorf (2004), yaptığı çalışmada var olan çoklu karşılaştırma kodlama tekniklerini gözden geçirerek netleştirmiştir. Temel ANOVA kontrast prosedürlerinin her biri, kategorik değişkenler için çoklu karşılaştırma kodlamasında doğrudan paralellik gösterdiği görülmüştür. Çalışmada çoklu karşılaştırma kodları olan Kukla, etki, kontrast kodlarının özelliklerini geleneksel varyans analizi (ANOVA) modelindekine (basit, sapma, helmert, eğilimli kontrastlar) benzer prosedürlerle tanıtılmıştır. Helmert, fark (difference, ters Helmert) ve polinom kontrastları, ortogonal kontrast kodlama formlarının özel bir haline benzer iken, kukla ve etki kodlaması sırasıyla basit ve sapma kontrastlarının kullanımına benzediği ve tekrarlanan kontrastların, burada sunulan strateji kullanılarak kolayca kodlanacağı gösterilmiştir. Böylelikle çoklu karşılaştırma kodlama teknikleri ile ANOVA kontrastları arasındaki yaklaşımları yapan istatistik öğrencileri için her iki işlem setinin kullanabilirliğini artırmıştır. Diğer tüm kullanıcı tanımlı (yani özel) kontrastlar Serlin ve Levin'in (1985) metodu kullanılarak belirlenebilir. Ancak daha da önemlisi, birçok kodlama yöntemi, dengesiz tasarımlar kullanıldığında yorumlanabilirlik sorunlarına neden olabilir. Pedhazur (1982), etkilerin kodlanmış regresyon katsayılarının değerlerinin ve yorumlanmasının, grupların farklı örnek boyutlarına sahip olması durumunda burada sunulan yorumlardan nasıl farklılaştığını göstermiştir. Benzer şekilde, O'Grady ve Medoff (1988), kukla kodların bazı etkileri uygun bir şekilde temsil edecek ölçüde kodlanmış değişkenlerin regresyon denklemine girme sırasına bağlı olduğunu belirtmiştir. Okuyucuların bu nedenle, dengesiz tasarımlar analiz edildiğinde potansiyel sorunların farkında olmaları istenir. Faktörel ANOVA tasarımlarında, kovaryans tasarımlarının analizi ve grup-içi ortak etkileşim tasarımlarının analizi (ATI tasarımları olarak da bilinir) için uygun kodları bulma prosedürünün uzantılarını sunulduğu araştırmada, kodlama yöntemlerinin ayrıntılı kullanımını araştırmak isteyen okuyuculara önerilmektedir.

Abdi ve Williams (2010), yaptıkları çalışmada, kontrast analizi yapmanın aşamalarını ve bir araştırma hipotezinin nasıl bir kontrast olarak ifade edilebileceğini göstermiştir. İlk olarak kontrast tahminlerine bağlı olarak yapılan kontrast katsayılarının nasıl oluşturulduğu ayrıntılı bir şekilde gösterilmiş ve daha sonra $F_{\psi}$ değeri hesaplanmıştır. Çalışma içerisinde planlı ortogonal ve nonortogonal karşılaştırmalara çoklu regresyonda klasik bir yaklaşımda yapılışı incelenmiştir. Planlı ortogonal kontrastların hesaplanmasında çoklu istatistik testleri hazırlanırken aynı veri seti üzerinde çalışıldığı için artan 1. tip hatayı kontrol etmek için Bonferenni, Sidak veya Monte Carlo düzeltmeleri hakkında bilgi verilmiştir. Ortoganal kontrastlar kümesi ve çoklu regresyon yaklaşımı birlikte kullanıldığında, daha önce açıklanan anova temelli yaklaşımla aynı sonuçları verdiği görülmüştür. Ortogonal olmayan kontrastlarla birlikte kullanıldığında ve bazı kısıtlamalar sağlandığında, ortogonal olmayan kontrastlar için çoklu regresyon yaklaşımını kullanabildiğini açıklanmıştır.

Davis (2010), yaptığı araştırmada son on yılda yükselen çoklu regresyon analizinin kullanımının ardından ANOVA ve çoklu regresyon analizi kullanımının kafa karıştıran yanlarını basitleştirmek adına, kodlama yapılarının kullanımı, en güçlü yanları ve sınırlamalarına vurgu yapmıştır. Bu amaçla stratejilerin herbirinin görsel analizi çoklu regresyon analizinin uygun bir veri seti içerisinde tüm aşamaları ile birlikte verilmiştir. Araştırmacılar, çoklu regresyon analizinin kullanımı yoluyla verilerin ortalama farklarını ve ortalama eğilimlerini test edebilmeleri için birçok seçeneğe sahip olduğu ve kodlama yapısının türü, araştırmacıların cevaplamak istedikleri hipotez türüne göre belirlenmesi gerektiği gösterilmiştir. Çalışma içerisinde mevcut araştırma projesinde hangi kodlama yapısının kullanılabileceğini belirlemek için araştırmacılar tarafından kullanılabilecek bir karar ağacı sunulmuştur. Oluşturulan karar ağacının adımları şu şekilde belirlenmiştir. Birincisi, araştırmacılar daha önceki literatür veya bilginin belirli hipotezleri belirlemelerine izin verip vermediğini belirlemelidir aksi takdirde etkileri nerede olduğunu bulmak için planlanmamış kontrastların incelenmesi gerekir. Bununla birlikte, araştırmacıların özel hipotezleri oluşturmak için bir sebebi varsa, grup ortalamalarının herbirini birbiri ile kıyaslamak için veya ortalamalarının eğilimlerine bakarak bir sonraki adıma geçerler. Eğilim testleri isteniyorsa, o zaman ortalamaların seviyelerine bakarak nasıl tepki verdiğini görmek için polinom veya eğilim kontrastları oluşturulacaktır. Araştırmacılar tek bir grubu tüm gruplara göre karşılaştırmak isterse, basit kukla kodları kolayca oluşturulabilir. Araştırmacılar, bireysel grup ortalamalarını birbirlerine karşı denemek isterse, etki kodlama tercih edilir. Araştırmacılar, bu türden farklılıkların her ikisini de incelemek isterlerse, en karmaşık kodlama türü olan kontrast kodlamasını uygulamalıdır. Araştırmacıların alması gereken son kararı ise daha kolay yorumlanabilen sonuçlar vermesine izin veren birbiriyle ilişkisiz kontrastların olup olmamasıdır. Oluşturulan bu karar ağacı, bundan sonraki pek çok araştırmacının yaptığı çalışmaya ışık tutmuştur.

Sundström (2010) yaptığı çalışmada, daha önce çok detaylı anlatılmayan kodlama şemaları, kodlama teknikleri ve kodlanmış matrislerden bahsetmiştir. Belirli kodlama yöntemlerinin nasıl, neden ve ne zaman kullanıldığı ve R’da bu yöntemlerin nasıl kullanılabileceği belirtilmiştir. Hangi soruyu yanıtlayacağı konusunda net bir vizyon sahibi olmak isteyen araştırmacının en uygun kodlama tekniğini nasıl seçtiği ile ilgili bilgi verilmiştir. Çalışmada bir kodlama şeması oluşturabilmek için hangi sorunun yanıtlanacağı konusunda net bir vizyona sahip olmanın çok önemli olduğu, eğer araştırmacı, net bir vizyona sahip değilse, bu özel duruma en uygun kodlama tekniğini seçmenin zor olabileceği gösterilmiştir. Çünkü araştırılan sorunun net bir durumu yoksa, sonuçların yorumlanması da zor olabilir. Farklı kodlama düzenleri anlama ve oluşturmada çoklu regresyon analizi kullanımının, literatürde yararlı bir kaynak olacağı düşünülmektedir.

Çelik ve ark. (2015) yaptıkları çalışmada, Türk Alaca Atlarda farklı yaş gruplarının çeşitli vücut ölçüleri üzerine olan etkilerini ortogonal polinomiyal kontrastlar kullanarak belirlemeyi amaçlamışlardır. Araştırmanın hayvan materyali, farklı yaş gruplardaki 69 tane Türk Alaca Atları meydana gelmiştir. Atların 17’si 1–2 yaş, 27’si 3–4 yaş, 16’sı 5–6 yaş ve 9’u 7–8 yaş grubu olmak üzere toplam denek sayısı 69 adettir. Kontrast tanımlaması yapılarak ve ortogonal karşılaştırma ile yaşlara göre cidago yüksekliği, sağrı yüksekliği, vücut uzunluğu, göğüs çevresi, göğüs derinliği, göğüs genişliği, sağrı genişliği, kuyruk uzunluğu, bacak uzunluğu, ön incik çevresi, baş uzunluğu ve kulak uzunluğu değişiminin analizi yapılmıştır. Yapılan analizle, doğrusal, kuadratik ve kübik etkiler araştırılmıştır. Parametre tahminleri anlamlı olan ve model olarak da anlamlı bulunan uygun regresyon denklemleri için Mallows'un Cp istatistikleri de hesaplanmıştır. 1–2, 3–4, 5–6 ve 7–8 yaşlı atlarda incelenen bütün vücut ölçülerinde Doğrusal etki istatistikî olarak önemli bulunmuştur. Mallows'un Cp değerlerine göre, yaşlara göre kulak uzunluğu doğrusal etkiye sahiptir. Yaşlara göre cidago yüksekliği, sağrı yüksekliği, göğüs genişliği ve bacak uzunluğu için kübik form daha uygun, vücut uzunluğu, göğüs çevresi, göğüs derinliği, sağrı genişliği, kuyruk uzunluğu, ön incik çevresi ve baş uzunluğuna kuadratik form daha uygun görülmüştür. Islah çalışmalarının değerlendirilmesinde, vücut ölçüleri bakımından avantajlı durumda olan atların kullanılan bu ölçülerinin, nasıl bir etkiye sahip olduğu ortogonal karşılaştırma yöntemleriyle gösterilmiştir. Çalışmada atların vücut ölçülerinin bilinmesinin gerekliliği vurgulanmıştır.

Wiens ve Nilsson (2017), yaptıkları çalışmada "faktöriyel tasarımlarda ortalama farklılıkları analiz edildiğinde, merkezi çıkarım etkileri nasıl bulunabilir ve etki boyutları hakkında ne öğrenilebilir?" şeklinde olan soruları cevaplamada yardımcı olacak yöntemleri gözden geçirmişlerdir. Yapılan araştırmada, istatistikle ilgili devam eden tartışmalar nedeniyle, birçok araştırmacı veriyi analiz etme ve yorumlama konusunda zorluğu gidermek için etki boyutları ve güven aralıkları (CI) kullanımını savunmuşlardır. Bununla birlikte, araştırmacılar faktör tasarımlarında etki büyüklüklerini belirlemede emin olamadıkları için, faktöriyel tasarımlarla yapılan çalışmalarda araştırıcıya özel çıkarımlara bağlı, spesifik soruları test etmede kontrast analizi kullanımının faydalı olduğundan bahsetmişlerdir. Etki büyüklüğü ile basit olarak iki ortalama arasındaki fark kontrast analizi olarak oluşturulur. Etki büyüklüğünün güven aralığı ise direkt olarak yönlendirererek ve ilgi etkilerinin önemi hakkında bilgi vererererek, kesinlik veya olasılık açısından yapılan herhangi bir yorum olasılık aralıklarının veya güvenilir aralıkların kullanılmasını gerektirir. Özetle, "Bayesci" t testleri gerçekleştirmek ve faktöriyel tasarımlarda merkezi çıkarım etkilerini izole eden ortalama farklılıkların kontrast analizleri için inanılabilir ve güvenilir aralıklar elde etmek için basit ve özgür yazılım araçlarının artık mevcut olduğunu göstermişlerdir.

Yabancı literatür içerisinde yer alan Rosenthal ve Rosnow (1985), Karpinski (2006a), (2006b), (2006c) ve Abdi ve Williams (2009)'un yaptıkları çalışmalar, bu tez çalışmasında yararlanılan en önemli kaynaklar olmuştur.

# 3. MATERYAL VE METOT

## 3.1. Materyal

Çalışmada, kontrast analiz yöntemlerinin daha anlaşılır olması bakımından sayısal veriler kulanılmıştır. Bu amaçla, KSÜ Ziraat Fakültesi, Tarla bitkileri Bölümü'nde yürütülen pamuk denemelerinden elde edilen verilerin bir kısmı, izin alınarak kullanılmıştır (Efe ve ark., 2004; Mustafayev ve ark., 2005). Bu denemelerde yer alan pamuk çeşitleri; Azerbaycan'da elde edilmiş mutant pamuk çeşitlerinden Ağdaş 3, Ağdaş 17 ve Ağdaş 21 ile Kahramanmaraş bölgesinin standart çeşitleri olan Maraş 92 ve Sayar 314 çeşitleridir. Ayrıca renkli pamuk çalışmalarında kullanılan genotipler Açık Deve Tüyü (ADT), Koyu Deve Tüyü (KDT), Krem ve Yeşil pamuk genotipleridir. Hesaplamalar ile kontrast kulllanımını sahadaki araştırıcılara tanıtılmak istendiği için her bir çeşide ait çok sayıda gerçek veriler içerisinden tesadüfi seçimle 3 tekerrürlü veri seti belirlenmiştir.

Hem beyaz hem de renkli pamuklara ait lif teknolojik özelliklerinden biri olan lif inceliği (mic) özelliği için ölçülmüş veriler çalışmanın sayısal örneklerini oluşturmuştur. Verilerin elde edildiği çeşitler/genotipler, türleri, coğrafi orijinleri Çizelge 3.1' de verilmiştir.

Çizelge 3.1. Beyaz pamuk ve renkli pamuk verilerinin çeşitleri ve türleri

| **BEYAZ PAMUK ÇEŞİTLERİ** | | **Türü** |
|---|---|---|
| Yerel çeşitler | Maraş 92 | *Gossypium hirsutum L.* |
| | Sayar 314 | *Gossypium hirsutum L.* |
| Mutant Azerbeycan çeşitleri | Ağdaş 3 | *Gossypium hirsutum L.* |
| | Ağdaş 17 | *Gossypium hirsutum L.* |
| | Ağdaş 21 | *Gossypium barbadense L.* |
| **RENKLİ PAMUK ÇEŞİTLERİ** | | **Türü** |
| | Açık Deve Tüyü (ADT) | *Gossypium hirsutum L.* |
| | Koyu Deve Tüyü (KDT) | *Gossypium hirsutum L.* |
| | Krem | *Gossypium hirsutum L.* |
| | Yeşil | *Gossypium hirsutum L.* |

### 3.2. Metot

#### 3.2.1. Kontrastın tanımı

Kontrast analizi, iki veya daha fazla grup ortalamasının istatistiksel karşılaştırması ile ilgilidir. O halde özellikle varyans analizi ve doğrusal regresyonda **kontrast**; farklı grup ortalamalarının karşılaştırılmasına izin veren katsayılar toplamı 0 olan değişkenlerin, doğrusal birleşimidir.

Matematiksel olarak ifade edilecek olursa;

$$(\mu_1, \mu_2, \mu_3, .., \mu_k)$$

şeklinde olan popülasyon ortalamalarının doğrusal kombinasyonları göz önüne alındığında,

$$\sum_{a=1}^{k} c_{a,i}\mu_a = c_{1,i}\mu_1 + c_{2,i}\mu_2 + ... + c_{k,i}\mu_k = L \tag{3.1}$$

doğrusal denkleminde

$$\sum_{a=1}^{k} c_{a,i} = 0 \tag{3.1a}$$

olur, yani katsayılar toplamı 0'dır (Bek ve Efe, 1988; Abdi ve ark., 2009).

Burada

$c_{a,i}$ : Hipoteze bağlı oluşturulan konrast katsayısı ( $a$: grup indisi, $i$: kontrast tahmini indisi)

olarak belirlenmiştir. Bu şekildeki doğrusal kombinasyonlar **kontrast** olarak bilinir.

#### 3.2.2. Ortalamaların aynılığına göre kontrast katsayılarının oluşturulması

Araştırıcı herhangi iki ortalamanın aynı olup olmadığını; bir grup ortalamasının birden fazla gruptan oluşan bir kümenin ortalaması ile aynı olup olmadığı; birden fazla ortalamadan oluşan iki ortalama kümesinin ortalamalarının aynı olup olmadığı gibi sorularla ilgilenebilir. Bunun gibi " aynı olup olmadığı" şeklindeki sorulara ait hipotezler için kontrast katsayılarını doğrudan yazmak mümkündür.

Genel olarak, iki ortalama türü karşılaştırıldığı (pozitif olanlarla negatif olanlar karşılaştırıldığı) için, **kontrast** olarak adlandırılmıştır. Yunanca ψ ('psy', 'pisay' diye okunur) harfiyle bir kontrastı belirtmek genel bir uygulamadır.

Bu gösterim ile hipotezler,

$H_0: \psi_i = 0$ (3.2)

$H_1: \psi_i \neq 0$

olarak kurulabilir. Eşitlik 3.2'deki gibi yazılan $H_0$ ve $H_1$ hipotezindeki $\psi_1$ "sigh one; pisay bir" olarak telaffuz edilir; alt simge olarak yazılan "1" rakamı ise, kontrast olduğunu gösterir. Kontrast tahmini hipoteze bağlı olarak Eşitlik 3.3'teki gibi yazılabilir

$$\psi_1 = (0 \times \mu_1) + (2 \times \mu_2) + (-1 \times \mu_3) + (-1 \times \mu_4) \quad (3.3)$$

Kontrast katsayıları bir çeşit "tartı, ağırlık" olarak da düşünülebilir genel olarak $\boldsymbol{c_{a,i}}$ notasyonu ile gösterilmektedir. Burada a: grup için bir indis, i: kontrast tahmini için bir indis olarak kullanılmıştır. Eşitlik 3.2'deki hipoteze göre kontrast katsayıları, örneğin 4 grup var ise, sırasıyla örneğin $\psi_1$ hipotezi için kontrast katsayılarının değerleri aşağıdaki gibidir:

$$c_{1,1} = 0 \quad c_{2,1} = 2 \quad c_{3,1} = -1 \quad c_{4,1} = -1 \quad (3.3a)$$

Buradan genelleştirilirse;

$C_a$ = $c_{a,i}$ = Hipoteze bağlı oluşturulan konrast katsayısı ( $a$: grup indisi, $i$: kontrast tahmini indisi)

$\psi_i$ : Hipoteze bağlı oluşturulan kontrast tahmini ( $i$: kontrast tahmin indisi)

şeklinde ifade edilir.

Tek bir kontrast tahmini varsa genel gösterim olan $C_a$ tercih edilirken, birden fazla kontrast tahmini varsa karıştırılmaması için $c_{a,i}$ kullanılması daha uygundur. Bazı yazarlar (Rosenthal ve Rosnow, 1985; Abdi ve Williams, 2010) $C_a$ yerine $\lambda_a$ tercih etmişlerdir. Ancak bu araştırmada $C_a$ genel gösterimi (notasyonu) tercih edilmiştir.

Araştırma soruları, kolayca istatistiksel hipotezlere dönüşür. 5 grup olduğu düşünülürse, (5-1) tane hipotez kurulabilir, genel olarak ise n tane grup varsa (n-1) tane kontrast tahmini (hipotez) oluşturulabilir. İlk olarak basit iki kontrast karşılaştırılmak istenirse; Hipotez 1 için $H_0$ hipotezi aşağıdaki gibi oluşturulur.

**Hipotez 1:** Örneğin "1. grup ortalaması ile 3. grup ortalaması arasında fark yoktur." şeklindeki hipotez, Eşitlik 3.4'teki gibi oluşturulur:

$$H_0 : \psi_1 = \mu_1 - \mu_3 = 0 \quad (3.4)$$

$H_0: \psi_1 = 0$ olduğundan birbirinden farklı $H_0$ hipotezlerini ayırt edebilmek için ikinci bir alt simge eklenmesi zorunluluğu doğar. Ancak kontrastın alt simgesi, “boş (null) hipotez veya sıfır hipotezi” anlamına gelen alt simge ile aynı statüye sahiptir. Bu iki durumu indislerle gösterebilmek için, literatürde, $\mathbf{H}_{0,1}$, $H_0^{(1)}$ veya $_1H_0$ gibi bir gösterimler kullanılabilmektedir. Bundan sonra, bu çalışmada, $\mathbf{H}_{0,1}$ gösterimi tercih edilecektir. Çizelge 3.2’de Hipotez 1’e (Eşitlik 3.4) ait kontrast katsayıları verilmiştir

Çizelge 3.2. Hipotez 1’e ilişkin kontrast katsayıları

| ***Grup 1*** $C_1$ | ***Grup 2*** $C_2$ | **Grup 3** $C_3$ | ***Grup 4*** $C_4$ | ***Grup 5*** $C_5$ | $\sum_a C_a$ |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 |

Görüldüğü gibi bir kontrast tahmini için olması gerektiği gibi $C_a$ katsayılarının toplamı sıfırdır.

Burada ψ’nin gerçek değeri bilinemez (Çünkü $\mu_{a.}$ bir parametre değeridir) bununla birlikte, ψ, örnekten alınan ortalamalardan (yani $\bar{X}_{a.}$değerlerinden) tahmin edilebilir. Bu durumda ψ’nin tahmin değeri $\hat{\psi}$ ile gösterilir ve şapkalı pisay diye teleffuz edilir. 'Şapka' yani ‘^’ simgesi, örnekten hesaplanan bir istatistiğe göre popülasyon parametresinin bir tahmini olduğunu gösterir. Örneğin, “2. grup ortalamasının, 3. ve 4. grup ortalamalarından farklı olup olmadığı” ile ilgili bir hipotez için kontrast tahmini;

$$\hat{\psi}_1 = 2\bar{X}_{2.} - \bar{X}_{3.} - \bar{X}_{4.} \tag{3.5}$$

ve “1. ve 2. grup ortalamalarının farklı olup olmadığı” ile ilgili bir hipotez için kontrast tahmini;

$$\hat{\psi}_2 = \bar{X}_{1.} - \bar{X}_{2.} \tag{3.6}$$

şeklinde yazılabilir. O zaman $H_0$: $\psi_1=0$ eşitliğinde ψ, 'şapka' içermez ise istatistiksel hipotezler, tahminler cinsinden değil de, popülasyon parametre cinsinden ifade edilmiş olduğuna dikkat edilir ve Eşitlik 3.3’de olduğu gibi, (3.5) ve (3.6) eşitliklerinde örnek ortalamaları yerine popülasyon ortalamaları olan μ simgeleri yazılır (Bek ve Efe, 1988; Abdi ve ark., 2009).

**Hipotez 2:** Örneğin “1. grup ortalaması ile 2. ve 3. grupların ortalamalarının ortalaması arasında fark yoktur.” şeklindeki hipotez Eşitlik 3.7’deki gibi oluşturulur:

$$H_{0,2} : \mu_1 - (\mu_2 + \mu_3)/2 = 0 \tag{3.7}$$

Denklemi yazmak için daha uygulanabilir bir yol, kesirli gösterimi ortadan kaldırmaktır. Bu amaçla, aynı hipotez;

$$H_{0,2} : \psi_1 = 2\mu_1 = (\mu_2 + \mu_3) \tag{3.7a}$$

veya eşdeğer olarak

$$H_{0,2} : \psi_1 = 2\mu_1 - \mu_2 - \mu_3 = 0 \tag{3.7b}$$

şeklinde oluşturulur. Çizelge 3.3’de Hipotez 2’ye ait kontrast katsayıları verilmiştir.

Çizelge 3.3. Hipotez 2’ye ilişkin kontrast katsayıları

| ***Grup 1*** $C_1$ | ***Grup 2*** $C_2$ | **Grup 3** $C_3$ | ***Grup 4*** $C_4$ | ***Grup 5*** $C_5$ | $\sum_a C_a$ |
|---|---|---|---|---|---|
| 2 | -1 | -1 | 0 | 0 | 0 |

**Hipotez 3**: Örneğin “1., 3. ve 4. grupların ortalamalarının ortalaması ile, 2. ve 5. grupların ortalamaları arasında fark yoktur.” şeklindeki hipotez Eşitlik 3.8’deki gibi oluşturulur:

$$H_{0,3} : \psi_3 = (\frac{\mu_1 + \mu_3 + \mu_4}{3}) - (\frac{\mu_2 + \mu_5}{2}) \tag{3.8}$$

Kesirlerden kurtarılmış olan diğer bir gösterimle aynı hipotez;

$$H_{0,3} : \psi_3 = 2\mu_1 - 3\mu_2 + 2\mu_3 + 2\mu_4 - 3\mu_5 \tag{3.8a}$$

olarak yazılabilir. Hipotez 3’ deki gibi bir kompleks karşılaştırmada katsayılar verilirken şu şekilde pratik bir yol izlenebilir. Pay ve paydanın en küçük ortak katı bulunur ve bulunan değer karşılaştırılan ortalama grubunda kaç grup varsa o sayıya bölünür. Bulunan sayı kontrast katsayısıdır.

Hipotez 3 örneğinde, karşılaştırılan ilk ortalama grubu (1.,3.,4.) içerisinde 3 adet; diğer ortalama grubunda (2., 5.) ise 2 adet ortalama vardır. 3 ve 2’nin en küçük ortak katı 6 olduğundan; ilk ortalama grubu için 6/3=2, diğer ortalama grubu için 6/2=3 bulunur. Bulunan “2” değeri 1.,3.,ve 4. gruplara; “3” değeri ise 2. ve 5. gruplara zıt işaretli olacak şekilde kontrast katsayısı  olarak atanır. Belirlenen bu katsayılar Çizelge 3.4'te verilmiştir (Habing, 2004).

Çizelge 3.4.  Hipotez 3'e ilişkin  kontrast katsayıları

| **Grup 1** $C_1$ | **Grup 2** $C_2$ | **Grup 3** $C_3$ | ***Grup 4*** $C_4$ | ***Grup 5*** $C_5$ | $\sum_a C_a$ |
|---|---|---|---|---|---|
| +2 | -3 | +2 | +2 | -3 | 0 |

**Hipotez 4**: Örneğin**;** 1. grup ortalaması ile 3. ve 4. grupların grup ortalamaları  arasında fark yoktur." şeklindeki hipotez için test edilecek sıfır hipotezi $H_{0,4}$: $\psi_4 = 0$ şeklinde olup Eşitlik 3.9'da; Hipotez 4'e ait kontrast katsayıları ise Çizelge 3.5'de gösterilmiştir:

$$H_{0,4} : \psi_4 = 2\mu_1 + 0\mu_2 - 1\mu_3 - 1\mu_4 + 0\mu_5 \tag{3.9}$$

Çizelge 3.5. Hipotez 4'e ilişkin kontrast katsayıları

| **Grup 1** $C_1$ | **Grup 2** $C_2$ | **Grup 3** $C_3$ | **Grup 4** $C_4$ | **Grup 5** $C_5$ | $\sum_a C_a$ |
|---|---|---|---|---|---|
| +2 | 0 | -1 | -1 | 0 | 0 |

Yukarıda anlatılan dört adet hipotez örneğindeki hipotezler ve tahminleri Çizelge 3.6'da gösterildiği gibidir.

Çizelge 3.6. Hipoteze bağlı tahminlerin gösterimi ve kontrast katsayıları

| KONTRAST TAHMİNİ | HİPOTEZLER | GRUP ADLARI | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | Grup 1 | Grup 2 | Grup 3 | Grup 4 | Grup 5 | |
| | | Kontrast Katsayıları | | | | | |
| | | $c_{1,i}$ | $c_{2,i}$ | $c_{3,i}$ | $c_{4,i}$ | $c_{5,i}$ | $\sum c_{a,i}$ |
| $\hat{\psi}_1$ | $H_{0,1}: = \mu_1 - \mu_3 = 0$ | 1 | 0 | -1 | 0 | 0 | 0 |
| $\hat{\psi}_2$ | $H_{0,2}: 2\mu_1 - \mu_2 - \mu_3 = 0$ | 2 | -1 | -1 | 0 | 0 | 0 |
| $\hat{\psi}_3$ | $H_{0,3}: 2\mu_1 - 3\mu_2 + 2\mu_3 + 2\mu_4 - 3\mu_5$ | +2 | -3 | +2 | +2 | -3 | 0 |
| $\hat{\psi}_1$ | $H_{0,4}: 2\mu_1 + 0\mu_2 - 1\mu_3 - 1\mu_4 + 0\mu_5$ | +2 | 0 | -1 | -1 | 0 | 0 |

### 3.2.3. Ortalamaların oransal büyüklüklerine göre kontrast katsayılarının oluşturulması

Araştırıcı, bir veya birden fazla grubun ortalamasının, bir veya birden fazla başka grup ortalamalarından belli oranda (yarım kat, iki kat, üç kat vb.) büyük veya küçük olduğunu düşünebilir. Bu durumda önce oranları belirten katsayılar yazılır, daha sonra bu katsayılar kontrast katsayılarına çevrilir.

**Örnek 3.1.**

Dört grupla bir deneme yapılırsa, ikinci grubun diğer üç gruba göre üstün olacağı öngörülüp ve "2. grup diğerlerinden en az 2 kat daha yüksektir" şeklinde belirlenirse, aşağıdaki Çizelge 3.7'deki gibi bir sıralamanın olması gerektiği ortaya çıkıyor.

Çizelge 3.7. Örnek 3.1'e ilişkin oransal büyüklüklere göre oluşturulan katsayılar

| $c_{1,i}$ | $c_{2,i}$ | $c_{3,i}$ | $c_{4,i}$ | Ort |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 2 | 1 | 1 | 5/ 4 |

Çizelge 3.7'deki katsayılar, ortalamaların birbirine göre oransal büyüklüklerini gösteren katsayılardır. Bu katsayılar hipoteze göre belirlenmiştir. Daha sonra oransal katsayılar toplamı ile grup sayısı oranlanır (5/4). Diğer ifade ile bu oran, oransal katsayıların ortalamasıdır. Bu ortalama her bir oransal büyüklük katsayısından çıkarılarak kontrast katsayıları bulunur. Bu durum Çizelge 3.8'de gösterilmiştir.

Çizelge 3.8. Örnek 3.1’e ilişkin oransal büyüklüklere göre oluşturulmuş kontrast katsayıları

| $c_{1,i}$ | $c_{2,i}$ | $c_{3,i}$ | $c_{4,i}$ | Ort |
|---|---|---|---|---|
| 1-5/4=-1/4 | 2-5/4= 3/4 | 1-5/4=-1/4 | 1-5/4=-1/4 | 0 |

Son olarak, kesirler tam sayıya çevirildiğinde, Çizelge 3.9’da istenilen kontrast katsayıları oluşur.

Çizelge 3.9. Örnek 3.1’e ilişkin kontrast katsayılarının düzenlenmiş (tamsayılı) hali

| $c_{1,i}$ | $c_{2,i}$ | $c_{3,i}$ | $c_{4,i}$ | Ort |
|---|---|---|---|---|
| -1 | 3 | -1 | -1 | 0 |

**Örnek 3.2**

Dört gruplu bir denemede için, birinci ve ikinci grubun ortalamalarının eşit olduğu iddia edilirse, üçüncü grubun ortlamasının, birinci ve ikinci grupların ortalamalarının iki katı ve son olarak dördüncü grubun ortalamasının, üçüncü grubun ortalamasının iki katı olduğu iddia edilirse, bu durumun sıralamaya yerleştirilmesi Çizelge 3.10’daki gibidir.

Çizelge 3.10. Örnek 3.2’ye ilişkin oransal büyüklüklere göre oluşturulmuş kontrast katsayıları

| $c_{1,i}$ | $c_{2,i}$ | $c_{3,i}$ | $c_{4,i}$ | *Ort* |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 1 | 2 | 4 | 8/4=2 |

Bu değerler kontrast katsayıları ile ifade edilirse, yani herbir sıralamadan ortalamayı çıkarılıp yazıldığında oluşan kontrast katsayıları Çizelge 3.11’deki kontrast katsayılarının düzenlenmiş hali oluşur.

Çizelge 3.11. Örnek 3.2’ye ilişkin kontrast katsayılarının düzenlenmiş (tamsayılı) hali

| $c_{1,i}$ | $c_{2,i}$ | $c_{3,i}$ | $c_{4,i}$ | *Ort* |
|---|---|---|---|---|
| 1-2=**-1** | 1-2= **-1** | 2-2=**0** | 4-2=**2** | **0** |

Bu aşamadan sonra hipotezleri oluşturmak daha kolay olacaktır. Böylelikle: şüphe durumunda öncelikle sonuçların yapılandırmasını çizip daha sonra sıralamayı yapmak daha iyi bir sonuç ortaya çıkarılmasını sağlayacaktır.

### 3.2.4. Kontrast kullanımının nedenleri

**a) F testini ayrıntılandırmak için kontrast kullanımı**

Kontrastlar tahmine dayalı verileri karşılaştırarak elde edilecek özel tahminlere dayalı odaklanılmış (yani araştırmacını sezgisel olarak merak ettiği) sorulardan oluşan önem testleridir. Yine odaklanılmış bir testin 1 serbestlik derecesinde herhangi bir F testi veya herhangi bir t testinde olduğu gibi özel soruların olduğu istatistiksel test anlamına gelmektedir. Diğer taraftan genel (omnibus) testler ise 1'den büyük serbestlik derecesi olan ki-kare ve F testlerinde olduğu gibi yaygın (ya da odaklanılmayan ) soruların olduğu önem testleridir. Bazen araştırmacı, F testini yaptığında istatistiksel olarak önemli sonuçlar çıkmamasına rağmen aslında sezgisel olarak gerçekte var olan bir farklılığın olduğunu düşünür. Bu durumda kontrast kullanımının önemi dikkat çekicidir (Rosenthal ve Rosnow,1985). Sayısal bir örnek verilerek bu durum Örnek 3.3'te açıklanmaya çalışılmıştır.

**Örnek 3.3**

Rosenthal ve Rosnow (1985) tarafından Spearman isimli video oyunu incelenmiştir. 5 farklı yaş seviyesindeki **(**11, 12, 13, 14, 15 yaş**)** çocukların psikomotor yetenekleri ile ilgili psikolojik gelişimleri araştırmacılar tarafından takip edilmektedir. Bu oyunun amacı farklı açılardan gelen meteor, roket vs. gibi etkilere karşı kendini koruyup uçmaya devam ederek skor puanları elde etmektir. Çizelge 3.12'de her bir yaş seviyesinde 10'ar tane olmak üzere toplam 50 çocuğun gösterdiği ortalama performans skorları verilmiştir. Çizelge 3.13'de ise bu verilere bağlı varyans analiz tablosu yer almaktadır.

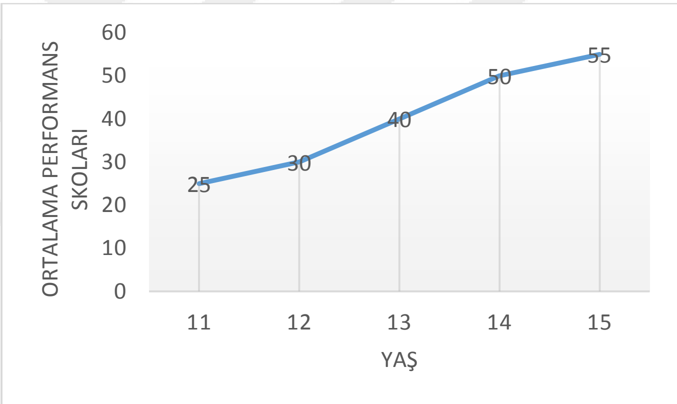
Çizelge 3.12. Video oyunu performans skorları ve yaş grupları

| Yaş seviyeleri | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 |
|---|---|---|---|---|---|
| Performans Skorları ortalaması | 25 | 30 | 40 | 50 | 55 |

Çizelge 3.13. Video oyunu performans skorlarının varyans analizi

| VARYANS ANALİZ TABLOSU | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| **VK** | SD | KT | KO | F | P |
| Yaş Seviyesi | 4 | 6500 | 1625 | 1.03 | 0.40 |
| Hata | 45 | 70875 | 1575 | | |
| GENEL | 49 | 77375 | | | |

Görüldüğü gibi F testinin sonucunda yaş grupları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir fark yoktur (P>0.05). Ancak bu sonuca bakarak yaşın etkili olmayan bir değişken olduğu sonucuna varmak hatalı bir yaklaşım olabilir. Şekil 3.1'e göre yaş arttıkça performansın da arttığı açık olarak görülmektedir.




Şekil 3.1. Yaş ve performans arasındaki doğrusal ilişkinin gösterimi

Araştırmacı varyans analizinde alınan sonuçlar yaşın önemli bir etki yaratmadığını gösterirken; ortalamaların grafiği çizildiğinde ve korelasyonu (r=0.992) hesaplandığında daha farklı bir sonuç çıkabileceğini merak edebilir. Çünkü burada araştırmacı bağımsız değişkenin seviyelerini tamamen göz ardı ederek F testini yapmıştır. Oysa deneyimli araştırmacılar yaşla artan psikomotor davranışların etkisini bulmak isterler. O halde kontrast kullanımının burada önemli olduğu ortaya çıkar. Çünkü deneyimli bir araştırmacı örneğin sezgisel olarak 11 yaşındaki çocuğun gösterdiği psikomotor davranış ile 15 yaşındaki çocuğun psikomotor davranışı arasında bir fark olması gerektiğini düşünür. Buna göre 11 ve 15 yaş ortalamalarının t testi ile karşılaştırılması için Eşitlik 3.10'da yerine yazılırsa, test istatistiği;

$$t = \frac{\bar{X}_{15} - \bar{X}_{11}}{\sqrt{\left(\frac{1}{n_{15}} + \frac{1}{n_{11}}\right) \times H.K.O}} \tag{3.10}$$

$$= \frac{55.0 - 25.0}{\sqrt{\left(\frac{1}{10} + \frac{1}{10}\right) \times 1575}} = 1.69$$

olarak bulunur. Cetvel değeri $t_{45,\alpha=0.05} = 1{,}684$ olduğundan sıfır hipotezi reddedilir. Yani 11 yaşındaki çocuğun gösterdiği psikomotor davranış ile 15 yaşındaki çocuğun psikomotor davranışı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir fark vardır.

Bu durumda performansın yaşla doğrusal olarak artıp artmadığı özel sorusu değerlendirilmiştir ve ayrıca doğrusal bir ilişkinin olduğunu grafikten izlemek de mümkündür. Bu nedenle araştırmacının özel olarak ilgilendiği bu gibi soruların analizinde kontrast kullanmak uygundur. Görüldüğü gibi F testi anlamlı çıkmamasına rağmen, güçlü bir sezgi ile yaklaşıldığında gerçekte varolan etki bulunmuştur. Bu ise kontrast kullanırken aslında F testinde anlamlı sonuçlar çıkmasa da; Eşitlik 3.10'daki HKO değerini elde etmek için ANOVA'ya ihtiyaç duyulduğunu gösterir (Kwon, 1996; Shavelson, 2011).

**b) Grup ortalamalarını karşılaştırmak için kontrast kullanımı**

Kontrast analizi araştırmacılar tarafından odaklanılan soruları sormaya izin vermektedir. Kontrastlar; sezgisel olarak düşünülen tahmini sıralama sonuçlarını sonuçlarını garantilemek için kurulan iki ya da daha fazla grubu içeren karşılaştırmalardır. Kontrast;

- ilk olarak genel (omnibüs) bir F testi ve varyans analizinin yerine planlı karşılaştırmaları kullanarak) verileri analiz ederken ayrı ayrı cevaplamak istenilen odaklanılan soruların sayısını artırmaktadır;
- verilerin gerçekte gösterdiği etkiyi hissedinceye kadar post-hoc veya tesadüfi karşılaştırmaları kullanmayı gerektirir (Hays, 1963; Rosenthal ve Rosnow,1985).

O halde seçilmek istenen kontrastların doğası;

- hipotezlere göre,
- kullanılan araştırma denemesine veya grupların tipine bağlı değişecektir.

Ele alınan kontrastlar için istenen çok küçük hesaplamaların sonucunda; daha yüksek bir istatistiksel güç ve araştırma sonuçlarının daha aşikar (net) yorumlanması sağlanabilecektir.

**c) Yorumlamadaki artan netlikten dolayı kontrast kullanımı**

Araştırmalarda temel alınan yorumlamadaki netlik söylenmeden geçilemez şöyle ki; uygun bir araştırma projesi alındığı zaman, varyans analizinde interaksiyon etkilerini yorumlayan araştırmacılar olduğunda yorumlamada artan bir netlik olacağı aşikardır.

**d) Önem (significance) ve etki büyüklüğünden dolayı kontrast kullanımı**

Grup ortalamalarını karşılaştırıldığı zaman bile bulguların önem testinde sadece sonuçları temel almamak gerekebilir. Çünkü önemlilik tüm resmin sadece küçük bir kısmını ortaya çıkarır. Planlı ya da plansız karşılaştırma yapan araştırma sorularının her biri için istediğimiz iki farklı bilgi hemen hemen her zaman olacaktır. Bunlar aşağıdaki gibidir:

a) Etki büyüklüğü
b) İstatistiksel önemlilik

Bu durum temel bir kavramsal eşitlik ile ifade edilecek olursa;

**Önem Testi=Etki Büyüklüğü × Çalışmanın Büyüklüğü**

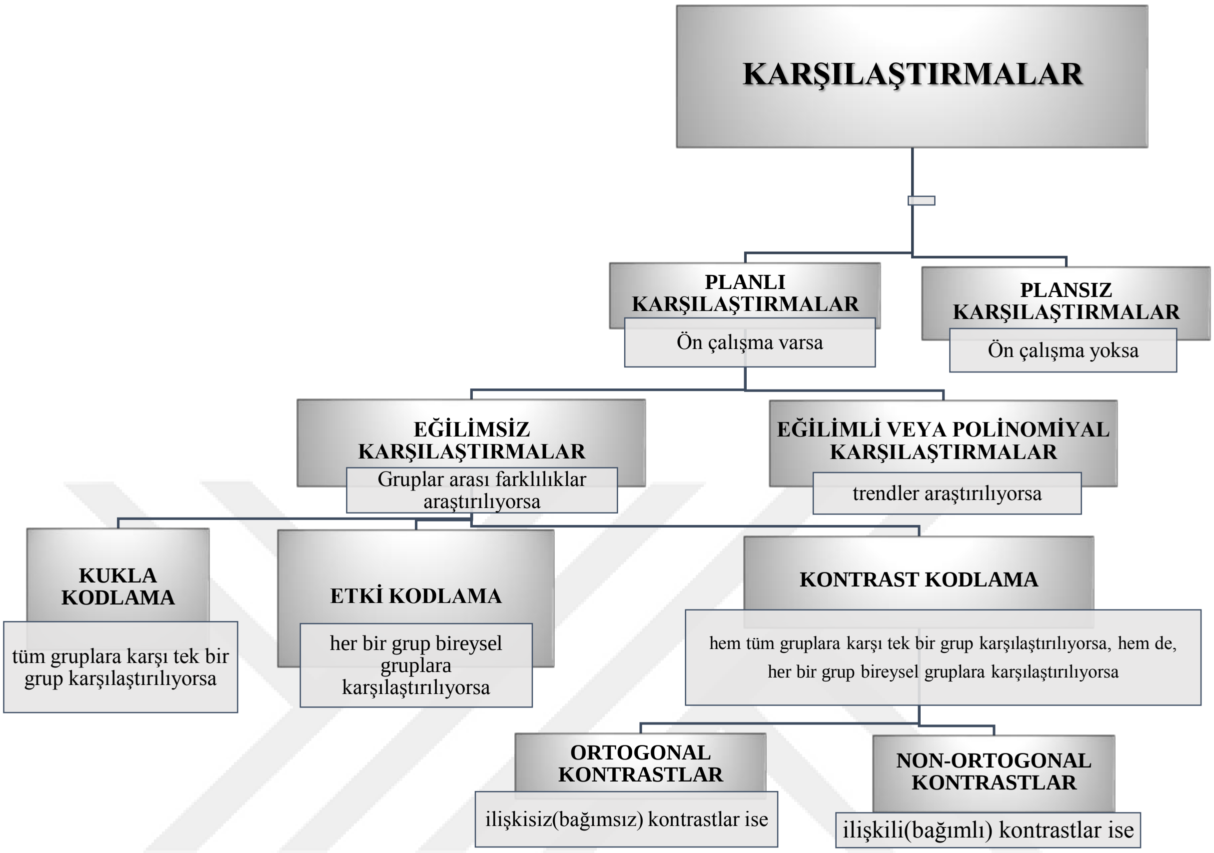
şeklindedir.

Tüm bu nedenlerden dolayı kontrast kullanımı gerekmektedir, bu aşamadan sonra kontrast seçimi ve kodlama adımları nasıl olacağı hakkında bilgi verilecektir.

### 3.2.5. Kontrast seçimi ve kodlama adımları

Öncelikle kodlama şeması seçilmelidir. Fakat bu kodlama şeması nedir ve nasıl seçilir ve niçin kullanılır? Öncelikle bu biraz açıklanacak olursa; kodlama şeması kodlu değişkenlerden oluşur. Kodlamadaki değişkenler, kalitatif (nitel) ve kantitatif (nicel) verileri değiştirmek için bir kullanılır. Bir değişkeni kodlamak için değişkene sayısal bir değer atanır. Örneğin; cinsiyet nitel değişkenine kadın için “0”, erkek için ise “1” atanır. Yani bu değişkenler ayırt edici sınıflar olarak bahsedilir (Sundström, 2010).

Şimdi ise uygun kodlama yapısı belirlemek için uygun kodlama yapısı içeren karar ağacı Davis (2010) tarafından oluşturulmuştur.




Şekil 3.2. Kod seçiminde karar ağacı

İlk olarak eğer önceki çalışma veya bilgilerimiz özel bir hipotez oluşturmayı sağlıyorsa planlı karşılaştırmaları kullanma durumu araştırılır. Aksi halde ise plansız karşılaştırmalar araştırılır.

Sonraki adımda ise grup ortalamalarını karşılaştırma veya ortalamadaki eğilimleri mi araştırmak hakkında karar verme aşamasıdır. Eğer eğilimler araştırılmak isteniyorsa ortalama seviyelerinin nasıl hareket ettiğini görebilmek için eğilimli veya polinomiyal karşılaştırmalar oluşturulur.

Eğer ortalama farkları araştırılıyorsa; hangi tip ortalama farkına bakmak istenildiğine karar verilir.

- Kukla kodu tercih ediliyorsa; tek bir gruba karşı diğer tüm gruplar karşılaştırılır.
- Etki kodlama tercih ediliyorsa; bireysel bir gruba karşı her bir grup karşılaştırılır.

- Kontrast kodlama tercih ediliyorsa; kukla ve etki kodlamayı birleştirilerek, daha kompleks bir yapıyı kullanılır. Bu yapının içinde son adım olarak kontrastın ortogonal ya da non-ortogonal olması sonucun daha iyi yorumlanmasını sağlar.

Şekil 3.2'deki aşamaların özeti verilmiştir. Aşağıda ise bu aşamaların ayrıntılı anlatımı yapılmıştır.

### 3.2.5.1. Planlı ve plansız karşılaştırmalar

Araştırmacılar bir araştırma çalışmasını planlarken, genellikle belirli bir denemeyi test etmeyi tasarlar. Planlı karşılaştırmalar, çoğunlukla az sayıda olup araştırmacının sahadaki bilgi ve teorik çalışmasına dayanır. Bu karşılaştırmalarda, ortalamalar arasındaki farka ilişkin hipotezin önce belirlenmesi gereklidir. Bunu yaparken araştırmacının, ilk olarak güçlü bir dayanağı, ikinci olarak ise sağlam deneye ve gözleme bağlı kanıtı, hatta tercihen iki durumun da olması gerekir (Shavelson, 2016). Genel olarak, bu yüzden planlı karşılaştırmalar, doğrudan bir araştırmacıyı bir çalışma planlaması için motive eden araştırma sorularından çıkarılır. Araştırmacının incelemek istediği karşılaştırmaların, verilerin araştırılmasından önce yapılması planlandığından, bu ad ile adlandırılmıştır (Chatham, 1999).

Post-hoc karşılaştırmalar da denilen plansız kontrastlara göre, planlı karşılaştırmalar, literatürde çok yüksek bir statüye sahiptir. Ancak bununla birlikte plansız kontrastların da kullanılması gereken yerler vardır. Planlı karşılaştırmaların teorik olarak geliştirilmeyen yeni alanlarda kullanılmasının sakıncalı olduğu görülür. O yüzden bu gibi ustalık gerektiren verilerin olduğu durumlarda ise plansız karşılaştırmalar iyi bir seçimdir (Sundström, 2010).

Planlı kontrastlar plansız kontrastlardan çok durumda daha kullanışlıdır. Davis (2010)'e göre bu durum aşağıdaki gibi açıklanmıştır:

- Planlı karşılaştırmalar istenilen ve ilişkisiz grup farklarını oluşturmaya gerek duymadığından 2.tip hataya karşı daha kuvvetlidir.
- Plansız karşılaştırmalar birçok veya tüm olası karşılaştırmaları dikkate alır ki bu tüm karşılaştırmalar için hatta ilgilenilmeyen karşılaştırmalar için bile düzeltme şansı sağlar.
- Planlı karşılaştırmalar oluşturulurken daha özel ve istenilen hipotezin düşünülmesi gerekecektir.
- Yorumlama ise ilişkisiz (bağımsız) ve alakasız sonuçların yorumlarına gerek duyulmadığından daha kolaydır.

Planlı karşılaştırmalar kullanmak için seçildiği düşünülürse; bir sonraki adım ise eğilimli veya eğilimsiz kontrastları seçmek olmalıdır.

### 3.2.5.1.1 Eğilimli kontrastlar

Kontrast ayrımının başka bir tipi ise eğilimli kontrast ile eğilimsiz kontrastlardır. Eğilim analizi özellikle, grupların etkileri araştırmak istenildiğinde ve doğrusal olmayan grafikle keşfedilebilen diğer veri tiplerini araştırmak istenildiğinde daha kullanışlıdır (Sundström, 2010). Polinomiyal kontrastlar olarak da bilinen eğilimli kontrastlar her bir test için iki ortalamanın eşit olup olmadığını araştırmak yerine ortalama seviyelerinin belirli bir şekilde (doğru, parabol vs.) geçip geçmediği ile ilgilenir (Thompson, 1994).

Bu tarz eğilimli kontrastlar, Davis (2010)'e göre eğer veriler,

- nicel (kantitatif), sayılabilir ve seviyeler eşit aralıklı ise örneğin gübre dozu, ilaç dozu vs.(10, 20, 30, 40 vs.) veya
- nitel (kategorik), sıralanabilir ölçekli ise örneğin; küçük, orta, büyük işletmeler gibi; eğitim durumu (eğitim yok, ilk, orta, lise, yüksek vs.)

şeklinde ise kullanılmalıdır. Bağımsız değişken kantitatif olduğunda ortogonal kontrast analizi örneği uygulanabilir. Bu durumda, verilerin çoğu kez eğilimler açısından analiz edilmesi istenir. Özellikle, verilerdeki desenin temel polinom fonksiyonlarına karşılık gelen basit şekillerle uydurulup uydurulmayacağı bilinmek istenir. Bilindiği gibi en basit polinom bir doğrudur (bu tek dereceli bir polinomdur). Bu durumda, grup ortalamalarının bir çizgi üzerinde konumlanıp konumlanmadığı bilinmek istenir. Sonraki polinom ise kuadratik bir polinomdur. Bu durumda, grup ortalamaları, ortalamaların bağımsız değişkenin kare değerlerinin bir fonksiyonu olduğu şekilde konumlandırılır. Bir sonraki adım kübik polinomdur. Bu durumda, grup ortalamaları, ortalamalarının küpünün bir fonksiyonu olacak şekilde konumlandırılmaktadır. Bir sonraki adım, derecesi dört olan bir polinomu ve bu şekilde devam edecektir (Abdi ve ark., 2009; Sundström, 2010).

Eğilim analizinin amacı, bu bileşenlerin her birinin önemini belirlemek ve bunların önemini değerlendirmektir. Temel fikir basittir: Bir bileşenin önemini değerlendirmek için, polinomun her bir bileşenini bir kontrast olarak ifade etmek ve bir kontrast analizi yapmak yeterlidir. Tasarım dengelendiğinde ve bağımsız değişkenin seviyeleri eşit aralıklarla yerleştirildiğinde, analiz özellikle kolaydır çünkü ortogonal olarak tasarlanan kontrast katsayıları setlerini kullanabilir ve polinomun her bir bileşenini ifade edilebilir.

Eğilim  analizi modeli, Laija (1997)’ya göre ;

$$Y_{ij} = \mu + \beta_1(V_1 - \bar{V}) + \beta_2(V_2 - \bar{V})^2 + \beta_3(V_3 - \bar{V})^3 +..+ \varepsilon_{ij} \qquad (3.11)$$

şeklindedir. Burada ;

$Y_{ij}$ =polinom

$\beta_i$ =eğim

$V_i$ =i.nci faktör seviyesi

$\bar{V} = V_i$’nin ortalaması olarak verilmiştir.

Eğilim analizi için verilen bu eşitlikteki, her $\beta_i$ ya da eğim için, $\beta_i$= 0, en iyi uydurma düz çizgisinin 0 eğimine sahip olduğu sıfır hipotezini test edecektir. Eğer $\beta_i$ sıfırdan çok farklı ise o zaman Ho hipotezi reddedilir ve diğer doğrusal olmayan modeller test edilecektir. Bu modelin, Laija (1997)’ya göre eğer doğrusal bir fonsiyona göre seviyeleri ilişkili ortalamaların olduğuna inandıran iyi sebebler varsa en uygun olanı seçilir. Bu tip kontrast, doğru eğilim tahmini yapabilmek için tüm grup ortalamalarının doğru ağırlıkta olmasını ister. Eğilim analizinde, iki tane soru göz önüne alınmalıdır.

1. Eğer aşağı ya da yukarı yönde fonksiyonun genel bir eğriliği mümkünse;
2. Eğer daha kompleks eğilimleri gösteren herhangi bir işaret varsa; kullanılması tercih edilmelidir.

Bu metodun amacı, yaklaşık eğrileri ve ilişkilerin genel formunu gösteren doğrusal ve non-doğrusal bileşenlerin etkisini ayıran polinomları kullanmaktır. Bu polinomlar üstel ya da logaritmik formdadır.

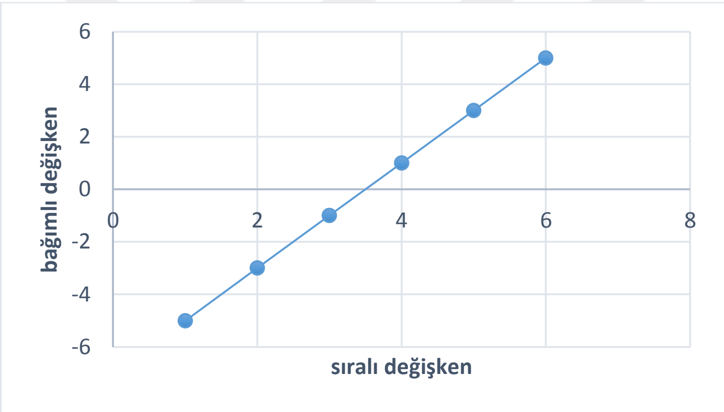
Eğilim analizi ilk olarak özel bir eğilimi araştırır ve ikinci olarak ise önemli bir sonucu verecek olan en basit fonksiyonu araştıran bir post-hoc analizdir. Yaygın kullanılan ilk dört 4 temel durum, doğrusal, kuadratik, kübik, kuartik eğilimdir (Dubcowsky, 2015).

Altı ortalama gruplu bir deneme için Çizelge 3.14’de ortogonal polinom katsayıları verilmiştir. İki gruptan on gruba kadar ortogonal polinom katsayıları ise EK 6’da verilmiştir (Rosenthal ve Rosnow, 1985, Abdi ve ark., 2009).

Çizelge 3.14. Ortogonal polinomiyal katsayılar ve sıralı ortalamalar

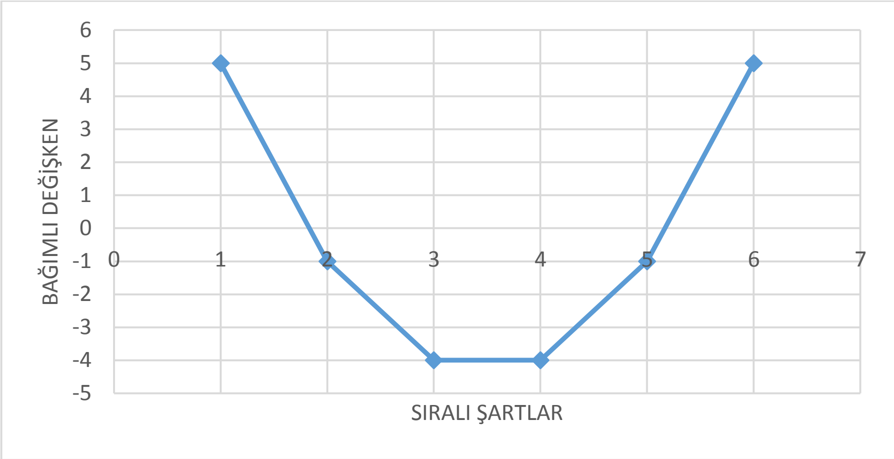
| **Kontrast katsayıları** | **Grup 1** | **Grup 2** | **Grup 3** | **Grup 4** | **Grup 5** | **Grup 6** |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Doğrusal etki katsayıları ($C_{Doğrusal}$) | -5 | -3 | -1 | 1 | 3 | 5 |
| Kuadratik etki katsayıları ($C_{Kuadratik}$) | 5 | -1 | -4 | -4 | -1 | 5 |
| Kübik etki katsayıları ($C_{Kübik}$) | -5 | 7 | 4 | -4 | -7 | 5 |

Altı grup için, çizelgede ilk sırada katsayıları verilen doğrusal eğilim, eğilim analizlerinin en basit formudur. Şekil 3.3a'da basit bir doğrusal eğilim örneği gösterilmiştir.



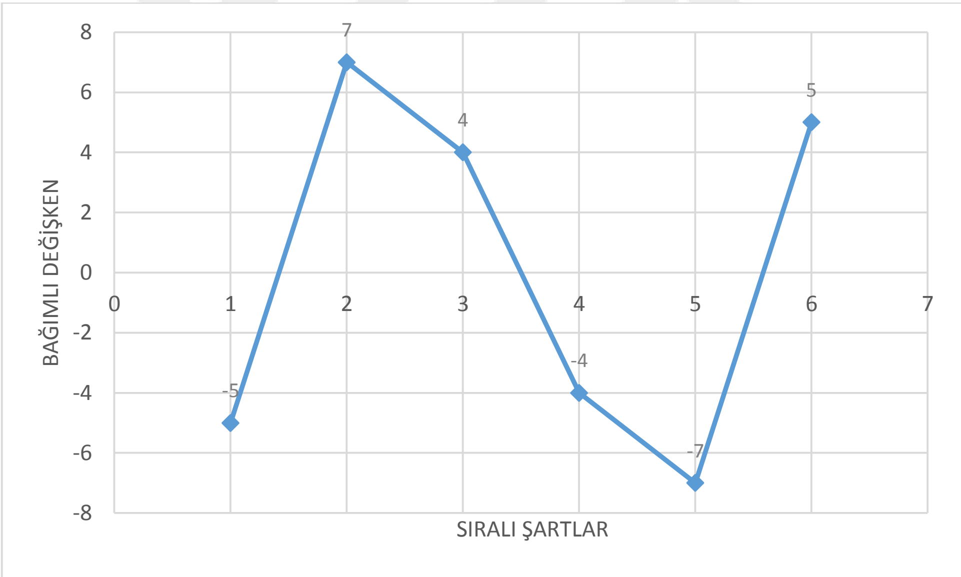

Şekil 3.3a. Doğrusal eğilim

Şekil 3.3a'da da görüldüğü gibi, grup ortalamaları doğrusal bir hat üzerinde dizilmiş ise, doğrusal eğilimden söz edilebilir. Kuadratik eğilimde ise Şekil 3.3b'deki gibi yukarı ya da aşağı doğru tek bir bükülme (parabolik ilişki) vardır.



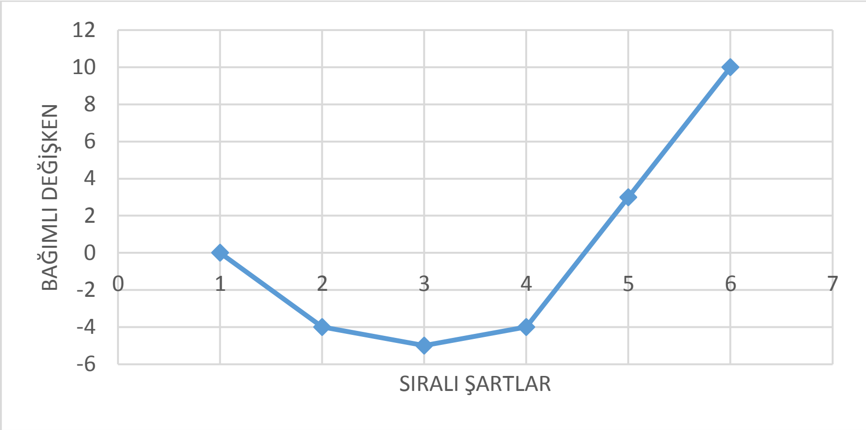

Şekil 3.3b. Kuadratik eğilim

Kübik eğilim, Şekil 3.3c'deki gibi, yukarı ve sonra aşağı ya da tersi şeklinde iki tane bükülme içerir. Kübik ve daha yüksek dereceli eğilimler daha karışıktır. Sırasıyla iki ya da üç tane bükülme gösterebilir.




Şekil 3.3c. Kübik eğilim

Bazı araştırmalarda, birden fazla eğilim ilişkisi önemli olabilir. Örneğin, Şekil 3.3d'de hem doğrusal, hem kuadratik eğilim birlikte vardır denebilir.




Şekil 3.3d. Doğrusal ve kuadratik eğilim

Eğilimler, aynı zamanda daha yüksek dereceye genellenebilir. Yani, p'inci dereceden bir polinomda, p-1 adet bükülmeden söz edilebilir.

**3.2.5.1.2. Eğilimsiz kontrastlar**

Araştırılması istedinilen soruya uygun ortalama farkları karşılaştırılıyorsa bu tip eğilimsiz (non-trend) kontrastlar kullanılacaktır. O halde "eğer iki ortalama eşit ve farklı ortalama seviyelerinde özel desenler oluşuyorsa eğilimsiz kontrastlar tercih edilmelidir.

**3.2.5.1.2.1. Kukla kodlama**

Kukla kodu oluştururken ilk olarak kodlama seçimi yapılır daha sonra kodların seçimindeki problemin tamamıyla yorumlama olduğunu göz önüne alınır. Eğer k tane grup varsa k-1 tane de kontrast oluşturmak gerekir. Kukla kodlama sadece "1" ve "0" kullanır. Birinci kontrastın 1. grubuna "1" atanır. Diğer tüm gruplara "0" atanır. Bu işlem sırasıyla tüm kontrastlar için yapılır. Wendorf (2004)'a göre bu en basit kod yapısıdır ve grup ortalamaları içerisindeki farkları araştırmaya izin verir.

**Örnek 3.4.**

$c_{a,i}$ : Grup için oluşturulan tahmin katsayıları olsun ve 4 tane gruplu basit bir kukla kodu için katsayıların verilişi Çizelge 3.15'deki gibidir.

Çizelge 3.15. Kukla kodlama için katsayılar ve sıralı ortalamalar

| | $c_{a,1}$ | $c_{a,2}$ | $c_{a,3}$ |
|---|---|---|---|
| Grup 1 | 1 | 0 | 0 |
| Grup 2 | 0 | 1 | 0 |
| Grup 3 | 0 | 0 | 1 |
| Grup 4 | 0 | 0 | 0 |

### 3.2.5.1.2.2. Etki kodlama

Etki (Effekt) kodlama kukla kodlamaya çok benzer ve "-1" atanacak son grup hariç, kodlama işlemi aynı şekilde kukla kodlamadaki gibi yapılır. Bu yüzden yine k-1 tane kontrast kullanılacaktır. Etki kodlama, basit kontrastları kullanarak, iki ortalama grubu arasındaki farkları araştırır. Bu kod yapısı kukla koddan daha geniş bir kullanıma sahiptir, fakat sadece iki ortalama grubunu araştırdığı için, kontrast kodlama kadar gelişmemiştir. Yani etki kodlama, kontrast kodlamaya göre daha az gelişmiş ve özenlidir.

Özetle;

- Etki kodlamanın avantajlarından bir tanesi yorumlama kolaylığıdır. Etki kodlamada ile eğim, basit olarak 1 olarak kodlanan grupların ortalamaları arasındaki farktır (Wendorf, 2004).
- Etki kodlamada yorumlama ise kukla koddan daha kolaydır. Etki kodlama, grup ortalamalarının farklarının eğimi "1" ve diğer tüm grupların ortalaması olarak kodlanır (Sundström, 2010).
- Bu kodlamanın en önemli **s**ınırlaması ise bu metod basit kontrastları test etmek içindir. Hem basit hem de kompleks kontrastları analize izin vermez (Davis, 2010).

Etki ve kukla koddan hangisi avantajlıdır sorusunun cevabı önemlidir. Modelde birkaç kategorik değişken varsa etki kodlaması veya kukla kodlama kullanımı çok fark yaratmaz. Bununla birlikte, iki kategorik değişkene ait bir interaksiyon varsa, etki kodlama faydalar sağlayabilir.

**Örnek 3.5.**

Dört gruplu bir örnekte etki kodlama için katsayıların verilişi Çizelge 3.16'daki gibidir.

Çizelge 3.16. Etki kodlama için katsayılar ve sıralı ortalamalar

| | $c_{a,1}$ | $c_{a,2}$ | $c_{a,3}$ |
|---|---|---|---|
| Grup 1 | 1 | 0 | 0 |
| Grup 2 | 0 | 1 | 0 |
| Grup 3 | 0 | 0 | 1 |
| Grup 4 | -1 | -1 | -1 |

Kukla kodlama gibi yapılır, ancak farklı olarak **4. gruba "-1"** değerini verildiği görülmektedir.

### 3.2.5.1.2.3. Kontrast kodlama

Kontrast kodlama bir çift hipotezi test etmek istenildiğinde en uygun olanıdır. Çünkü kontrast kodlama daha geniş kapsamlı ve karmaşık bir kodlama metodudur. Çünkü kontrast kodlama, sadece iki ortalama grubu arasındaki farkını değil, daha fazla ortalama grubu arasındaki farklılıkları araştırmak için kullanılır.

Kontrast kodlama gruplar arasındaki ortalama farklarını araştırmak için kukla kodlamanın genişletilmişi olarak oluşturulmuştur (Overall ve Spiegel, 1969; Davis, 2010). Bu şekildeki kodlama tipi araştırmacılara, basit kapsamlı testlerde bir grup ortalaması veya diğer grup ortalamaları arasındaki farklılıkları araştırmak için izin verir (Kauffman ve Sweet, 1974). Bu kodlama tipindeki en temel şart; tüm maddelerin toplamını 0 olacağını ileri süren kontrastların kullanımını araştırmacılara sunar. Diğer kodlama tiplerinde katsayıların toplamının sıfır olmasına gerek yoktur.

Bu tarz kodlamalar çok kullanışlı olmasına rağmen bazı kısıtlamaları da vardır.

- Kauffman ve Sweet (1974)'e göre eğer bu tarz kontrastlar ortogonal-dengeli dizayn olarak oluşturulmuşsa o zaman ana etkiler ve interaksiyon yorumları çok açık ve hatasızdır (nettir).
- Ancak bununla beraber dizaynlar dengesiz ve nonortogonal dizaynlar ise bu tarz yorumlamalar şaşırtıcı olabilir. Buna rağmen böyle sorunlardan kaçınılır veya kontrol edilir (Davis, 2010).

Araştırmacının bu tarz kontrastları kullanmadan önce dikkatli olması gerekir. Buradaki problem, araştırmacıların sonuçların yorumlamasındaki karışıklıktır. Bu problemi çözmenin bir yolu; ilk olarak tahmin edilecek parametreleri göz önüne almak ve daha sonra ise yorumlanabilir parametre tahminlerine izin veren kod değerlerinin kümesini türetmektir (Serlin ve Levin, 1985). Örneğin; iki gruplu alınan bir örnek Çizelge 3.17'de olsun.

Çizelge 3.17. İki gruplu tahmin örneği

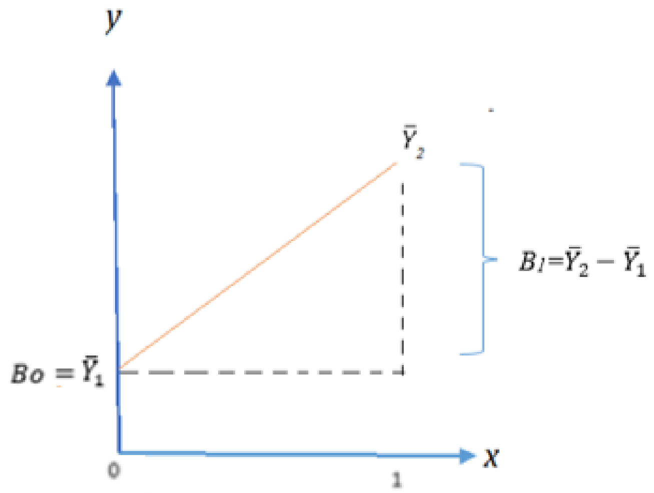
| Grup 1 | Grup 2 |
|---|---|
| $X_1$=0 | $X_2$=1 |
| $X_1$= 1 | $X_2$=-1 |
| $X_1$= 0.5 | $X_2$=-0.5 |

Kod (a) nın seçimi bir kukla kodu temsil eder.

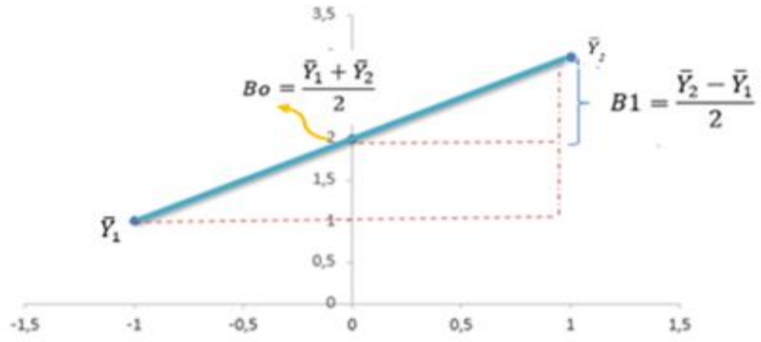
Kod (b)'ye bir kontrast kodunu

Kod (c) ise orantılı bir kontrast kodunu temsil eder.

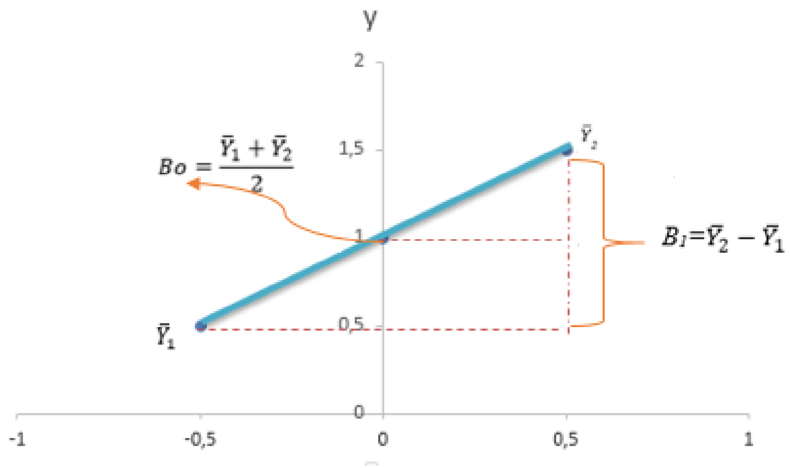
Burada her durumda ***Y*** değişkeni **X**'den tahmin edilirse bu durumda regresyon analizi; $B_0$ **regresyon doğrusunu kesen nokta** ve $B_1$ ise; **regresyon doğrusunun eğimini verir**. Belirtildiği gibi $Ho: B_1$=0 tüm durumlarda aynı sonucu sağlamasına rağmen $B_0$ ve $B_1$bir durumdan diğerine farklılık gösterir. Bu kodların gösterimi sıra ile Şekil 3.4a, Şekil 3.4b, Şekil 3.4c'de verilmiştir (Serlin ve Levin, 1985).




Şekil 3.4a. Kukla kodu




Şekil 3.4b. Kontrast kodu




Şekil 3.4c. Orantılı kontrast kodu

- Burada iki grup arasındaki farkın bir tahminini araştırmak isteyen araştırmacı $B_1$ **(regresyon doğrusunun eğimini)** ve 1. grup ortalamasının tahmini olan $B_0$ **(regresyon doğrusunu kesen nokta** olduğu için) tahmini için Şekil 3.4a seçimi uygundur.
- Ve yine iki gruplu birleştirilmiş ağırlıklı ortalamanın tahminini yapmak isteyen araştırmacı için ise olan $B_0$ **(regresyon doğrusunu kesen nokta** olduğu için) ve yine aynı $B_1$ **(regresyon doğrusunun eğimini)'**in yorumu için ise Şekil 3.4b' nin seçimi uygundur.
- Son olarak yine iki gruplu birleştirilmiş ağırlıklı ortalamanın tahminini yapmak isteyen araştırmacı için ise olan $B_0$ **(regresyon doğrusunu kesen nokta** olduğu için) ve $B_1$

**(regresyon doğrusunun eğimini)** ise ortalamaların farkına oranı olduğu için burada Şekil 3.4c seçimi ugun olur.

Eğer araştırmacı ortalama farklarını direk karşılaştırmak isterse (yani $B_1$'i) Şekil 3.4a ve Şekil 3.4c daha uygun olacaktır. Ancak Şekil 3.4b bu durumda kullanılamaz.

O halde iki gruplı ortalamalar arasındaki farkı test etmek için bir kontrast oluşturmak isteyen araştırmacının muhtemel olan seçim kontrastları aşağıdaki gibi olacaktır.

$$\widehat{\psi}_1 = \bar{Y}_1 - \bar{Y}_2 \tag{3.12}$$

$$\widehat{\psi}_2 = \frac{1}{2}\bar{Y}_1 - \frac{1}{2}\bar{Y}_2 \tag{3.13}$$

Ancak bu iki kontrastın test sonuçları aynı olacaktır. Ve genellikle buradaki kontrast seçimi $\widehat{\psi}_1$' dir. Çünkü daha önce de söylediğimiz gibi ortalamalar arasındaki tahmini doğrudan yorumlamak daha kolaydır.

Pedhazur (1982), Cohen ve Cohen (2013) burada önerilenden daha farklı bir yaklaşım benimsemişlerdir. Özellikle ilk olarak kod değerlerini belirlemişlerdir. Kod değerlerinin seçimini takiben direk yorumlama problemlerindeki herhangi bir değerlendirme göz önüne almışlardır. Parametre tahminlerinin istenen olması halinde, uygun $B_0, B_1, \ldots, B_{k-1}$ sonuçlarının dönüşümleri önermişlerdir. Yani zıt olarak bu araştırmacıların yaklaşımı şöyledir: "Araştırmacı tesadüfi tahmin ettiği parametrelere karar verdikten sonra, doğrudan yorumlanabilir parametre tahminlerinin seçimine izin veren kod değerlerini türetir."

Bu kodlama prosedürüne bir örnek olarak; daha önce verilen Şekil 3.4a'daki iki gruplu örnek göz önüne alınsın. $\bar{Y}_1$ temsil eden $B_0$ ve $\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1$ temsil eden $B_1$ sonucunu bulmak isteyen araştırmacının olduğu farz edilirse;

Genel regresyon denklemi cinsinden bu eşitlik aşağıdaki gibidir.

$$Y_k = B_0 + B_1 X_k \tag{3.14}$$

Burada $X_k$ k. gruba uygulanacak kodlu değer olacaktır. Şekil 3.4a.' ya göre alınan değerleri, regresyon eşitliğinde yani 3.14 eşitliğinde yerlerine yazılırsa;

$$\bar{Y}_k = \bar{Y}_1 + (\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1) X_k \tag{3.15}$$

olur. k=1 için bu değerleri yerine yazılırsa

$$\overline{Y_1} = \overline{Y_1} + (\overline{Y_2} - \overline{Y_1})X_1 \tag{3.16}$$

elde edilir.ve buradan $X_1 = 0$ olacağı aşikardır ve yine aynı şekilde devam edilirse k=2 için bu değerleri yerine yazılırsa

$$\overline{Y_2} = \overline{Y_1} + (\overline{Y_2} - \overline{Y_1})X_2 \tag{3.17}$$

elde edilir ve $X_2 = 1$ olacağı aşikardır. Böylelikle istenen parametrelerin kod değer seçimleri tespit edilir. Bu ise görüldüğü gibi Çizelge 3.17'deki (a) yani kukla koduna karşılık gelir. Alternatif olarak istenen $B_0$'ı temsil eden $\frac{1}{2}(\bar{Y}_1 + \bar{Y}_2)$, $B_1$ 'i temsil eden $(\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1)$ değerini yani Şekil 3.4c göz önüne alındığı farz edilerek, aynı regresyon denkleminde bu değerler yerine yazıldığında

$$\overline{Y}_k = \frac{(\overline{Y}_1 + \overline{Y}_2)}{2} + (\overline{Y}_2 - \overline{Y}_1)X_k \tag{3.18}$$

Elde edilir ve yine aynı değerleri k=1 için ve k=2 için yerine konulduğunda, sırasıyla bu değerlerin

$X_1 = -\frac{1}{2}$ ve $X_2 = \frac{1}{2}$ olacağı aşikardır. Bu ise daha öncede belirtilen Çizelge 3.17'deki (c)'ye yani kontrast koduna karşılık gelir. Bu notasyonların n tane grup için genişletilmiş hali Serlin ve Levin (1985) tarafından ayrıntılı olarak anlatılmıştır.

Tahmin edileceği gibi ilgili işlemler n tane grup için zor olmamasına rağmen zaman alıcıdır. Daha kompleks dizaynlarda işlemlerin miktarı zorlayıcı olabilir. Bu yüzden kodlu değerler için bir matris çözümü kolaylıkla türetilebilir. Matris yaklaşımı aşağıdaki gibidir.

$\bar{\mathbf{Y}} = \bar{Y}_1, \bar{Y}_2, \dots, \bar{Y}_k$ olsun. Bu durumda ***X*** matrisi tahmin için gerekli kodlu değerler ve $\mathbf{B} = B_0$, $B_1 \dots, B_{k-1}$ ise regresyon katsayıları olmak üzere regresyon eşitliği aşağıdaki gibidir.

$$\bar{\mathbf{Y}} = \mathbf{XB} \tag{3.19}$$

Daha önceden önerilen yöntem, Y ortalamalarının doğrusal bir kombinasyonu olacak regresyon katsayısılarının her biri istenir. O halde eğer **L** istenen doğrusal kombinasyonların katsayılarını içeriyorsa bu durumda

$$\mathbf{B} = \mathbf{L}\overline{\mathbf{Y}} \quad (3.20)$$

şeklinde düşünülürse ve bu eşitliği regresyon eşitliğinde yerine yazılırsa

$$\overline{\mathbf{Y}} = \mathbf{X}\mathbf{L}\overline{\mathbf{Y}} \quad (3.21)$$

şeklinde olur . Böylece istenen kodları sağlayan eşitlik

$\mathbf{XL} = \mathbf{I}$ şeklinde olur ve buradan $\mathbf{X} = \mathbf{L}^{-1}$ olacağı da aşikardır. Burada regresyon analizinde k tane grup olduğunda kodlar belirlendiği zaman tahmin değerleri yani **X**'ler girilmelidir.

### 3.2.6. Kontrast oluşturma yöntemleri

ANOVA'da kontrast kodlama ile ilgili sıklıkla kullanılan 5 çeşit temel kontrast oluşturma yöntemi vardır bunlar aşağıdaki gibidir.

a. Basit kontrastlar
b. Tekrarlı (Repeated)kontrastlar
c. Sapma (Deviation) kontrastları
d. Helmert kontrastları
e. Fark (Difference) kontrastları

**a. Basit kontrast**

İkili karşılaştırma yapan t testlerine veya post-hoc testlerine en çok benzeyendir. Basit kontrastlar bir referans kategorisinin ortalaması ile faktörün her bir seviyesinin ortalamasını karşılaştırır. Teoride bir referans kategorisi bir faktörün herhangi bir faktör seviyesi olabilir. Ama pratikte, ilk ya da son ortalama kullanılır (Wendorf, 2004; Sundström, 2010).

Örneğin;

$$B_0 = \bar{Y}_3 \quad (3.22)$$

$$B_1 = \bar{Y}_1 - \bar{Y}_3 \quad (3.23)$$

$$B_2 = \bar{Y}_2 - \bar{Y}_3 \quad (3.24)$$

şeklindedir. Bu ise $\mathbf{L} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & -1 \\ 0 & 1 & -1 \end{pmatrix}$ matrisini verir. Burada **L** matrisi doğrusal kombinasyonu istenen kontast katsayılarıdır.

$\mathbf{X} = \mathbf{L}^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$ ise bu katsayılara karşılık gelen tahmin değişkenlerini veren matrisdir.

**b. Tekrarlı (Repeated) kontrastlar**

Tekrarlı kontrastlar, gruplar arasındaki karşılaştırmaları basit kontrastlara benzer. Basit ve tekrarlı kontrastlar arasındaki fark, tekrarlı kontrastlar her bir ortalama seviyesini hemen takip eden ortalama ile karşılaştırır. Örneğin ;

$$B_0 = \bar{Y}_1 - \bar{Y}_2 \tag{3.25}$$

$$B_1 = \bar{Y}_2 - \bar{Y}_3 \tag{3.26}$$

$$B_2 = \bar{Y}_3 \tag{3.27}$$

O halde bu ifade matris notasyonu ile gösterilirse

$$\mathbf{L} = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 \\ 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \tag{3.28}$$

matrisini verir. Bu matrisle yapılan işlemlerden sonra **X** tahmin değeri;

$$\mathbf{X} = \mathbf{L}^{-1} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & -1 & 0 \\ 1 & -1 & -1 \end{pmatrix} \tag{3.29}$$

şeklindedir.

Tekrarlı kontrastların kodu görüldüğü gibi alt üçgensel olan karekteristik bir forma sahip olduğu için kolaylıkla tanınabilir.

**c. Sapma (Deviation) kontrastı**

Her bir bireysel ortalamayı, tüm ortalamaların ortalaması (genel ortalama) ile karşılaştırır. Örneğin;

$$B_0 = \bar{Y}_1 - \frac{1}{3}(\bar{Y}_1 + \bar{Y}_2 + \bar{Y}_3) \tag{3.30}$$

$$B_1 = \bar{Y}_2 - \tfrac{1}{3}(\bar{Y}_1 + \bar{Y}_2 + \bar{Y}_3) \tag{3.31}$$

$$B_2 = \bar{Y}_3 - \frac{1}{3}(\bar{Y}_1 + \bar{Y}_2 + \bar{Y}_3) \tag{3.32}$$

Bu değerlerin düzenlenmesi ile

$$\mathbf{L} = \begin{pmatrix} 2 & -1 & -1 \\ -1 & 2 & -1 \\ -1 & -1 & 2 \end{pmatrix} \tag{3.33}$$

olur ve buradan bu matrisle yapılan işlemlerden sonra **X** tahmin değeri ;

$$\mathbf{X} = \mathbf{L^{-1}} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -1 \\ 1 & 2 & 0 \\ 1 & 0 & 2 \end{pmatrix} \tag{3.34}$$

şeklindedir (Serlin ve Levin, 1985; Sundström, 2010).

Sapma kontrastlar bu yüzden önceden tanımlanan diğer planlı ANOVA kontrastlarından önemli biçimde farklılık göstermektedir. Şöyle ki; diğer kontrast işlemleri ortalama seviyesine karşı diğer ortalama seviyelerinden bazılarını karşılaştırıyorken, sapma kontrastlar ise herbir ortalama düzeyini tüm ortalama seviyelerinin birleşimlerinin ortalaması (genel ortalama) ile karşılaştırır.

**d. Helmert kontrastı**

Helmert kontrastları, ardışık seviyeli ortalamalar ile her bir ortalama seviyesini karşılaştırır Yani kalan ortalamaların ortalamasını karşılaştırır (URL3, 2018). Helmert kontrastları için 3 seviyeli tek faktörlü bir tasarım oluşumu aşağıdaki şekilde olur.

$$B_0 = \frac{1}{3}(\bar{Y}_1 + \bar{Y}_2 + \bar{Y}_3) \tag{3.35}$$

$$B_1 = \bar{Y}_1 - \frac{1}{2}(\bar{Y}_2 + \bar{Y}_3 \tag{3.36}$$

$$B_2 = (\bar{Y}_2 - \bar{Y}_3) \tag{3.37}$$

Matris yaklaşımı kullanlırsa;

$$\mathbf{L} = \begin{pmatrix} \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ 1 & -\frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \\ 0 & 1 & -1 \end{pmatrix} \tag{3.38}$$

ve bu değerlere bağlı **X** tahmin değerleri:

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} 1 & \frac{2}{3} & 0 \\ 1 & -\frac{1}{3} & -\frac{1}{2} \\ 1 & -\frac{1}{3} & -\frac{1}{2} \end{pmatrix} \tag{3.39}$$

şeklinde olur (Wendorf, 2004; Sundström, 2010; URL4, 2018).

Helmert kontrastları ile matris oluşturmanın başka bir yolu için helmert kontrastlarının herbiri bir sütuna yerleştirilir. Bu yüzden $X_1, X_2, \ldots, X_k$ olacak şekilde k tane ortogonal değişken varsa, o zaman k tane sütunu ve k+1 tane satırı olan sütün bazlı matrisler girilir. İlk sütünün ilk elemanı k ve bu sütunun geriye kalan tüm elemanları -1 olarak girilir. İkinci sütunun ise ilk elemanı 0 ve ikinci elamanı k-1 olarak girilir ve diğer elemanları 0 olarak atanır. Bu işlem aynı şekilde devam edilirse k. sütunun son iki elamanı sırasıyla 1 ve -1 haricinde, diğer tüm elamanları 0 olacaktır. Bu durumun gösterimi aşağıdaki gibidir.

$$\begin{array}{cccc} X_1 & X_2 & \ldots & X_k \\ k & 0 & 0 & 0 \\ -1 & k-1 & 0 & 0 \\ -1 & -1 & k-2 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ -1 & -1 & -1 & 1 \\ -1 & -1 & -1 & -1 \end{array} \tag{3.39a}$$

Bu duruma örnek olarak 4 değişkenli ortogonal bir örneği

$$\begin{array}{cccc} X_1 & X_2 & X_3 & X_4 \\ 4 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 3 & 0 & 0 \\ -1 & -1 & 2 & 0 \\ -1 & -1 & -1 & 1 \\ -1 & -1 & -1 & -1 \end{array} \tag{3.39b}$$

şeklinde olur.

**e. Fark (Difference ) Kontrast**

Fark kontrastları oluşturmak için helmert kontrastlarındaki işlemin bu işlemin tersi yapılır. Bu yüzden de bu kontrastlara Helmert kontrastlarının tersi de denir

$$B_0 = (\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1) \tag{3.40}$$

$$B_1 = \bar{Y}_3 - \frac{1}{2}(\bar{Y}_1 + \bar{Y}_2) \tag{3.41}$$

$$B_2 = \frac{1}{3}(\bar{Y}_1 + \bar{Y}_2 + \bar{Y}_3) \tag{3.42}$$

Yine matris yaklaşımı kullanılırsa;

$$\mathbf{L} = \begin{pmatrix} -1 & 1 & 0 \\ -\frac{1}{2} & -\frac{1}{2} & 1 \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \end{pmatrix} \tag{3.43}$$

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} & -\frac{1}{3} & 1 \\ -\frac{1}{2} & -\frac{1}{3} & 1 \\ 0 & \frac{2}{3} & 1 \end{pmatrix} \tag{3.44}$$

### 3.2.7. Test edilecek kontrast sayısı

Tek bir çalışma içerisinde kaç tane kontrast test etmek mantıklıdır? Bu sorunun öyle basit bir cevabı yoktur. Çünkü doğru sayı aslında aynı zamanda istatistiksel değerlendirmelere bağlıdır. Bazı deneylerde ilgilenilen soruların birkaçı açık olabilir. Bu yüzden kontrast sayısı uğraşılan araştırmanın yapısına bağlı olarak test edilmelidir.

### 3.2.8. Kontrastların lineer bağımlılığı ve lineer bağımsızlığı

n boyutlu uzayda $\boldsymbol{a_1}, \boldsymbol{a_2}, \boldsymbol{a_3}, \dots, \boldsymbol{a_m}$ gibi m tane vektör için,

$$c_{1,1}\boldsymbol{a_1} + c_{2,1}\boldsymbol{a_2} + c_{3,1}\boldsymbol{a_3} + \cdots + c_{m,1}\,\boldsymbol{a_m} = 0$$

bağıntısını sağlayan, en az bir tanesi sıfırdan farklı olan $c_{1,1}, c_{2,1}, c_{3,1}, \dots, c_{m,1}$ sayıları var ise $\boldsymbol{a_1}, \boldsymbol{a_2}, \boldsymbol{a_3}, \dots, \boldsymbol{a_m}$ vektörleri lineer bağımlıdır denir.

Eğer yalnızca

$$c_{1,1} = c_{2,1} = c_{3,1} = \cdots = c_{m,1} = 0$$

durumunda bu bağıntı sağlanabiliyorsa $\boldsymbol{a_1}, \boldsymbol{a_2}, \boldsymbol{a_3}, \dots, \boldsymbol{a_m}$ vektörleri lineer bağımsızdır denir.

Benzer olarak tanımlanan kontrastlarda, eğer kümenin en az bir elemanını diğer kontrastların lineer bir birleşimi olarak yazılabiliyorsa, kontrastlar kümesi lineer bağımlıdır denir. Örneğin;

$$\widehat{\psi}_1 = \bar{Y}_1 - \bar{Y}_2 \tag{3.45}$$

$$\widehat{\psi}_2 = \bar{Y}_1 - \bar{Y}_3 \tag{3.46}$$

$$\widehat{\psi}_3 = \frac{1}{2}(\bar{Y}_1 + \bar{Y}_2) - \bar{Y}_3 \tag{3.47}$$

şeklindeki tanımlanan kontrastlar için $\widehat{\psi}_1$, $\widehat{\psi}_2, \widehat{\psi}_3$ kontrastları lineer bağımlıdır. Çünkü $\widehat{\psi}_3$ kontrastı aynı zamanda

$$\widehat{\psi}_3 = \widehat{\psi}_2 - \frac{1}{2}\widehat{\psi}_1 \tag{3.48}$$

veya $\hat{\psi}_1$kontrastı da

$$\widehat{\psi}_1 = 2\left(\widehat{\psi}_2 - \widehat{\psi}_3\right) \tag{3.48a}$$

olarak da yazılabilir. Görüleceği gibi bir kontrast diğer kontrastların birleşimi olarak yazılabilmektedir. O halde bu kontrastlar lineer bağımlıdır denir.

#### 3.2.8.1. Kontrastların lineer bağımsızlığını test etme ve korelasyon

$c_{a,i}$ kontrast katsayıları olmak üzere iki kontrastın lineer bağımsız olup olmadığını (ya da ortogonal) 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 (URL1, 2018).

Eğer iki kontrastta n'ler eşit sayıda ise, $c_{a,1}$; birinci kontrast için katsayıları ile $c_{a,2}$; ikinci kontrast için katsayı katsayıları için tanımlanmışsa, bu iki kontrasttın ortogonalliği için gerek ve yeter şart:

$$\sum c_{a,1} \times c_{a,2} = 0 \tag{3.49}$$

Bu çarpım çoğu zaman skaler çarpım (scaler product veya cross product) ya da karşılıklı elemanların çarpımlarının toplamı şeklinde ifade edilir.

Eğer iki kontrastta n'ler eşit sayıda değilse; bu durumda eşitlik 3.49 yeniden düzenlendiğinde,

$$\sum \frac{c_{a,1} \times c_{a,2}}{n_a} = 0 \tag{3.49a}$$

şeklinde olur. Bu terim lineer cebirden gelir. İki vektör arasındaki skaler çarpımlarının toplamı sıfır olduğu zaman vektörler birbirine diktir yani ortogonaldir. Bu ise normallik varsayımı altında ise sıfır korelasyon olduğunu ima eder. Dolayısıyla korelasyon sıfır olduğu zaman iki kontrast birbirinden bağımsızdır.

Yukarıdaki Eşitlik 3.49'u daha iyi anlamak için Eşitlik 3.45, 3.46 ve 3.47'deki kontrastlar göz önüne alınabilir. Buradaki $\hat{\psi}_1$ ve $\hat{\psi}_2$ kontrastlarının kontrast katsayıları aşağıdaki gibidir.

$$c_{1,1} = 1 \quad c_{2,1} = -1 \quad c_{3,1} = 0$$

$$c_{1,2} = 1 \quad c_{2,2} = 0 \quad c_{3,2} = -1$$

3.49 eşitliğine göre ; $c_{a,1}$, $c_{a,2}$ katsayılarının karşılıklı çarpımları toplanır.

$$(1)(1) + (-1)(0) + (0)(-1) = 1 \neq 0$$

olduğu için kontrastları non-ortogonaldir (ortogonal değildir). Yani, karşılıklı kontrast katsayıların çarpımları toplamı 0 değilse, ortalamaların kontrastları nonortogonaldir.

Aynı şekild $\hat{\psi}_1$ ve $\hat{\psi}_3$ kontrastları için ise katsayılar ise;

$$c_{1,1} = 1 \qquad c_{2,1} = -1 \qquad c_{3,1} = 0$$

$$c_{1,3} = 1/2 \quad c_{2,3} = 1/2 \quad c_{3,3} = -1$$

şeklinde olup; karşılıklı çarpımlar toplamları,

$$(1)(1/2) + (-1)(1/2) + (0)(-1) = 0$$

olduğu için $\hat{\psi}_1$ $ve$ $\hat{\psi}_3$ kontrastları ortogonaldir. Bir çalışmada k tane grup varsa en fazla (k-1) tane kontrast yazılabilir. Bu anlamda bir ortogonallik kavramı, varyasyon kaynaklarının çakışmadığını ve korelasyonsuz olduğunu gösterir.

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).

Nonortogonal karşılaştırmalar ise bazı örtüşen (birbirine geçen) bilgileri saklar. Bu yüzden karşılaştırmalar nonortogonal olduğundaki potansiyel zorluk, farklı çıktıları yorumlamaktır (Thompson, 1990).

### 3.2.9. Bir kontrast için kareleri toplamının hesaplanması

Bir kontrast için karelerin toplamının ilk olası yolu kontrastın varyans analizi için özel bir durum olması gerçeğinden kaynaklanmaktadır. Daha önce de açıklandığı üzere kontrast, veriyi bir gruptaki $C_a$ değerlerine artı işareti ve diğer bir gruptaki $C_a$ değerlerine eksi işareti karşılık gelecek şekilde iki gruba koyar. Dolayısıyla, karelerin toplamı olağan rutini kullanarak hesaplanabilir.

Bu analiz iki grupla yapıldığı için, bir kontrastın karelerin toplamı sadece bir serbestlik derecesine sahiptir. Ancak, kontrastın önem testini değerlendirmek için kullanılan karelerin tam analizinden gelecektir. Bunun nedeni, grup içindeki ortalama karenin deneydeki olası tüm bilgileri kullanması ve sonuç olarak deneysel hatanın mümkün olan en iyi tahmincisi olmasıdır. Aslında, $C_a$ katsayıları bir kontrast için karelerin toplamının daha pratik bir yolunu sağlar. Özellikle, kontrast için karelerin toplamı $KT_{\hat{\psi}_i}$ olarak gösterilir ve aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$KT_{\hat{\psi}_i} = \frac{n(\hat{L})^2}{\sum c_{a,i}^{\,2}} = \frac{n(\hat{\psi})^2}{\sum C_a^{\,2}} \tag{3.50}$$

$$\hat{\psi} = \hat{L} = \sum_{a=1}^{A} \overline{X}_{a.} C_a = \sum_{a=1}^{A} \overline{X}_{a.} c_{a,i} = \overline{X}_{1.} c_{1,i} + \overline{X}_{2.} c_{2,i} + \ldots + \overline{X}_{k.} c_{k,i} \tag{3.50a}$$

Burada

a : Grup indisi

n : Her bir gruptaki gözlemlerin sayısı

i : Kontrast indisi

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

$\hat{L}$ : Tüm ortalama şartlarının ağırlıklandırılmış (kontrastlı) toplamının tahmini (Rosenthal ve Rosnow, 1985; Rosnow ve ark. 2000; Abdi ve ark., 2009).

Eşitlik 3.50'de $\hat{\psi}$ değeri gösterim olarak $\hat{L}$ olarak kullanımı tercih edilmiştir. Tüm şartların ağırlıklı toplamı bazı kaynaklarda, grup ortalamaları (yani $\overline{X}_a$ değerleri) yeine $Y_a$ ile alternatif bir formül kullanmayı tercih etmektedir. Bazı temel cebirsel manipülasyonlar ile önceki formül şu şekilde ifade edilebilir:

$$KT_{\hat{\psi}_i} = \frac{(\sum c_{a,i} Y_a)^2}{n \sum c_{a,i}^2} \tag{3.51}$$

Kontrastlarda şu ana kadar yapılan çalışmalarda n'lerin eşit olduğu farz edilmiştir, n'ler eşit olmadığında ise n'lerin harmonik ortalaması;

$$n_h = \frac{k}{\sum \frac{1}{n}} \tag{3.52}$$

şeklindedir. Burada

$n_h$: harmonik ortalama

k : grup sayısı

$\sum \frac{1}{n}$ : n'lerin çarpmaya göre terslerinin toplamıdır.

Bu durumda n'ler eşit olmadığı zaman, Eşitlik 3.50'de harmonik ortalaması alınan n değeri ($n_h$) yazılacaktır.

$$KT_{\hat{\psi}_i} = \frac{n_h (\hat{L})^2}{\sum {c_{a,i}}^2} \tag{3.53}$$

### 3.2.10.Tek faktörlü çalışmalarda kontrast kullanımı

Daha önce de belirtildiği üzere kontrastlar, odaklanılmış bir ortalama testi olup ortalamaların ağırlıklı toplamıyla araştırma hipotezinin (istatistiksel olan hipotezin aksine) test edilmesini sağlamaktadır. Tek faktörlü kontrast kullanımını bir örnek üzerinde detaylı incelemesi yapılacaktır.

Tek yönlü ANOVA tasarımı için modelin sadece iki bileşeni vardır:

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_j + \varepsilon_{ij} \tag{3.54}$$

Burada;

$\mu$ : Genel ortalaması

$\alpha_j$ : j-inci grup etkisi

$\varepsilon_{ij}$ : Tesadüfi hata

olarak belirlenmiştir ( Karpinski, 2006a).

**Bir kontrastın önem testi:**

t testinin genel bir formu hatırlanırsa;

$$t = \frac{popülasyon\ parametresinin\ tahmini}{standart\ hatanın\ tahmini} \sim t_{n-1,\alpha/2} \tag{3.55}$$

$$t = \frac{\hat{\psi}}{standart\ hatanın(\hat{\psi})} \sim t_{n-1,\alpha/2} \tag{3.56}$$

• Tek bir kontrast için önem testini hesaplamak için şunlara ihtiyaç duyulur:

- Kontrast değerinin tahmini
- Kontrastın standart hatasının bir tahmini (Kontrastın örnekleme dağılımının standart sapması)

**Bir kontrastın değeri:**

$$\psi_i = \sum_{a=1}^{k} \mu_{a.} C_a = \sum_{a=1}^{k} \mu_{a.} c_{a,i} = \mu_{1.} c_{1,i} + \mu_{2.} c_{2,i} + \ldots + \mu_{k.} c_{k,i} \tag{3.57}$$

$$\hat{\psi}_i = \sum_{a=1}^{k} \overline{X}_{a.} C_a = \sum_{a=1}^{k} \overline{X}_{a.} c_{a,i} = \overline{X}_{1.} c_{1,i} + \overline{X}_{2.} c_{2,i} + \ldots + \overline{X}_{k.} c_{k,i} \tag{3.58}$$

$\hat{\psi}$ : popülasyona ait $\psi$ kontrastının tahminini gösterir.

**Bir kontrast tahmininin standart hatası:**

Standart hatanın örnekleme dağılımının standart sapması olduğunu hatırlanırsa; kontrast tahmini için standart hata hesaplanırsa:

$$Std\ Hata(\hat{\psi}) = \sqrt{HKO \sum \frac{c_{a,i}^2}{n_i}} \qquad (3.59)$$

Burada,

$c_{a,i}^2$ : Her grubun kontrastların karesi

$n_i$ : Her bir grubun örneklem büyüklüğü

HKO : ANOVA'dan elde edilen hata kareler ortalaması

şeklinde bulunur.

**Bir kontrast tahmini için önem testinin oluşturulması:**

Eşitlik 3.56 kullanıldığında, t değeri;

$$t = \frac{\sum c_{a,i}\,\bar{X}_i}{\sqrt{HKO \sum \frac{c_{a,i}^2}{n_i}}} \sim t_{(HSD,\alpha)} \qquad (3.60)$$

şeklinde bulunur.

Hesaplanan test istatistiğinin değeri, cetveldeki değer ile karşılaştırılır. Bilindiği gibi, genel kural;

Eğer $|t_{kritik\ değer}| < |t_{gözlemdeğeri}|$ ise $H_0$ reddedilir.

Eğer $|t_{kritik\ değer}| > |t_{gözlemdeğeri}|$ ise $H_0$ kabul edilir

şeklindedir. Buna göre n= Gözlem sayısı a=grup sayısı olmak üzere *N-a* ve $H_1$ hipotezinin tek ya da çift yönlü olmasına göre $\alpha$ veya $\alpha/2$ için karşılaştırma yapılır ve karar verilir.

Diğer bir yol da, hesaplanan t test istatistiğine ait olan P olasılık değeri bulunur. $\alpha = 0.05$ *veya* $\alpha = 0.01$ gibi araştırıcının seçtiği önem düzeyleri ile karşılaştırılır ve yine $H_1$ hipotezinin tek ya da çift yönlü olmasına göre $\alpha$ veya $\alpha/2$ için karşılaştırma yapılır ve karar verilir.

Alternatif olarak, kontrastları değerlendirmek için bir F-testi yapılabilir. Eşitlik 3.60 yeniden düzenlenip yerine yazılırsa ve F ve t testleri arasında $t^2 = F$ şeklinde olduğu bilindiği için;

$$F_{hesap} = \frac{\widehat{\Psi}_i^{\ 2}}{HKO \sum \frac{c_{a,i}^2}{n_i}} \sim F_{(1,\mathrm{HSD},\alpha)} \qquad (3.61)$$

şeklinde bulunur.

**Kontrastlar için güven aralığı:**

Genel olarak, tahmine bağlı güven aralığının formülü

$$\hat{\psi}_i \pm t_{(HSD,\alpha)} \sqrt{HKO \sum \frac{c_{a,i}^2}{n_i}} \qquad (3.62)$$

şeklinde bulunur.

**Bir kontrast için etki büyüklüğü:**

İkili basit kontrastlar için Hedge'nin g' si kullanabilir**:**

$$\mathrm{g} = \frac{|\bar{X}_1 - \bar{X}_2|}{\sqrt{HKO}} \qquad (3.63)$$

Genel durumda birkaç seçenek vardır.

$\omega^2$ kulanılırsa

$$\omega_i^{\ 2} = \frac{KT_{\hat{\psi} i} - HKO}{GKT + HKO} \qquad (3.64)$$

$\omega^2$ (omega kare) ise kontrast tarafından hesaplanan bağımlı değişkende (popülasyondaki) varyansın yüzdesi olarak yorumlanmaktadır.

$\omega^2 = 0.01$ ise küçük etki büyüklüğü

$\omega^2 = 0.06$ ise orta etki büyüklüğü

$\omega^2 = 0.15$ ise büyük etki büyüklüğü vardır şeklinde yorumlanır (Hays, 1963).

Kompleks karşılaştırma iki grup arasındaki bir karşılaştırma olarak ele alınırsa $\hat{\psi}_i$ ve Hedge'nin g'si kullanılır. Ancak kontrast katsayılarının mutlak değerlerinin toplamının 2'ye eşit olması gerekir.

$$g = \frac{\hat{\psi}_i}{\sqrt{HKO}} \tag{3.65}$$

olduğu göz önüne alınarak, burada $\sum\left|c_{a,i}\right| = 2$ olmalıdır.

Herhangi bir kontrast, iki grup arasında bir karşılaştırma olarak düşünülür. Bu iki grubun ortalamasını bir hesaplamak için kullanılabilir. Örneğin; burada öncelikle kontrast tahminleri verilsin.

$\hat{\psi}_1$, grup 1 ile grup 2'den 5'e kadar ortalamalarının ortalaması arasındaki bir karşılaştırma tahminidir.

$$H_{0,1}: \psi_2 = \mu_1 - \left(\frac{\mu_2 + \mu_3 + \mu_4 + \mu_5}{4}\right) \tag{3.66}$$

$\hat{\psi}_2$, grup 2 ve 3'ün ortalamalarının ortalaması ile grup 4 ve 5'in ortalamalarının ortalaması arasındaki bir karşılaştırma ise;

$$H_{0,2}: \psi_2 = \left(\frac{\mu_2 + \mu_3}{2}\right) - \left(\frac{\mu_4 + \mu_5}{2}\right) \tag{3.67}$$

1. Kontrast için katsayıların mutlak değerli toplamlarına bakılırsa toplamı

$$\sum\left|c_{a,i}\right| = |1| + \left|\frac{1}{4}\right| + \left|\frac{1}{4}\right| + \left|\frac{1}{4}\right| + \left|\frac{1}{4}\right| = 2$$

2. Kontrast için katsayıların mutlak değerli toplamlarına bakılırsa toplamı

$$\sum\left|c_{a,i}\right| = \left|\frac{1}{2}\right| + \left|\frac{1}{2}\right| + \left|\frac{1}{2}\right| + \left|\frac{1}{2}\right| = 2$$

olduğu için Hedge'nin g'si kullanılabilir.

Dolayısı ile,

1. Kontrast tahmini için g değeri;

$$g = \frac{\bar{X}_1 - \left(\frac{\bar{X}_2 + \bar{X}_3 + \bar{X}_4 + \bar{X}_5}{4}\right)}{\sqrt{HKO}} = \frac{\hat{\psi}_1}{\sqrt{HKO}} \tag{3.68}$$

bulunur.

2. Kontrast tahmini için g değeri;

$$g = \frac{\left(\frac{\bar{X}_2 + \bar{X}_3}{2}\right) - \left(\frac{\bar{X}_4 + \bar{X}_5}{2}\right)}{\sqrt{HKO}} = \frac{\hat{\psi}_2}{\sqrt{HKO}} \tag{3.69}$$

bulunur.

Buradaki g'nin yorumlanması, iki grup için olan g ile aynıdır. Kontrast iki grup arasındaki bir karşılaştırma olarak yorumlanabilir. Ancak, polinom kontrastları iki grup arasında karşılaştırma olarak düşünülmemelidir. Bu yüzden, g'nin kullanımı polinom kontrastları için uygun değildir. Polinom kontrastları varsa kontrastların etki büyüklüğünü ölçmede kullanılan $r_{kontrast}$ kullanılmalıdır. $r_{kontrast}$ eşitlik 3.70'de formül ile hesaplanır:

$$r_{kontrast} = \sqrt{\frac{F_{kontrast}}{F_{kontrast} + HSD}} \tag{3.70}$$

$r_{kontrast}$; grup ortalamalarını kontrol eden kontrast değerleri arasındaki (kısmi) korelasyon olarak yorumlanabilir (Karpinski, 2006a).

### 3.2.11. Ortogonal kontrast kullanımı

Genel form açısından hipotezler, sınıf karşılaştırmaları, eğilim analizleri olmak üzere iki genel kategoriye ayrılabilir.

**Sınıf karşılaştırmaları**

Ortogonal kontrastları kullanarak oluşturabilecek ilk hipotez kategorisi, sınıf (veya grup) karşılaştırmalarıdır. Bu kontrastlar belirli grup ortalamalarını veya grup ortalamalarının kombinasyonlarını anlamlı bir şekilde gruplandırarak karşılaştırır.

**Sınıf karşılaştırması için katsayıların oluşturulması**

Bir sınıf karşılaştırması için kontrast katsayıları, her zaman sıfır hipotezini matematiksel formda yazarak, tüm terimleri denklemin aynı tarafına taşır ve herhangi bir katsayı ile çarpılarak belirlenebilir. Genel bir strateji olarak katsayılar tamsayıya çevirilir. Aşağıda, sınıf karşılaştırılmasında kullanılan katsayıların kullanımını özetleyen adım adım işlemler bulunmaktadır:

1. Karşılaştırılan iki ortalama kümesinin her biri aynı sayıda ortalama grubu içerdiğinde, ilk kümenin ortalamalarının her birine +1, diğer kümenin her bir ortalamasına ise -1 atanır. Örneğin; 4 tane ortalama grubu için, ilk ikisi, son ikisi ile karşılaştırıldığında kontrast katsayıları +1, +1, -1, -1 şeklinde olur.
2. Farklı sayıda grup içeren kümeleri karşılaştırırken, birinci kümenin katsayıları ikinci kümedeki grup sayısına eşit olarak atanır; aynı şekilde ikinci küme katsayıları da ilk kümedeki grup sayısına eşit, zıt işaretlisi olarak atanır. Örneğin ilk kümede 3 tane ortalama grubu ve ikinci kümede 2 tane ortalama grubu olan toplam 5 tane ortalama

grubunu içeren iki tane küme için katsayılar +2, +2, +2, -3, -3 şeklinde belirlenir. Burada hangi kümenin pozitif işaretli olacağı araştırma sorusuna göre belirlenir. Ortaya çıkan değer pozitif ise, bu ortalama ölçümün başlangıçtan başlayarak arttığı anlamına gelir.

3. Herhangi bir karşılaştırma için katsayılar, her hesaplama için mümkün olan en küçük tam sayıya indirilmelidir. Örneğin; +4, +4, -2, -2, -2, -2 olan katsayılar +2, +2, -1, -1, -1, -1'e indirgenmelidir (Dubcowsky, 2015).

Ortogonal kontrastları kullanarak oluşturabilecek ikinci hipotez kategorisi, eğilim karşılaştırmalarıdır.

**Eğilim Analizleri**

Bağımsız değişken kantitatif olduğunda, ortogonal kontrast analizinin belirli bir durumu olan eğilim analizi uygulanabilir. Bu durumda, çoğu kez eğilimler açısından verilerin analizi yapılmak istenir. Özellikle, verideki modelin, temel polinom fonksiyonlarına karşılık gelen basit modellerle donatılıp donatılamayacağını araştırılır (Abdi ve ark., 2009). Denemeler çoğu zaman, bir tepki (yanıt) değişkenine (örneğin, verim, hastalık şiddeti, zararlı) bir faktör seviyesinin (gübrenin ekstraksiyonu, dikim tarihleri, kimyasal dozları, yem katkılarının konsantrasyonu vs.) etkisini karakterize etmek için tasarlanır. Bu durumlarda araştırmacı, doz yanıt ilişkisini araştırmak ve tanımlamakla ilgilenmektedir. Böyle bir analiz, çift yönlü karşılaştırmalarla değil, genel eğilimlerle ilgilidir (Dubcowsky, 2015).

**Eğilim analizi için grup seviyeleri üzerine bazı açıklamalar**

Bir materyal için doz seviyelerinin seçimi, denemenin hedeflerine bağlıdır. Belirli bir yanıtın belirli bir doz aralığında doğrusal olduğu biliniyorsa ve biri yalnızca değişim oranı ile ilgileniyorsa, biri düşük ve biri yüksek olmak üzere iki doz yeterli olacaktır. Bununla birlikte, yalnızca iki dozla, doğrusallığın ilk varsayımını doğrulamak için mevcut hiçbir bilgi yoktur. Doğrusallıktan sapmanın tahmin edilebilmesi ve test edilebilmesi için bir ilave seviyenin kullanılması iyi bir uygulamadır. Benzer şekilde, kuadratik bir yanıt bekleniyorsa, kuadratik bir modelin uygun olup olmadığını test etmek için en az dört doz seviyesi gereklidir. Deneysel birimler tabi olduğu için, tarımsal verilerin değişkenliği genel olarak daha az kontrol edilebilir çevresel etkilere göre fiziksel ve kimyasal laboratuvar çalışmalarından daha büyüktür. Bu varyasyonlar, farklı yıllar boyunca veya farklı yerlerde yapılan kombine deneylerin analiz edilmesinde ve yorumlanmasında güçlük yaratır. Dahası, gerçek cevap modelleri nadiren bilinir. Bu nedenlerden dolayı, tarımsal deneyler genellikle bir doz yanıt eğrisini karakterize etmek için dört ila altı seviyeyi gerektirir.

Ortogonal kontrastlar güçlü olmalarına rağmen, bu tarz kontrastların kullanımı her zaman uygun değildir. Seçmek zorunda kalınırsa, anlamlı hipotezler, ortogonal olanlardan daha caziptir (Dubcowsky, 2015).

### 3.2.11.1. Ortogonal kontrastların toplamı: Alt tasarım 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 faktörün bir başka faktörle bir ana etken üzerindeki kontrastlı etkileşimini incelemek için kullanılır (Abdi ve ark., 2009; Mangiafico, 2015).

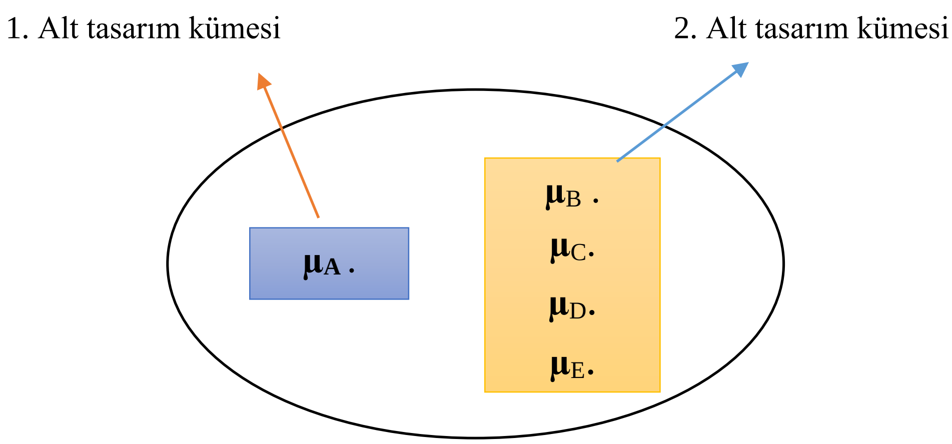
Alt tasarımda oluşabilecek çeşitli ortalama karşılaştırma durumları aşağıdaki gibidir.

***1.durum:*** İki tane alt tasarım kümesi var ve bu kümelerin birinde tek, diğerinde 4 farklı ortalama grubu varsa bu durumda araştırıcının aklına gelebilecek sorular aşağıdaki gibi hipotezlere çevrilir:

**Soru 1**: 1. alt tasarım kümesi ile 2. alt tasarım kümesi arasında bir fark mıdır?

**Soru 2:** 2. alt tasarım kümesinin ortalamaları arasında bir fark var mıdır?

Bu durum Şekil 3.5'de gösterilmiştir.




Şekil 3.5. Birinci duruma ilişkin alt tasarım

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

$$\psi_1 = \mu_A - \left(\frac{\mu_B + \mu_C + \mu_D + \mu_E}{4}\right) \tag{3.71}$$

diğer bir gösterimle;

$$\psi_1 = 4\mu_A - 1\mu_B - 1\mu_C - 1\mu_D - 1\mu_E \tag{3.71a}$$

O halde bu hipotez için kontrast katsayıları, {4, −1, −1, −1, -1} şeklinde ve $\psi_1$ kontrast satırı olarak gösterilir.

Ancak ikinci sorudaki hipotez tek bir kontrast satırı ile ifade edilemez. Çünkü bu birden fazla kontrast satırını içeren bir karşılaştırma söz konusudur. Burada karşılaştırma kavramının, kontrast kavramından daha geniş olduğu bilinmelidir. Çünkü, kontrast sadece 1 serbestlik derecesi ile yapılan bir karşılaştırmadır. Bir karşılaştırma ya da alt tasarım ise farklı serbestlik derecesine sahip olabilir. O halde bu durum, tüm denemenin bir bölümünün analiz edilmesiyle eşdeğerdir. Buradaki araştırmada toplam 5 farklı grup vardır ve sorulan ikinci soru, yalnızca ikinci kümedeki 4 grubun ortalamalarının kendi içinde karşılaştırılmasını istemektedir.

Hem Soru 1 için hem de Soru 2 için iki adet sıfır hipotezine ait kontrast satırları ve katsayıları Çizelge 3.18' de verilmiştir.

Çizelge 3.18. Birinci durumda analiz içerisinde kullanılacak kontrast katsayıları

| | **Deneme Grupları** | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | **A** | **B** | **C** | **D** | **E** |
| $C_1$ | 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 katsayılardır. $C_2$, $C_3$, $C_4$ satırları ise Helmert kontrastları kullanılarak oluşturulan; Soru 2'ye ait sıfır hipotezi ($H_{0,2}$) için belirlenen katsayılardır (Wendorf, 2004; URL4, 2018). Helmert kontrastları, ardışık olarak, bir ortalama ile kalan ortalamaların ortalamasını karşılaştırır. Bu durum $C_2$, $C_3$, $C_4$ tahmin satırlarındaki kontrast katsayıları incelendiğinde daha kolay anlaşılabilir.

Benzer şekilde araştırıcının aklına gelebilecek tasarım ile ilgili model ve uygun katsayıların oluşumuna aşağıdaki gibi devam edilirse:

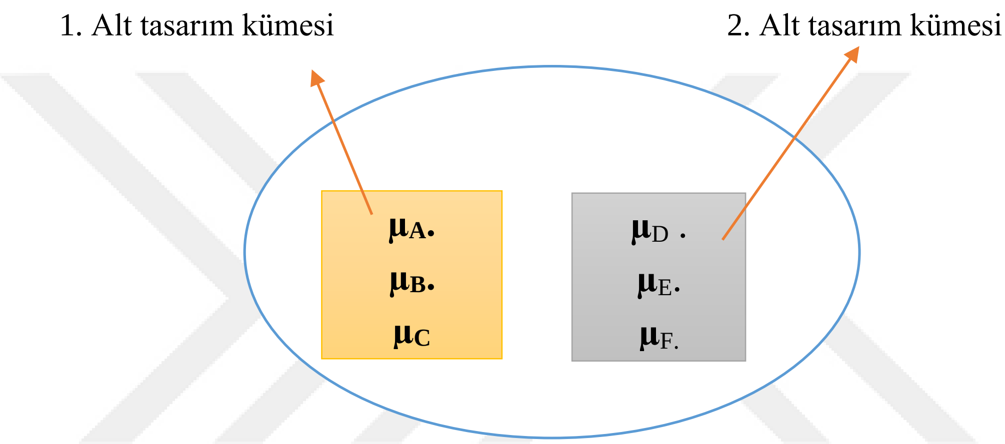
***2.durum:*** İki tane alt tasarım kümesi var ve kümelerin her ikisinde de aynı sayıda ortalama grubu varsa, bu durumda araştırıcının aklına gelebilecek sorular aşağıdaki gibi hipotezlere çevrilir:

**Soru 3**: 1. Alt tasarım kümesi ile 2. Alt tasarım kümesi arasında bir fark mıdır?

**Soru 4**: 1. Alt tasarım kümesinin ortalamalarının arasında bir fark var mıdır?

**Soru 5**: 2. Alt tasarım kümesinin ortalamalarının arasında bir fark var mıdır?

Bu durum Şekil 3.6'da gösterilmiştir.




Şekil 3.6. İkinci duruma ilişkin alt tasarım

Soru 3, Soru 4 ve Soru 5 için üç adet sıfır hipotezine ait kontrast satırları ve katsayıları Çizelge 3.19' da verilmiştir.

Çizelge 3.19. İkinci durumda analiz içerisinde kullanılacak kontrast katsayıları

| | Deneme Grupları | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | A | B | C | D | E | F |
| $C_1$ | 1 | 1 | 1 | -1 | -1 | -1 |
| $C_2$ | 2 | -1 | -1 | 0 | 0 | 0 |
| $C_3$ | 0 | 1 | -1 | 0 | 0 | 0 |
| $C_4$ | 0 | 0 | 0 | 2 | -1 | -1 |
| $C_5$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | -1 |

$C_1$ satırı Soru 3'e ait sıfır hipotezi ($H_{0,1}$) için oluşturulan katsayılardır. $C_2$, $C_3$, satırları ise Helmert kontrastları şeklinde oluşturulan Soru 4'e ait sıfır hipotezi ($H_{0,2}$) için belirlenen katsayılardır ve $C_4$, $C_5$, satırları ise yine aynı şekilde helmert kontrastları kullanılarak oluşturulan; Soru 5'e ait sıfır hipotezi ( $H_{0,3}$ ) için belirlenen katsayılardır (Wendorf, 2004 ). Bu durum, $C_2$ *ile* $C_3$ ve $C_4$ ile $C_5$ tahmin satırlarındaki katsayılar incelendiğinde daha kolay anlaşılabilir (Abdi ve ark., 2009).

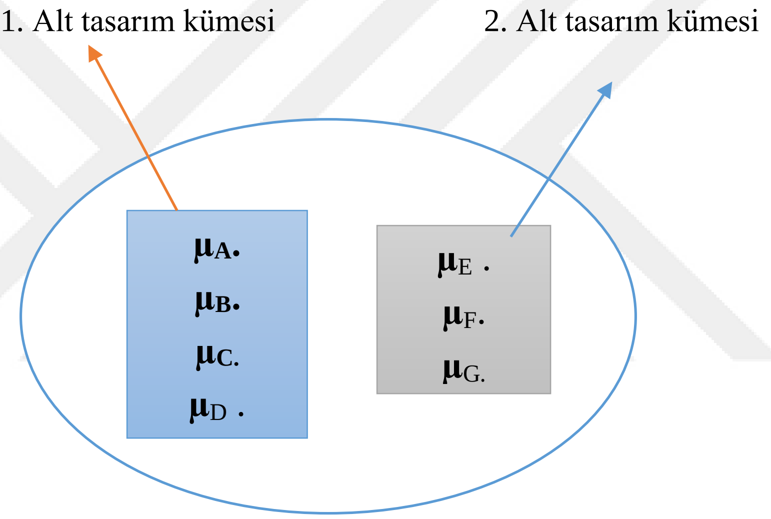
**3.durum:** Yine iki küme olsun ancak, küme içerisindeki gruplar eşit sayıda değilse;

**Soru 6**: 1. Alt tasarım kümesi ile 2. Alt tasarım kümesi arasında bir fark mıdır?

**Soru 7**: 1. Alt tasarım kümesinin ortalamalarının arasında bir fark var mıdır?

**Soru 8**: 1. Alt tasarım kümesinin ortalamalarının arasında bir fark var mıdır?

Bu durum Şekil 3.7'de gösterilmiştir.




Şekil 3.7. Üçüncü duruma ilişkin alt tasarım

Soru 6, Soru 7 ve Soru 8 için üç adet sıfır hipotezine ait kontrast satırları ve katsayıları Çizelge 3.20'de verilmiştir.

Çizelge 3.20. Üçüncü durumda analiz içerisinde kullanılacak kontrast katsayıları

| | Deneme Grupları | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | A | B | C | D | E | F | G |
| $C_1$ | 3 | 3 | 3 | 3 | -4 | -4 | -4 |
| $C_2$ | 3 | -1 | -1 | -1 | 0 | 0 | 0 |
| $C_3$ | 0 | 2 | -1 | -1 | 0 | 0 | 0 |
| $C_4$ | 0 | 0 | 1 | -1 | 0 | 0 | 0 |
| $C_5$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 | -1 | -1 |
| $C_6$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | -1 |

### 3.2.12. İki faktörlü çalışmalarda kontrast kullanımı

Bir çok araştırma çalışmasının amacı, gruplar arasındaki ortalama farklılıklarını incelemektir. İki ortalamayı karşılaştırmak için yaygın olarak t testi kullanılır ve varyans analizi (ANOVA) birden fazla ortalamayı analiz etmek için kullanılır. Araştırmacılar sıklıkla karmaşık soruları ele almak istediklerinde, bileşke etkilerini incelemek için çeşitli bağımsız değişkenleri içeren faktöriyel tasarımları kullanırlar. Faktöriyel tasarımlar için, genellikle ANOVA'da çarpanları olan ana ve interaksiyon etkileri için anlamlı etki boyutları elde etmek güç görünebilir. Örneğin, 3x4 faktöriyel tasarım içeren ANOVA'da, (3-1) x (4-1)= 6 serbestlik dereceli iki yönlü etkileşim için anlamlı bir etki büyüklüğünün ne olacağı araştırılacaktır (Bek ve Efe, 1988; Efe ve ark., 2000; Wiens ve Nilssons, 2017).

$r_{kontrast}$ hesaplamanın amacı, en çok ilgilenilen konu üzerinde gerçek bir sayıyı ortaya koymaktır. Örneğin,

- Çeşitlerin verimleri arasında farklılık var mıdır?
- A faktörü, B faktörü, AxB şeklinde verilen faktör seviyeleri arasında farklılık var mıdır?

Bu sorularda da görüldüğü gibi ana ilgi alanı, farklı değişkenlerin ortalamaları ve bu ortalamaların gruplar arasında nasıl farklılaştığıdır. Tüm bu farklılıklar ise ciddi anlamda etki büyüklüğünü göstermektedir. Bunlar aynı zamanda standart olmayan etki büyüklüğüdür, çünkü etki orijinal ölçüm birimlerinde ifade edilir. Çoğu durumda, standart olmayan etki büyüklükleri en bilgilendirici olanıdır. Çünkü araştırmacılar ölçümler hakkında bilgi sahibidir ve bu nedenle herhangi bir değişikliğin önem taşıyıp taşımayacağına karar vermek için bir bilgiye sahiptirler (Baguley, 2009). Örneğin araştırmacılar, mutluluk için belirli bir derecelendirme skalasına aşina olabilirler (bu değerler -10 ile +10 arasında değişir). Onlar için, 3 puanlık bir değişiklik anlamlıdır ve kayda değerdir, oysa 0.3'lük bir değişim önemli olmayacaktır. Etkiler orijinal birimleri açısından değerlendirildiğinde anlamları belirginleşir (Lenth, 2001; Baguley, 2009).

Faktöriyel tasarımlar, ortalamalar arasındaki farklılıklar hakkında olduğundan, ortalamaların etkileri ortalamalar arasındaki farkın hesaplanmasıyla elde edilebilir. Bir ortalama setini diğeriyle karşılaştıran yaklaşım olan kontrast analizi (Rosenthal ve Rosnow, 1991; Rosenthal ve ark., 1999) ile ortalama farklarının analizlerini, yalnızca tek bir ortalamayı (tek örneklemli t testi) veya iki ortalama arasındaki farkı (bağımsız örneklem t testi veya eşleştirilmiş t testi) içeren tipik t testlerine indigemeyi sağlar. Uygulamada, kontrast analizi, ortalamalara farklı ağırlıkları (lambda) atayarak spesifik bir modeli test etmektedir (Rosenthal ve Rosnow, 1985; Howell, 2013). Herhangi bir kontrast analizinde, en fazla iki ortalama karşılaştırılır (t testinde olduğu gibi), ancak her biri ağırlıklandırılmış ve sonra birleştirilen bir dizi bireysel ortalama olabilir. Beş ortalamalı bir örnekte, beş ardışık ölçüm için fiili ağırlıklar (-0.5, -0.5, +1/3, +1/3, +1/3) olsun. İlk kümede, iki ortalama, negatif olarak ağırlıklandırılır; ikinci kümede bulunan üç ortalama ise pozitif olarak ağırlıklandırılır. Bu ağırlıklar ile ilki iki, ikincisi üç ortalamadan oluşan iki küme ortalaması karşılaştırılmaktadır. Ortaya çıkan değer pozitif ise, bu ortalama ölçümün başlangıçtan başlayarak arttığı anlamına gelir.

Ağırlıklar seçilirken araştırmacılar şu tavsiyeleri göz önünde bulundurmalıdır: Kontrast analizi her zaman belirli bir yön test ettiği için, araştırmacılar ağırlıkları pozitif kontrast skoru hipotezine uyacak şekilde ayarlamalıdır. Örneğin, bir performans grubunun ortalamasının negatif olarak ağırlıklandırılması ve başka bir görev grubu ortalamasının pozitif olarak ağırlıklandırılması durumunda, pozitif bir kontrast, performans ile birlikte görevin arttığına işaret eder. Bir başka düşünce, geçerli kontrastta tüm ağırlıkların toplmamının sıfıra eşit olmasıdır. Bu durum, bir etkinin yokluğunun sıfır olmasını sağlar. Dahası, standart bir set kullanmak da sıklıkla önerilir (Howell, 2013). Standart bir kümede, pozitif ağırlıkların toplamı +1, negatif ağırlıkların toplamı -1'dir. Böylece, her bir ortalama bir kaç ortalamanın birleşimi olmasına rağmen standart küme doğrudan iki ortalama kümesini birbiriyle karşılaştırır.

İki yönlü ANOVA'nın matematiksel modeli;

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_j + \beta_k + (\alpha\beta)_{jk} + \varepsilon_{ijk} \tag{3.72}$$

$\mu$ : Gözlemlerin genel ortalaması

$\alpha_j$ : A faktörünün j- inci seviyesinin etkisi

$\beta_k$ : B faktörünün k- inci seviyesinin etkisi

$(\alpha\beta)_{jk}$ : A faktörünün j- inci seviyesinin etkisi ile B faktörünün k- inci seviyesinin ortak (interaksiyon) etkisi

$\varepsilon_{ijk}$ : Tesadüfi hata

şeklindedir.

#### 3.2.12.1. İki faktörlü ANOVA'da kontrast testleri

Genel olarak; kontrast, hücre ortalamaları üzerinde belirli bir karşılaştırmayı tanımlayan bir ağırlık değerleri grubudur. Tek yönü ANOVA tasarımında belirtilen aynı mantık iki yönlü ANOVA tasarımında da geçerlidir. İki yönlü ANOVA' da kontrast tasarımı için 3x3'lük örnek bir Çizelge 3.22'de gösterilmiştir ( Karpinski, 2006c ).

Çizelge 3.22. ANOVA tasarımı için 3x3'lük örnek bir çizelge

| | | **A faktörü** | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | A1 | A2 | A3 | ∑ |
| **B faktörü** | B1 | $\overline{\boldsymbol{X}}_{.11}$ | $\overline{\boldsymbol{X}}_{.21}$ | $\overline{\boldsymbol{X}}_{.31}$ | $\overline{\boldsymbol{X}}_{..1}$ |
| | B2 | $\overline{\boldsymbol{X}}_{.12}$ | $\overline{\boldsymbol{X}}_{.22}$ | $\overline{\boldsymbol{X}}_{.32}$ | $\overline{\boldsymbol{X}}_{..2}$ |
| | B3 | $\overline{\boldsymbol{X}}_{.13}$ | $\overline{\boldsymbol{X}}_{.23}$ | $\overline{\boldsymbol{X}}_{.33}$ | $\overline{\boldsymbol{X}}_{..3}$ |
| | ∑ | $\overline{\boldsymbol{X}}_{.1.}$ | $\overline{\boldsymbol{X}}_{.2.}$ | $\overline{\boldsymbol{X}}_{.3.}$ | $\overline{\boldsymbol{X}}_{...}$ |

**Ana etkilerin testi için kontrast tahmininin hesaplanması:**

Kontrast hesabı, A ana faktörü için üç seviyeli ve her bir ortalama $\overline{\boldsymbol{X}}_{.1.}, \overline{\boldsymbol{X}}_{.2.}, \overline{\boldsymbol{X}}_{.3.}$ olmak üzere;

$$\hat{\psi}_{Afaktörü} = \sum_{a=1}^{A} \overline{X}_{.a.} C_a = \overline{X}_{.1.} C_1 + \overline{X}_{.2.} C_2 + \overline{X}_{.3.} C_3 \qquad (3.73)$$

şeklinde bulunur.

Aynı şekilde B ana faktörü için kontrast hesabı, üç seviyeli ve her bir ortalama $\overline{\boldsymbol{X}}_{..1}, \overline{\boldsymbol{X}}_{..2}, \overline{\boldsymbol{X}}_{..3}$ olmak üzere;

$$\hat{\psi}_{Bfaktörü} = \sum_{b=1}^{B} \overline{X}_{..b} C_b = \overline{X}_{..1} C_1 + \overline{X}_{..2} C_2 + \overline{X}_{..3} C_3 \qquad (3.74)$$

şeklinde bulunur. Daha sonra A ve B faktörlerine ait kareler toplamı sırasıyla;

$$KT\left(\hat{\psi}_{A\,faktörü}\right) = \frac{\left(\hat{\psi}_{Afaktörü}\right)^2}{\sum \frac{C_a^2}{n_a}} \qquad (3.75)$$

$$KT\left(\hat{\psi}_{B\,faktörü}\right) = \frac{\left(\hat{\psi}_{Bfaktörü}\right)^2}{\sum \frac{C_b^2}{n_b}} \qquad (3.76)$$

şeklinde bulunur. Bu değerlere bağlı olarak A ve B faktörü için ilgili kareler toplamı yerine yazıldığında F değeri ise;

$$F_{(1,\mathrm{HSD})} = \frac{KT/_{kontrast\ s.d.}}{HKT/_{HSD}} = \frac{KO}{HKO} \tag{3.77}$$

olarak bulunur ( Karpinski, 2006c ).

**İnteraksiyon etkisinin testi için kontrast tahminin hesaplanması:**

İnteraksiyona bağlı olarak kontrast tahmini, interaksiyona bağlı ortalamalar $\overline{X}_{.ab}$ ve hesaplamalar sonucu elde edilen interaksiyon katsayıları $C_{ab}$ olmak üzere;

$$\hat{\psi}_{AxB} = \sum_{b=1}^{B}\sum_{a=1}^{A}\overline{X}_{.ab}C_{ab} \tag{3.78}$$

şeklinde bulunur. Bu değerlere bağlı olarak kareler toplamı ise;

$$KT(\hat{\psi}_{AxB}) = \frac{(\hat{\psi}_{AxB})^2}{\sum \frac{C_{ab}^2}{n_{ab}}} \tag{3.79}$$

formülü ile hesaplanır. İnteraksiyona bağlı standart hata

$$Std\ Hata(\hat{\psi}_{AxB}) = \sqrt{HKO\sum_{b=1}^{B}\sum_{a=1}^{A}\frac{C_{ab}^2}{n_{ab}}} \tag{3.80}$$

şeklinde bulunur ve son olarak interaksiyona bağlı kareler toplamı yerine yazıldığında varyans analiz tablosunda kullanılan F değeri ise;

$$F_{(1,\mathrm{HSD})} = \frac{KT(\hat{\psi}_{AxB})/_{kontrast\ s.d.}}{HKT/_{HSD}} = \frac{KO(\hat{\psi}_{AxB})}{HKO} \tag{3.81}$$

olarak bulunur ( Karpinski, 2006c ).

Verilerin analizinde; son yıllarda açık mimari tekniği ile gelişmekte olan, istatistiksel yöntemler konusunda da gittikçe yaygınlaşan R programı versiyon 3.4.4 kullanılmıştır (R Core Team, 2018). Bu çalışmada yer alan kontrast analizleri için geliştirilen kodlar EK'te verilmiştir.

# 4. BULGULAR VE TARTIŞMA

## 4.1.Tek Faktörlü Denemeler

Tek faktörlü denemelerde kullanılacak veri seti Çizelge 4.1'de verilmiştir. Veriler Ağdaş 3, Ağdaş 17, Ağdaş 21, Sayar 314, Maraş 92 çeşitlerine ait lif inceliği değerleridir.

Çizelge 4.1. Beyaz pamuk çeşidi olan yerli ve azeri pamuğunun lif inceliği (mic) verileri

| | Çeşitler | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | ***1.çeşit*** | ***2.çeşit*** | ***3.çeşit*** | ***4.çeşit*** | ***5.çeşit*** |
| **Tekerrürler** | ***Ağdaş 21 (Azerbaycan) ( Barbadense)*** | ***Maraş 92 (Yerel) (Hirsutum)*** | ***Ağdaş 3 (Azerbaycan) (Hirsutum)*** | ***Ağdaş 17 (Azerbaycan) (Hirsutum)*** | ***Sayar 314 (Yerel) (Hirsutum)*** |
| **1** | 4.2 | 4.2 | 4.8 | 3.7 | 4.6 |
| **2** | 4.21 | 4.1 | 4.2 | 3.4 | 4.3 |
| **3** | 4.17 | 4.1 | 4.6 | 3.2 | 3.8 |
| **Ortalama** | 4.19 | 4.13 | 4.53 | 3.43 | 4.23 |
| **Standart Sapma** | 0.02 | 0.06 | 0.31 | 0.25 | 0.40 |

Burada Ağdaş 3, Ağdaş 17, Ağdaş 21 mutant azerbaycan çeşitleridir ve Sayar 314, Maraş 92 ise yerel olup, bölgede yoğun olarak kullanılan çeşitlerdir. Çizelge 4.1'deki verilerin klasik varyans analizi sonuçları Çizelge 4.2'de verilmiştir.

Çizelge 4.2. Azeri pamuk çeşitlerinin lif inceliği (mic) değerlerinim ANOVA sonuçları

| VARYANS ANALİZ TABLOSU | | | | |
|---|---|---|---|---|
| **VK** | **SD** | **KT** | **KO** | **F** |
| **ÇAKT** (çeşitler arası) | 4 | 1.979 | 0.495 | 7.641** |
| **ÇİKT** (çeşitler içi; Hata) | 10 | 0.647 | 0.065 | |
| **GENEL** | 14 | 2.626 | | |

**: $p<0.01$

F testi, ortalama grupları arasında önemli bir fark olduğunu göstermektedir. Bu aşamadan sonra araştırıcı, hangi ortalamaların farklılık yarattığını incelemek ister. Bütün ikili ortalama kombinasyonların karşılaştırıldığı klasik, plansız ortalama karşılaştırmalarından farklı olarak; araştırıcının, aşağıdaki dört hipotez ile özellikle ilgilendiği düşünülsün. Bu durumda, kontrastlar tanımlama yolu ile gerçekleştirilecek hipotez testleri aşağıda açıklanmıştır. Öncelikle ilgili hipotezler kurulur ( Habing, 2004)

**Hipotez 1:** "*Azerbaycan çeşitleri ile yerli çeşitler arasında fark yoktur*" şeklindeki sıfır hipotezi için 1., 3. ve 4. çeşitlerin ortalaması ile 2. ve 5. çeşitlerin ortalaması ile ilgili olan Eşitlik 4.1'de hipotez haline getirilmiştir:

$$H_{0,1} : \left( \frac{\mu_{Ağ21} + \mu_{Ağ3} + \mu_{Ağ17}}{3} \right) - \left( \frac{\mu_{M92} + \mu_{S314}}{2} \right) = 0 \qquad (4.1)$$

Kurulan bu hipotez ile oluşturulacak kontrast tahmini $(\hat{\psi}_1)$ için kontrast katsayıları değerleri $c_{1,1} = 2$ $c_{2,1} = -3$ $c_{3,1} = 2$ $c_{4,1} = 2$ $c_{5,1} = -3$ şeklinde belirlenir (Karpinski, 2006a; Abdi ve ark., 2009; Logan, 2010).

**Hipotez 2:** "*Azerbaycan çeşitleri içerisinde, barbadense türü ile hirsutum türüne ait çeşitler arasında fark yoktur*" şeklindeki sıfır hipotezi için 1. çeşitin ortalamasına karşın 3. ve 4. çeşitlerin ortalamaları arasındaki karşılaştırma Eşitlik 4.2'de hipotez haline getirilmiştir:

$$H_{0,2} : \mu_{Ağ21} - \left( \frac{\mu_{Ağ3} + \mu_{Ağ17}}{2} \right) = 0 \qquad (4.2)$$

Kurulan bu hipotez ile oluşturulacak kontrast tahmini $(\hat{\psi}_2)$ için kontrast katsayıları değerleri $c_{1,2} = 2$ $c_{2,2} = 0$ $c_{3,2} = -1$ $c_{4,2} = -1$ $c_{5,2} = 0$ şeklinde belirlenir.

**Hipotez 3:** "*Hirsutum türü Azerbaycan çeşitleri arasında fark yoktur*" şeklindeki sıfır hipotezi için 3. çeşit ortalamasına karşın 4. çeşit ortalaması arasındaki karşılaştırma Eşitlik 4.3'de hipotez haline getirilmiştir:

$$H_{0,3} : \mu_{Ağ3} - \mu_{Ağ17} = 0 \qquad (4.3)$$

Kurulan bu hipotez ile oluşturulacak kontrast tahmini $(\hat{\psi}_3)$ için kontrast katsayıları değerleri $c_{1,3} = 0$ $c_{2,3} = 0$ $c_{3,3} = -1$ $c_{4,3} = -1$ $c_{5,3} = 0$ şeklinde belirlenir.

**Hipotez 4:** "*Yerel çeşitler arasında fark yoktur*" şeklindeki sıfır hipotezi için 2. çeşit ortalamasına karşın 5. çeşit ortalaması arasındaki karşılaştırma eşitlik 4.4'de hipotez haline getirilmiştir

$$H_{0,4} : \mu_{M92} - \mu_{S314} = 0 \tag{4.4}$$

Kurulan bu hipotez ile oluşturulacak kontrast tahmini ($\hat{\psi}_4$) için kontrast katsayıları değerleri

$c_{1,4} = 0$ $c_{2,4} = 1$ $c_{3,4} = 0$ $c_{4,4} = 0$ $c_{5,4} = -1$ şeklinde belirlenir.

Yukarıdaki hipotezler için belirlenen katsayılar ve kontrast tahminleri Çizelge 4.3'deki gibi bir araya toplanabilir (Abdi ve ark., 2009; Karpinski, 2006a).

Çizelge 4.3. Karşılaştırmalara ilişkin kontrast katsayıları

| **Karşılaştırma katsayıları** | ***Ağdaş21 (Azerbaycan) ( Barbadense)*** | ***Maraş 92 (Yerel) (Hirsutum)*** | ***Ağdaş 3 (Azerbaycan) (Hirsutum)*** | ***Ağdaş 17 (Azerbaycan) (Hirsutum)*** | ***Sayar 314 (Yerel) (Hirsutum)*** | $\sum C_a$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $C_1$ | +2 | -3 | +2 | +2 | -3 | 0 |
| $C_2$ | +2 | 0 | -1 | -1 | 0 | 0 |
| $C_3$ | 0 | 0 | +1 | -1 | 0 | 0 |
| $C_4$ | 0 | +1 | 0 | 0 | -1 | 0 |

$H_{0,1}$ hipotezine ait kontrast tahmini ($\hat{\psi}_1$) için kontrast kareler toplamı Çizelge 4.4' deki ön hesaplamalar ve eşitlik 3.50 kullanılarak hesaplanabilir.

Çizelge 4.4. Birinci tahmine dayalı ön hesaplamalar

| **Çeşit** | **Ort($\overline{X}_a$ )** | $C_a$ | $\overline{X}_a C_a$ | $C_a^2$ |
|---|---|---|---|---|
| **Ağdaş 21** | 4.19 | +2 | +8.39 | 4 |
| **Maraş 92** | 4.13 | -3 | -12.4 | 9 |
| **Ağdaş 3** | 4.53 | +2 | +9.07 | 4 |
| **Ağdaş 17** | 3.43 | +2 | +6.87 | 4 |
| **Sayar 314** | 4.23 | -3 | -12.7 | 9 |
| $\sum$ | | **0** | **-0.78** | **30** |

$$KT_{\hat{\psi}_1} = \frac{n(\hat{\psi}_1)^2}{\sum C_a^{\ 2}} = \frac{3(-0.78)^2}{30} = 0.06$$

$H_{0,2}$ hipotezine ait kontrast tahmini ($\hat{\psi}_2$) için kontrast kareler toplamı Çizelge 4.5' deki ön hesaplamalar ve Eşitlik 3.50 kullanılarak hesaplanabilir:

Çizelge 4.5. İkinci tahmine dayalı ön hesaplamalar

| **Çeşit** | **Ort($\overline{X}_a$)** | $C_a$ | $\overline{X}_a C_a$ | $C_a^{\ 2}$ |
|---|---|---|---|---|
| **Ağdaş 21** | 4.19 | +2 | 8.39 | 4 |
| **Maraş 92** | 4.13 | 0 | 0 | 0 |
| **Ağdaş 3** | 4.53 | -1 | -4.53 | 1 |
| **Ağdaş 17** | 3.43 | -1 | -3.43 | 1 |
| **Sayar 314** | 4.23 | 0 | 0 | 0 |
| $\sum$ | | **0** | **0.41** | **6** |

$$KT_{\hat{\psi}_2} = \frac{n(\hat{\psi}_2)^2}{\sum C_a^{\ 2}} = \frac{3(0.41)^2}{6} = 0.09$$

$H_{0,3}$ hipotezine ait kontrast tahmini ($\hat{\psi}_3$) için kontrast kareler toplamı Çizelge 4.6' daki ön hesaplamalar ve Eşitlik 3.50 kullanılarak aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

Çizelge 4.6. Üçüncü tahmine dayalı ön hesaplamalar

| **Çeşit** | **Ort($\overline{X}_a$)** | $C_a$ | $\overline{X}_a C_a$ | $C_a^{\ 2}$ |
|---|---|---|---|---|
| **Ağdaş 21** | 4.19 | 0 | 0 | 0 |
| **Maraş 92** | 4.13 | 0 | 0 | 0 |
| **Ağdaş 3** | 4.53 | +1 | +4.53 | 1 |
| **Ağdaş 17** | 3.43 | -1 | 3.43 | 1 |
| **Sayar 314** | 4.23 | 0 | 0 | 0 |
| $\sum$ | | **0** | **1.1** | **2** |

$$KT_{\hat{\psi}_3} = \frac{n(\hat{\psi}_3)^2}{\sum C_a^2} = \frac{3(1.1)^2}{2} = 1.82$$

$H_{0,4}$ hipotezine ait kontrast tahmini ($\hat{\psi}_4$) için kontrast kareler toplamı Çizelge 4.7' deki ön hesaplamalar ve Eşitlik 3.50 kullanılarak hesaplanabilir:

Çizelge 4.7. Dördüncü tahmine dayalı ön hesaplamalar

| **Çeşit** | **Ort(** $\overline{X}_a$ **)** | $C_a$ | $\overline{X}_a C_a$ | $C_a^2$ |
|---|---|---|---|---|
| **Ağdaş 21** | 4.19 | 0 | 0 | 0 |
| **Maraş 92** | 4.13 | 1 | 4.13 | 1 |
| **Ağdaş 3** | 4.53 | 0 | 0 | 0 |
| **Ağdaş 17** | 3.43 | 0 | 0 | 0 |
| **Sayar 314** | 4.23 | -1 | -4.23 | 1 |
| $\sum$ | | **0** | **-0.1** | **2** |

$$KT_{\hat{\psi}_4} = \frac{n(\hat{\psi}_4)^2}{\sum C_a^2} = \frac{3(-0.1)^2}{2} = 0.02$$

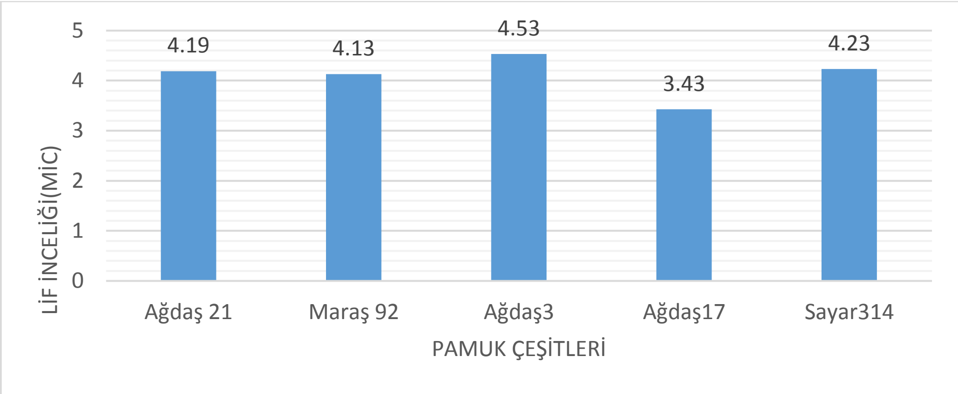
Kontrast tahminlerini de içeren varyans analizi Çizelge 4.8'deki gibi yeniden düzenlenebilir.

Çizelge 4.8. Çizelge 4.1'deki verileri için kontrastlı varyans analizi sonuçları

| **KONTRASTLI VARYANS ANALİZ TABLOSU** | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| **VK** | **SD** | **KT** | **KO** | **F** | **P** |
| **ÇAKT(ÇEŞİTLER ARASI)** | **4** | **1.979** | **0.494** | **7.641**** | **0.0043** |
| $\hat{\psi}_1$ : *Azeriçeşitlere karşı yerli çeşitler* | 1 | 0.061 | 0.061 | 0.940 | 0.3552 |
| $\hat{\psi}_2$ : *Barbadensetürüne karşı hirsutumtürü* | 1 | 0.088 | 0.088 | 1.362 | 0.2702 |
| $\hat{\psi}_3$ : *Ağdaş*3 *karşı Ağdaş*17 | 1 | 1.815 | 1.815 | 28.039*** | 0.0003 |
| $\hat{\psi}_3$ : *Maraş*92 *karşı Sayar*314 | 1 | 0.015 | 0.015 | 0.232 | 0.6406 |
| **ÇİKT(ÇEŞİTLER İÇİ, HATA)** | **10** | **0.6475** | **0.065** | | |
| **GENEL** | **14** | **2.626** | | | |

**: P<0.01, ***: P<0.001

Çizelge 4.1'e bakılarak gruplar hatırlandığında, ve Çizelge 4.8'deki varyans analizi tablosuna göre en önemli sonucun üçüncü kontrast tahmininde olduğu görülür. Yani, azerbaycan türü pamuk çeşitlerinden Ağdaş 3 ile Ağdaş17 arasında istatistiksel olarak lif inceliği bakımından önemli fark vardır ($P<0.01$). Kontrast tahminine bağlı olarak oluşturulan Çizelge 4.8'de, her kontrastın nispi önemi de değerlendirilebilir. Örneğin, üçüncü kontrast tek başına deneysel karelerin toplamının %92'sini (1.82 / 1.98= 0.92) açıklıyor. Şekil 4.1 ise sonuçların yorumlanmasını kolaylaştırmaktadır (Rosenthal ve Rosnow, 1985; Abdi ve Williams, 2010, Field, 2016).




Şekil 4.1. Pamuk çeşitlerine göre lif inceliği (mic)

## 4.2. Sınıf Karşılaştırmaları

Kontrast kodlama yaparken karşılaştırmanın ortogonal ya da non-ortogonal olmasının, temsil ettikleri hipotezler açısından çok önemli olduğundan bahsedilmişti. Bu aşamada ilk olarak sınıf karşılaştırmalarında ortogonal kontrastların kullanımını göstermek için Çizelge 4.9 'daki veriler kullanılacaktır.

Standart pamuk çeşidi olan Maraş 92 ve mutant azerbeycan çeşitlerinin (Ağdaş 3, Ağdaş 17, Ağdaş 21) üzerindeki lif inceliği (mic) verileri aşağıdaki Çizelge 4.9'da verilmiştir.

Çizelge 4.9. Yerel çeşit ve Azerbaycan çeşidi pamukların 2002-2004 yılllarındaki lif inceliği değerleri(mic)

| Tekerrürler | Çeşitler | | | |
|---|---|---|---|---|
| | *Maraş 92 (Yerel) (hirsutum) (non-mutant)* | *Ağdaş 21 (Azerbaycan) ( barbadense) (mutant)* | *Ağdaş 3 (Azerbaycan) (hirsutum) (mutant)* | *Ağdaş 17 (Azerbaycan) (hirsutum) (mutant)* |
| 1 | 4.32 | 4.01 | 4.45 | 5.17 |
| 2 | 4.58 | 4.21 | 4.61 | 4.87 |
| 3 | 4.21 | 4.17 | 4.61 | 4.16 |
| **Ortalama** | **4.37** | **4.13** | **4.56** | **4.73** |
| **Standart sapma** | 0.19 | 0.11 | 0.09 | 0.51 |

Çizelge 4.9'daki veriler ilk olarak bir tane yerel çeşit ile üç tane azerbaycan çeşiti olacak şekilde sınıflandırılmıştır. Buradaki azerbaycan çeşitlerinin tamamı mutant çeşitlerdir. Ayrıca Azerbaycan çeşitlerinin birisi barbadense türü, ikisi hirsutum türü olacak şekilde sınıflara ayrıldığı görülmektedir. Çizelge 4.9'daki verilerin klasik varyans analizi sonuçları Çizelge 4.10'da verilmiştir.

Çizelge 4.10. Çizelge 4.9.'daki verilere ait ANOVA sonuçları

| VARYANS ANALİZ TABLOSU | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| **VK** | **SD** | **KT** | **KO** | **F** | **P** |
| **ÇAKT (çeşitler arası)** | 3 | 0.601 | 0.200 | 2.467 | 0.1366 |
| **ÇİKT (çeşitler içi)** | 8 | 0.649 | 0.081 | | |
| **GENEL** | 11 | 1.251 | | | |

Çizelge 4.10'da, F testi, bütün çeşitlerin ortalamalarının aynı olduğunu göstermektedir (P>0.05). Klasik analizlerde Duncan, SNK, Tukey gibi ortalama karşılaştırma testleri F testine bağlı olmadığı için ortalamaların karşılaştırılması yapılabilir. Ancak burada plansız karşılaştırmalar yerine araştırıcı, kontrast analizi ile, özel olarak ilgilendiği sorulara odaklanabilir. Çizelge 4.9'a göre, araştırıcının özellikle ilgilendiği sorular, aşağıdaki hipotezlerdeki gibi olabilir.

**Hipotez 1:** "*Yerel çeşit ile mutant Azerbeycan çeşileri arasında fark var mıdır?"*

**Hipotez 2:** "*Mutant Azerbeycan çeşilerinden barbadense türü ile hirsutum türü çeşitler arasında fark var mıdır?"*

**Hipotez 3:** "*Mutant Azerbeycan çeşilerinden hirsutum türleri arasında fark var mıdır?"*

Hipotez 1'de yerel çeşit Maraş 92, "kontrol grubu" olarak kullanılmaktadır. Üç hipotezdeki sorular, planlı (odaklanılmış) sorular olup ortogonal kontrastlarla araştırılabilir. Bunu yapmak için, bu sorular matematiksel olarak, doğrusal kombinasyonlara dönüştürülür.

Hipotez 1, kontrastlar cinsinden,

$$H_{\mathbf{0},1} : \psi_1 = 3\mu_{M\,92} - 1\mu_{Ağ\,21} - 1\mu_{Ağ\,3} - 1\mu_{Ağ\,17}$$

şeklinde sıfır hipotezine dönüştürülebilir. Kontrast katsayıları, $\{3, -1, -1, -1\}$ olur ve kontrast satırı $C_1$ olarak adlandırılır.

Hipotez 2, kontrastlar cinsinden,

$$H_{\mathbf{0},\mathbf{2}} : \psi_2 = 0\mu_{kont.} + 2\mu_{Ağ\,21} - 1\mu_{Ağ\,3} - 1\mu_{Ağ\,17}$$

şeklinde sıfır hipotezine dönüştürülebilir. Kontrast katsayıları, $\{0, 2, -1, -1\}$ olur ve kontrast satırı $C_2$ olarak adlandırılır.

Hipotez 3, kontrastlar cinsinden,

$$H_{\mathbf{0},\mathbf{3}} : \psi_3 = 0\mu_{M\,92} + 0\mu_{Ağ\,21} + 1\mu_{Ağ\,3} - 1\mu_{Ağ\,17}$$

şeklinde sıfır hipotezine dönüştürülebilir. Kontrast katsayıları, $\{0, 0, 1, -1\}$ olur ve kontrast satırı $C_3$ olarak adlandırılır.

Yukarıdaki hipotezler için belirlenen katsayılar ve kontrast tahminleri Çizelge 4.11'deki gibi bir araya toplanabilir.

Çizelge 4.11. Karşılaştırmalara ilişkin ortogonal kontrast katsayıları

| **Kontrast katsayıları** | ***Maraş 92 (Yerel) (hirsutum) (non-mutant)*** | ***Ağdaş 21 (Azerbaycan) (barbadense) (mutant)*** | ***Ağdaş 3 (Azerbaycan) (hirsutum) (mutant)*** | ***Ağdaş 17 (Azerbaycan) (hirsutum) (mutant)*** | $\sum C_a$ |
|---|---|---|---|---|---|
| $C_1$ | 3 | -1 | -1 | -1 | 0 |
| $C_2$ | 0 | 2 | -1 | -1 | 0 |
| $C_3$ | 0 | 0 | 1 | -1 | 0 |

Eğer kontrastlar kümesi ortogonal ise bir kontrast, küme içerisindeki her bir kontrasta diğerine dik olması gerekmektedir. Bu şekilde yapılarak ortogonalliği test edilecek olursa; $C_1$ : ( 3, -1, -1, -1) , $C_2$ : ( 0, 2, -1, -1) , $C_3$ : ( 0, 0, 1, -1) olmak üzere ve örneğin 1. Kontrast ile 2. kontrastın dik olması için karşılıklı elemanlarının skaler çarpımlarının toplamı 0'a eşit olmalıdır.

$C_1 \perp C_2$ = 3*0+ (-1)* 2+(-1)* 1+(-1)* (-1)+ (-1)* (-1) =0,

$C_1 \perp C_3$ = 3*0+ (-1)* 0+(-1)* 1+ (-1)* (-1) =0,

$C_2 \perp C_3$ = 0*0+ 2*0+(-1)*1+ (-1)*1+(-1)*(-1) =0,

olduğundan

$C_1 \perp C_2$, $C_1 \perp C_3$, $C_2 \perp C_3$ bulunur.

Yukarıda verilen üç hipotez ile çeşit kareler toplamının her biri 1 serbestlik dereceli üç bileşene mükemmel bir şekilde bölünmüştür. Karşılaştırmalar ortogonal olmadığında (nonortogonal), bir karşılaştırma için kareler toplamı, bir başka karşılaştırmanın kareler toplamının bir bölümünü içerebilir. Yukarıdaki denemeye göre oluşturulan planlı ortogonal kontrast tahminleri için oluşturulan kontrast katsayıları ve hesaplamaları Çizelge 4.12'de verilmiştir.

Çizelge 4.12. Çizelge 4.9'daki verilere bağlı ortalamalar, kontrast katsayıları ve ön hesaplamaları

| | ***Maraş 92 (Yerel) (hirsutum) (non-mutant)*** | ***Ağdaş 21 (Azerbaycan) ( barbadense) (mutant)*** | ***Ağdaş 3 (Azerbaycan) (hirsutum) (mutant)*** | ***Ağdaş 17 (Azerbaycan) (hirsutum) (mutant)*** | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $\overline{X}_{a.}$ | *4.37* | *4.13* | *4.56* | *4.73* | | |
| | | | | | $\sum C_a$ | $\sum C_a^2$ |
| $C_1$ | 3 | -1 | -1 | -1 | 0 | 12 |
| $C_2$ | 0 | 2 | -1 | -1 | 0 | 6 |
| $C_3$ | 0 | 0 | 1 | -1 | 0 | 2 |
| | | | | | $\hat{\psi} = \sum \overline{X}_{a.} C_a$ | $\hat{\psi}^2 = (\sum (\overline{X}_{a.} C_a)^2$ |
| $\overline{X}_{a.} \times C_1$ | 13.11 | -4.13 | -4.56 | -4.73 | -0.31 | 0.096 |
| $\overline{X}_{a.} \times C_2$ | 0 | 8.26 | -4.56 | -4.73 | -1.03 | 1.060 |
| $\overline{X}_{a.} \times C_3$ | 0 | 0 | 4.56 | -4.73 | -0.18 | 0.032 |

Bu değerler eşitlik 3.50’de yerleştirildiğinde aşağıdaki sonuçlar elde edilir.

$$KT_{\hat{\psi}_1} = \frac{n(\hat{\psi}_1)^2}{\sum C_a^{\;2}} = \frac{3*0.096}{12} = 0.02$$

$$KT_{\hat{\psi}_2} = \frac{n(\hat{\psi}_2)^2}{\sum C_a^{\;2}} = \frac{3*1.06}{6} = 0.53$$

$$KT_{\hat{\psi}_3} = \frac{n(\hat{\psi}_3)^2}{\sum C_a^{\;2}} = \frac{3*0.032}{2} = 0.05$$

$KT_{Çeşitler} = KT_{\hat{\psi}_1} + KT_{\hat{\psi}_2} + KT_{\hat{\psi}_3}$ olduğuna dikkat edilir.

Bulunan bu değerlerin ortogonal parçalanması olan kontrast tahminli değerler, Çizelge 4.13’ deki ANOVA tablosuna yerleştirilmiştir.

Çizelge 4.13. Çizelge 4.9’daki veriler için kontrastlı varyans analiz tablosu

| KONTRASTLI VARYANS ANALİZ TABLOSU | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| **VK** | **SD** | **KT** | **KO** | **F** | **P** |
| **ÇAKT (ÇEŞİTLER ARASI)** | **3** | **0.601** | **0.200** | **2.467** | **0.136** |
| $\hat{\psi}_1$ : *Nonmutantyerelçeşitler karşı mutant - azeri çeşitler* | 1 | 0.024 | 0.024 | 0.296 | 0.601 |
| $\hat{\psi}_2$ : *Barbadense türüne karşı hirsutum türleri* | 1 | 0.531 | 0.531 | 6.531* | 0.034 |
| $\hat{\psi}_3$ : *Ağdaş*3 *karşı Ağdaş*17 | 1 | 0.047 | 0.047 | 0.576 | 0.469 |
| **ÇEŞİTLER İÇİ, (HATA)** | **8** | **0.649** | **0.081** | | |
| **GENEL** | **11** | **1.251** | | | |

**: P<0.05*

Çizelge 4.10’da F testinde tüm ortalamalar aynı çıkmasında rağmen, kontrast analiz sonuçlarının olduğu Çizelge 4.13’deki bulgulara göre lif inceliği bakımından; non-mutant yerel çeşit ile mutant azeri pamukların ortalaması aynı (P>0.05), mutant barbadense türü ortalaması ile mutant hirsutum türü çeşitlerin ortalaması farklı (P<0.05) bulunmuştur. Ayrıca, Azerbaycan çeşitlerinden olan iki adet mutant hirsutum çeşitlerinin ortalamaları da aynı (P>0.05) bulunmuştur (Karpinski, 2006a; Logan, 2010). Görüldüğü üzere, F testinin yetersiz olduğu durumlarda, araştırıcı sezgisine güvenerek, gerçekte var olan etkiyi bulmak üzere hipoteze dayalı araştırma soruları sormak istediğinde, araştırıcılara önerilmektedir.

## 4.3. Eğilim Karşılaştırmaları

Daha önce de bahsedildiği gibi grup etkileri nicel (kantitatif), sayılabilir ve seviyeler eşit aralıklı ise eğilim analizi incelenir. Çizelge 4.14'de Ağdaş 17 çeşidi için belirlenen yıllara göre (2002, 2003, 2004) seviyeleri eşit aralıklı olduğu için lif inceliği değerlerinin eğilim analizi incelenmesi araştırılmıştır.

Çizelge 4.14. Ağdaş 17 çeşidinin yıllara göre lif inceliği değerleri

| Tekerrürler | 2002 | 2003 | 2004 |
|---|---|---|---|
| 1 | 3.3 | 5 | 3.01 |
| 2 | 3 | 3.9 | 3.53 |
| 3 | 3 | 5.3 | 2.93 |
| **Ortalama** | 3.1 | 4.73 | 3.16 |
| **Standart sapma** | 0.17 | 0.74 | 0.33 |

Öncelikle yapılan varyans analizi sonuçları Çizelge 4.15'de verilir.

Çizelge 4.15. Ağdaş 17 çeşidinin lif inceliği değerlerinin ANOVA sonuçları

| **VARYANS ANALİZ TABLOSU** | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| **VK** | **SD** | **KT** | **KO** | **F** | **P** |
| **ÇAKT** (çeşitler arası) | 2 | 5.157 | 2.578 | 11.384** | 0.009 |
| **ÇİKT** (çeşitler içi; Hata) | 6 | 1.359 | 0.226 | | |
| **GENEL** | 8 | 6.515 | --- | | |

***: P<0.01*

Burada yıllar belirli bir eğilim gösterdiği için ortogonal polinom katsayıları **Ek 6**.'dan alınır.

Çizelge 4.16. Grup saysı 3 olduğunda ortogonal polinom katsayıları

| **Grup sayısı** | | $c_{1,i}$ | $c_{2,i}$ | $c_{3,i}$ |
|---|---|---|---|---|
| **3** | **Doğrusal** | -1 | 0 | 1 |
| | **Kuadratik** | 1 | -2 | 1 |

Burada katsayılara bakılarak {-1, 0, 1}, doğrusal eğilim, 2004 yılı, 2002 yılına göre daha fazla verim sağlayıp sağlamadığının sorusunu ele alırken, kuadratik eğilim ise, yine katsayılara bakılarak { 1, -2, 1}, 2002 ve 2004 yılının 2003 yılına göre daha fazla verim sağlayıp sağlamadığını araştırmaktadır.

Bu değerler Eşitlik 3.50'ye yerleştirildiğinde aşağıdaki sonuçlar elde edilir.

$$KT_{\hat{\psi}_1} = \frac{n(\hat{\psi}_1)^2}{\sum C_a^{\,2}} = \frac{3*(0.05)^2}{2} = 0.005$$

$$KT_{\hat{\psi}_2} = \frac{n(\hat{\psi}_2)^2}{\sum C_a^{\,2}} = \frac{3*(-3.21)^2}{6} = 5.152$$

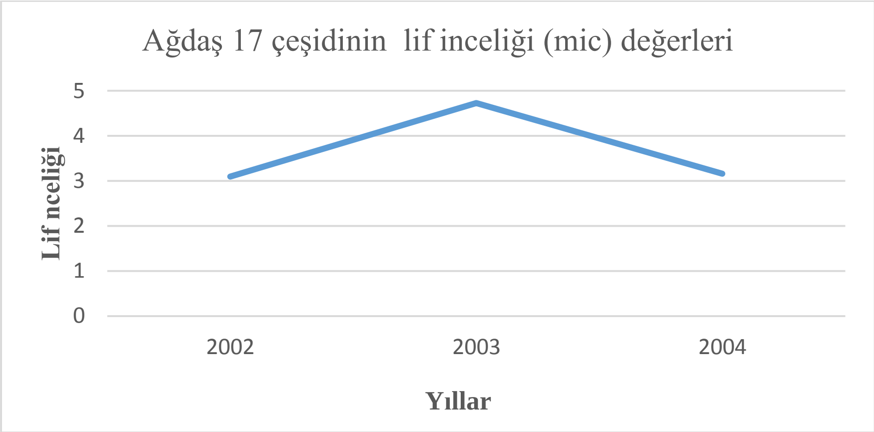
Çizelge 4.16'da belirlenen katsayılar ile eğilimli kontrast analizi sonuçları Çizelge 4.17'de verilmiştir.

Çizelge 4.17. Ağdaş 17 için kontrastlı varyans analiz tablosu

| KONTRASTLI VARYANS ANALİZ TABLOSU | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| **VK** | **SD** | **KT** | **KO** | **F** | **P** |
| **ÇAKT (ÇEŞİTLER ARASI)** | **2** | **5.156** | **2.578** | **11.384**** | **0.0091** |
| $\hat{\psi}_1 : linear - etki$ | 1 | 0.005 | 0.005 | 0.021 | 0.8883 |
| $\hat{\psi}_2 : kuadratik - etki$ | 1 | 5.152 | 5.152 | 22.747** | 0.0031 |
| **ÇEŞİTLER İÇİ, (HATA)** | **6** | **1.359** | **0.226** | | |
| **GENEL** | **8** | **6.515** | | | |

***: P<0.01*

Hem çizelge 4.17'ye bakıldığında ve hem de şekil 4.2'den kuadratik eğilimin önemli olduğu görülür (P<0.01) (Logan, 2010; Dubcowsky, 2015). Varyans analiz tablosuna bakıldığında, kuadratik kontrastın, tek başına deneysel kareler toplamının %99 (5.152/5.56)'unu açıkladığı görülmektedir (Rosenthal ve Rosnow, 1985). Eğer bu etkilerden her ikiside anlamlı çıksaydı, hem kuadratik hem lineer etki önemli denirdi. Ancak toplam varyans içerisinde hangi etki daha büyükse o tercih edilir.




Şekil 4.2. Ağdaş 17 çeşidinin yıllara göre lif inceliği(mic)

Ortogonal karşılaştırmalarda ise, eğilim incelemesi ile ilişkisiz(ortogonal) kontrastlar söz konusu olduğu için yorumlamadaki netlikten dolayı araştırıcıya kolaylık sağlanır. Bu yüzden grup ortalamalarını karşılaştırırken planlı kontrast kullanımı, kısa sürede daha net sonuçlar almak isteyen araştırıcılar için önerilir (Dubcowsky, 2015; Çanga ve Efe, 2017).

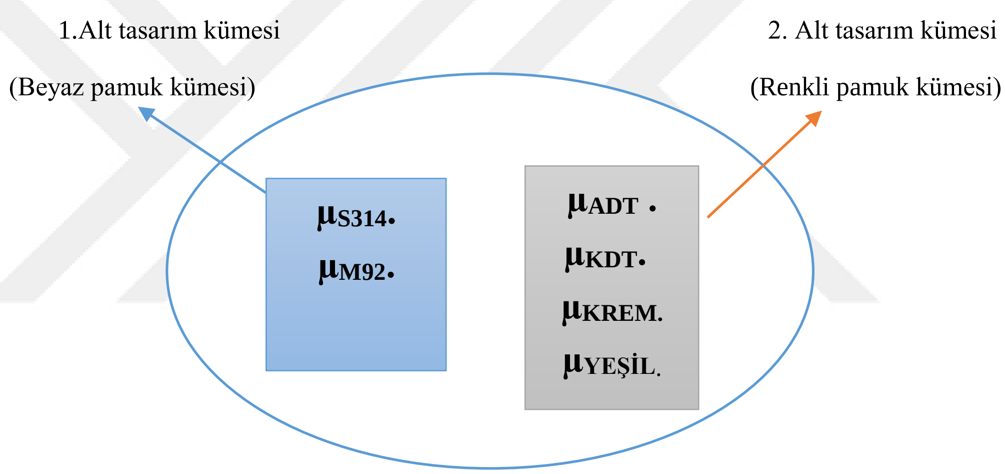
Eşit olmayan n veya eşit olmayan aralıklar varsa, eğilim analizi ortogonal olmayacak ve bireysel kontrast katsayılarının hesaplanması gerekecektir. Eşit olmayan n' ler ve eşit olmayan aralıklar eğilim analizini karmaşıklaştırmaktadır, ancak birçok istatistik paketi bu katsayıları otomatik olarak üretecektir (Maxwell, 1990). Pedhazur (1982)'ye göre ise, ortogonal polinomların tablo katsayıları n eşit olmadığında kullanılabilir. Bu gibi koşullar altında, kodlanmış gruplar ortogonal olmayacaktır, ancak bu tür gruplarla olan hiyerarşik regresyon analizi, güçlendirilmiş vektörlerle bir analizden elde edilenlerle aynı sonuçları verecektir. O halde; uygulama seviyeleri arasında eşit aralık değilse; bu durumda regresyon yaklaşımının kullanımı daha kolaydır. Ancak bu durumda sağlanan katsayılarla ortogonal kontrast analizi yapılamaz ( Laija, 1997; Dubcowsky, 2015).

### 4.4. Alt Tasarım Analizi

Bir faktörün, başka bir faktörle ana etken üzerindeki kontrastlı etkileşimini incelemek için kullanılan alt tasarımı analizi ile birden fazla serbestlik derecesine bağlı olarak analiz yapılacaktır. Çizelge 4.18'deki verilere bakıldığında iki tane alt tasarım kümesi olduğu için ve kümelerde farklı sayıda ortalama grubu olduğu için Şekil 3.7'deki gibi bir alt tasarım seçilir ve bu durum Şekil 4.3'deki gibi düzenlenir.

Çizelge 4.18. Renkli pamuk ve beyaz pamuğun ve üç ölçüm sonrasında lif uzunluğu (mic) değerleri

| Tekerrürler | *Beyaz pamuk* Sayar 314 (Hirsutum) | *Beyaz pamuk* Maraş 92 (Hirsutum) | *Renkli pamuk* ADT (Hirsutum) | *Renkli pamuk* KDT (Hirsutum) | *Renkli pamuk* KREM (Hirsutum) | *Renkli pamuk* YESİL (Hirsutum) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **1** | 4.6 | 4.2 | 4.74 | 4.63 | 4.82 | 3.03 |
| **2** | 4.3 | 4.1 | 4.78 | 4.65 | 4.82 | 3.21 |
| **3** | 3.8 | 4.1 | 4.79 | 4.65 | 4.84 | 3.26 |
| **Ortalama** | 4.23 | 4.13 | 4.77 | 4.64 | 4.82 | 3.16 |
| **Standart Sapma** | 0.40 | 0.06 | 0.03 | 0.01 | 0.01 | 0.12 |




Şekil 4.3. Beyaz pamuk ile renkli pamuk kümesine ait alt tasarım

Bu duruma bağlı hipotezler şu şekilde oluşturulur:

**Hipotez 1:** "*Beyaz pamuk ile renkli pamuk kümeleri arasında bir fark mıdır?"*

**Hipotez 2:** "*1. Alt tasarım kümesi olarak belirlenen beyaz pamuk kümesindeki Sayar 314 ile Maraş 92 ortalamalarının arasında bir fark var mıdır?"*

**Hipotez 3:** "*2. Alt tasarım kümesi olarak belirlenen renkli pamuk kümelerinin ortalamalarının arasında bir fark var mıdır?"*

Belirlenen üç hipoteze bağlı sorular, planlı (odaklanılmış) sorular olup ortogonal kontrastlarla araştırılabilir. Bunu yapmak için, bu sorular matematiksel olarak, doğrusal kombinasyonlara dönüştürülür.

$$H_{0,1}:\psi_1 = 2\mu_{S314} + 2\mu_{M92} - 1\mu_{ADT} - 1\mu_{KDT} - 1\mu_{KREM} - 1\mu_{YEŞİL}$$

şeklinde sıfır hipotezine dönüştürülebilir. Kontrast katsayıları, {2, 2, −1, −1, −1, -1} olur ve kontrast satırı $C_1$ olarak adlandırılır.

Hipotez 2, kontrastlar cinsinden,

$$H_{0,2}:\psi_2 = 1\mu_{S314} - 1\mu_{M92} + 0\mu_{ADT} + 0\mu_{KDT} + 0\mu_{KREM} + 0\mu_{YEŞİL}$$

şeklinde sıfır hipotezine dönüştürülebilir. Kontrast katsayıları, {1, -1, 0, 0, 0, 0} olur ve kontrast satırı $C_2$ olarak adlandırılır.

Hipotez 3, kontrastlar cinsinden, tek bir kontrast tahmini ile ifade edilemez. Bu hipotez kontrast satırları $C_3$, $C_4$ *ve* $C_5$ olmak üzere sırasıyla {0, 0, 3, -1, -1, -1} , {0, 0, 0, 2, -1, -1}ve {0, 0, 0, 0, 1,-1} olan kontrast satırlarının birleşiminden oluşur ve Çizelge 4.19'da 1 ve 2. Alt tasarım kümesine bağlı katsayılar gösterilmiştir. Analize ait çeşitli hesaplamalar ve kontrast analizinin yapılışına ait ön hesaplamaları, Çizelge 4.19'da verilmiştir.

Çizelge 4.19. Çizelge 4.18 için verilerin ortalamaları, kontrast katsayıları ve ön hesaplamalar

| | ***Beyaz pamuk*** | | ***Renkli pamuk*** | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | ***Sayar314*** | ***Maraş92*** | ***ADT*** | ***KDT*** | ***KREM*** | ***YESİL*** | $\sum C_a^2$ |
| $\overline{X}_{a.}$ | **4.23** | **4.13** | **4.77** | **4.64** | **4.82** | **3.16** | … |
| $C_1$ | 2 | 2 | -1 | -1 | -1 | -1 | 12 |
| $C_2$ | 1 | -1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 2 |
| $C_3$ | 0 | 0 | 3 | -1 | -1 | -1 | 12 |
| $C_4$ | 0 | 0 | 0 | 2 | -1 | -1 | 6 |
| $C_5$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | -1 | **2** |
| | | | | | | | $\hat{\psi} = \sum \overline{X}_{a.} C_a$ |
| $\overline{X}_{a.} \times C_1$ | 8.47 | 8.27 | -4.77 | -4.64 | -4.82 | -3.16 | -0.67 |
| $\overline{X}_{a.} \times C_2$ | 4.23 | -4.13 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0.10 |
| $\overline{X}_{a.} \times C_3$ | 0 | 0 | 14.13 | -4.64 | -4.83 | -3.17 | 1.67 |
| $\overline{X}_{a.} \times C_4$ | 0 | 0 | 0 | 9.28 | -4.82 | -3.17 | 1.29 |
| $\overline{X}_{a.} \times C_5$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 4.82 | -3.17 | 1.66 |

Burada birinci karşılaştırmanın kareler toplamı, KT $_{\hat{\psi}_1}$ ve serbestlik derecesi 1'dir. İlk olan ikinci karşılaştırma beyaz pamuklar için oluşturulan bir kontrast tahminini içerir. İkinci karşılaştırmanın kareler toplamı, KT $_{\hat{\psi}_2}$ serbestlik derecesi 1'dir ve üçüncü karşılaştırmanın kareler toplamı, geriye kalan karşılaştırmaların (KT $_{\hat{\psi}_3}$ + KT $_{\hat{\psi}_4}$ + KT $_{\hat{\psi}_5}$) kareler toplamı olup, geriye kalan üç kontrastın kareler toplamı toplanır ve bu kontrastlar ortogonal olduğu için her biri "1" olan serbestlik dereceleri de toplandığında üçüncü karşılaştırmanın serbestlik derecesi 3 olarak bulunur. Bu durum aşağıdaki gibi gösterilmiştir.

$$KT_{karşılaştırma_1} = KT_{\hat{\psi}_1} \ , \ s.d._{karşılaştırma_1} = \ s.d._{\hat{\psi}_1} = 1;$$

$$KT_{karşılaştırma_2} = KT_{\hat{\psi}_2} \ , \ s.d._{karşılaştırma_2} = \ s.d._{\Psi_2} = 1;$$

$$KT_{karşılaştırma_3} = KT_{\hat{\psi}_3} + \ KT_{\hat{\psi}_4} + \ KT_{\hat{\psi}_5} \ , \ s.d._{karşılaştırma_3} = \ s.d._{\hat{\psi}_3} + s.d._{\hat{\psi}_4} + s.d._{\hat{\psi}_5} = 1+1+1 = 3$$

Eşitlik 3.56'da verilen denklemde değerler yerine konulduğu zaman her bir kontrast tahmini için aşağıdaki sonuçlar elde edilir.

$$KT_{\hat{\psi}_1} = \frac{n(\sum \overline{X}_{a.}C_a)^2}{\sum C_a^{\ 2}} = \frac{3(-0.67)^2}{12} = 0.113$$

$$KT_{\hat{\psi}_2} = \frac{n(\sum \overline{X}_{a.}C_a)^2}{\sum C_a^{\ 2}} = \frac{3(0.1)^2}{2} = 0.015$$

$$KT_{\hat{\psi}_3} = \frac{n(\sum \overline{X}_{a.}C_a)^2}{\sum C_a^{\ 2}} = \frac{3(1.67)^2}{12} = 0.700$$

$$KT_{\hat{\psi}_4} = \frac{n(\sum \overline{X}_{a.}C_a)^2}{\sum C_a^{\ 2}} = \frac{3(1.29)^2}{6} = 0.836$$

$$KT_{\hat{\psi}_5} = \frac{n(\sum \overline{X}_{a.}C_a)^2}{\sum C_a^{\ 2}} = \frac{3(1.66)^2}{2} = 4.133$$

Lif inceliği (mic) verilerinin hesaplanan kareler toplamı değerleri varyans analizi aşağıdaki gibi Çizelge 4.20'de verilmiştir.

Çizelge 4.20. Lif inceliği (mic) verileri için kontrastlı varyans analiz çizelgesi

| KONTRASTLI VARYANS ANALİZ TABLOSU | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| **VK** | **SD** | **KT** | **KO** | **F** | **P** |
| **ÇAKT (ÇEŞİTLER** | **5** | **5.798** | **1.160** | **38.173*** ** | 5.81e-07 |
| $\hat{\psi}_1$ | 1 | 0.113 | 0.113 | 3.731 | 0.0773 |
| Alt tasarım 1 | | | | | |
| $\hat{\psi}_2$ | 1 | 0.015 | 0.015 | 0.494 | 0.4956 |
| Alt tasarım 2 | 3 | 5.667 | 1.889 | 63.00** | |
| $\hat{\psi}_3$ | 1 | 0.700 | 0.700 | 23.043*** | 0.0004 |
| $\hat{\psi}_4$ | 1 | 0.836 | 0.836 | 27.531*** | 0.0002 |
| $\hat{\psi}_5$ | 1 | 4.133 | 4.133 | 136.066*** | 6.63e-08 |
| **ÇEŞİTLERİÇİ,** | **12** | **0.365** | **0.030** | | |
| **GENEL** | **17** | **6.162** | | | |

****:P<0.001, **: P<0.01*

Birinci hipotez için;

$$KT_{karşılaştırma_1} = KT_{\hat{\psi}_1} = 0.113$$

$$KO_{karşılaştırma_1} = \frac{KT_{karşılaştırma_1}}{s.d._{\hat{\psi}_1}} = \frac{0.113}{1} = 0.113$$

$$F_{karşılaştırma_1} = \frac{KO_{karşılaştırma_1}}{HKO} = \frac{0.113}{0.030} = 3.731$$

F kritik değer ise $F_{1,12,0.05} = 4.74$ ve $F_{1,12,0.01} = 9.33$ olduğundan Ho reddedilemez**.** Yani, pamuğun rengi (Beyaz veya renkli oluşu) lif inceliğini etkilememektedir (P>0.05).

İkinci hipotez için**;**

- 1. Alt tasarım kümesinin karşılaştırması aşağıdaki gibi yapılır:

$$KT_{karşılaştırma_2} = KT_{\hat{\psi}_2} = 0.015$$

$$KO_{karşılaştırma_2} = \frac{KT_{karşılaştırma_2}}{s.d._{\hat{\psi}_2}} = \frac{0.015}{1} = 0.015$$

$$F_{karşılaştırma_2} = \frac{KO_{karşılaştırma_2}}{HKO} = \frac{0.015}{0.03} = 0.494$$

F kritik değer ise $F_{1,12,0.05} = 4.74$ ve $F_{1,12,0.01} = 9.33$ olduğundan Ho reddedilemez**.** Yani, 1. Alt tasarım kümesi olan beyaz pamuk kümesindeki Sayar 314 ile Maraş 92 ortalamalarının arasında lif inceliği bakımından önemli bir fark yoktur (P>0.05).

- 2. Alt tasarım kümesinin karşılaştırması ise aşağıdaki gibi yapılır:

$$KT_{\hat{\psi}_3} + KT_{\hat{\psi}_4} + KT_{\hat{\psi}_5} = 0.700 + 0.836 + 4.133 = 5.669$$

$$KO_{karşılaştırma_2} = \frac{KT_{karşılaştırma_2}}{s.d._{\hat{\psi}_3} + s.d._{\hat{\psi}_4} + s.d._{\hat{\psi}_5}} = \frac{5.667}{3} = 1.889$$

$$F_{karşılaştırma_3} = \frac{KO_{karşılaştırma_3}}{HKO} = \frac{1.89}{0.03} = 63.00$$

F kritik değer ise $F_{3,12,0.05} = 3.49$ ve $F_{3,12,0.01} = 5.95$ olduğundan $H_0$ reddedilir. Yani istatistiki anlamda önemli bulunmuştur. Renkli famuklarda, renk, lif inceliği ölçümünü etkilemektedir (P<0.01). Çizelge 4.20'deki 2. Alt tasarım kümesinde oluşan F değerlerinin 1 s.d.'li üç değerine de bakıldığında, bu anlamlı farklılığın üçünden de kaynaklanmakla beraber büyük ölçüde krem ve yeşil arasındaki farklılıktan kaynaklandığı görülmektedir.

Bu aşamadan sonra, araştırmada iki yönlü varyans analizinin ana etkilerinin ve interaksiyon etkilerinin uygun ve bilgilendirici kontrastlarla parçalanışı incelenecektir.

Araştırmacılar genellikle koşullar veya gruplar arasındaki ortalama farklılıkları incelemek için faktöriyel tasarımlar kullanırlar. Bu yüzden araştırmacıların, faktör tasarımlarından etki boyutlarının nasıl çıkarılacağını bilmeleri yararlı olacaktır. Basit ortalamalar ile araştırmacıların kişisel çıkarım etkilerini çıkarıldıktan sonra, karmaşık faktöriyel tasarımlar kullanılabilir. Burada ortalamalar daha önce açıklanmış olmasına rağmen, araştırmacılar bu değerler hakkında yorum yapamayabilir. Bu durumdaki boşluğu doldurmak için, faktöriyel tasarımlardaki ortalama farklılıklarının etki boyutu açısından nasıl analiz edileceği ve yorumlanacağı iki faktörlü ANOVA'da sunulmaktadır.

### 4.5. İki Faktörlü ANOVA

Faktöriyel tasarımlı kontrast analizi ile, verilerin iki ana etkiyle açıklanıp açıklanmayacağı ve bazı bulgularda verilerin bir etkileşim gerekip gerekmediği belirlenir. Burada 4 seviyeli faktör olarak belirlenen Maraş 92, Sayar 314, Ağdaş 3, Ağdaş 17 pamuk çeşitleri ile 3 seviyeli diğer faktör olan 2002, 2003, 2004 yılları arasındaki lif inceliği (micronaire indeks) değerleri incelenecektir (Çizelge 4.21). Çizelge 4.22'de ise, çeşit x yıl kombinasyonlarının ortalamaları verilmiştir.

Çizelge 4.21. Pamuk çeşitlerinin yıllara bağlı lif inceliği değerleri (mic)

| Yıllar | | Çeşitler | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | ***Maraş92 (Yerel) (hirsutum)*** | ***Sayar 314 (Yerel) (hirsutum)*** | ***Ağdaş 3 (Azeri) (hirsutum)*** | ***Ağdaş 17 (Azeri) (hirsutum)*** |
| | **2002** | 4.1 | 4.98 | 5.4 | 3.3 |
| | | 3.7 | 3.33 | 5 | 3 |
| | | 4.4 | 4.1 | 5.1 | 3 |
| | **2003** | 4.6 | 4.01 | 5.3 | 5 |
| | | 4.8 | 4.29 | 5.4 | 5.3 |
| | | 4.9 | 4.4 | 4.5 | 3.9 |
| | **2004** | 4.6 | 4.8 | 4.68 | 3.01 |
| | | 4.1 | 4.3 | 4.35 | 2.93 |
| | | 4.1 | 4.6 | 4.26 | 3.53 |

Çizelge 4.22. Çizelge 4.21 için çeşit ve yıl değerlerinin ortalama değerleri

| Yıllar | | Çeşitler | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | ***Maraş 92 (Yerel) (hirsutum)*** | ***Sayar 314 (Yerel) (hirsutum)*** | ***Ağdaş 3 (Azeri) (hirsutum)*** | ***Ağdaş 17 (Azeri) (hirsutum)*** | $\overline{X}_{..b}$ |
| | **2002** | 4.07 | 4.14 | 5.17 | 3.1 | 4.12 |
| | **2003** | 4.77 | 4.23 | 5.07 | 4.73 | 4.7 |
| | **2004** | 4.27 | 4.57 | 4.43 | 3.16 | 4.11 |
| | $\overline{X}_{.a.}$ | 4.37 | 4.31 | 4.89 | 3.66 | $\overline{X}_{...} = 4.31$ |

Çizelge 4.23. Çizelge 4.21’deki değerlerin ANOVA sonuçları

| VARYANS ANALİZ TABLOSU | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| **VK** | **SD** | **KT** | **KO** | **F** | **P** |
| **ÇAKT (çeşitler arası)** | 3 | 6.796 | 2.266 | 13.389*** | 2.44e-05 |
| **Yıllar** | 2 | 2.774 | 1.387 | 8.197** | 0.001935 |
| **İnteraksiyon** | 6 | 4.426 | 0.737 | 4.359** | 0.004099 |
| **ÇİKT (çeşitler içi; Hata)** | 24 | 4.061 | 0.169 | | |
| **GENEL** | 35 | 18.057 | | | |

****:P<0.001, **: P<0.01*

Çizelge 4.23’de verilerin geleneksel varyans analizi verilmiştir. Kontrast kullanımı ile iki faktörlü analiz yapılırken öncelikle ana etkiler araştırılır daha sonra interaksiyon etkileri araştırılır.

**1. Adım : A ana etkisinin araştırılması**

A ana etkisinin araştırılması için araştırıcının daha önceden belirlediği sorular aşağıdaki gibidir. Burada kontrastlar aracılığı ile ele alınacak (a-1)= 4-1=3 tane soru vardır.

**Hipotez 1:** “*Pamuk çeşitlerinden standart yerel çeşit ile mutant azerbeycan çeşidinin lif inceliği aynı mıdır?”*

**Hipotez 2:** “*Yerel çeşit standart pamukların Maraş 92 türü ile Sayar 314 lif inceliği bakımından aynı mıdır?”*

**Hipotez 3:** “*Mutant azerbeycan pamuklarınının iki hirsutum türü olan Ağdaş 3 ile Ağdaş 17 lif inceliği aynı mıdır?”*

Bu hipotezlere ilişkin kontrast katsayıları da Çizelge 4.24’te verilmiştir (Abdi ve ark., 2009; Howell, 2015; Dubcowsky, 2015).

Çizelge 4.24. Karşılaştırmalara ilişkin kontrast katsayıları

| **Karşılaştırma Katsayıları** | ***Maraş92 (Yerel) (hirsutum)*** | ***Sayar 314 (Yerel) (hirsutum)*** | ***Ağdaş 3 (Azeri) (hirsutum)*** | ***Ağdaş 17 (Azeri) (hirsutum)*** | $\sum C_a$ |
|---|---|---|---|---|---|
| $C_1$ | 1 | 1 | -1 | -1 | 0 |
| $C_2$ | 1 | -1 | 0 | 0 | 0 |
| $C_3$ | 0 | 0 | 1 | -1 | 0 |

Yukarıda belirtilen hipotezler için kontrast katsayıları ve grup ortalamaları alınarak hesaplamaların yapılışı Çizelge 4.25' te gösterilmiştir.

Çizelge 4.25. Çeşitlere bağlı grup ortalamaları, kontrast katsayıları ve ön hesaplamalar

| | ***Maraş92 (Yerel) (hirsutum)*** | ***Sayar 314 (Yerel) (hirsutum)*** | ***Ağdaş 3 (Azeri) (hirsutum)*** | ***Ağdaş 17 (Azeri) (hirsutum)*** | $\sum$ |
|---|---|---|---|---|---|
| $\overline{X}_{.a.}$ | 4.37[n] | 4.31 | 4.89 | 3.66 | **17.23** |
| $C_1$ | +1 | +1 | -1 | -1 | 0 |
| $C_2$ | +1 | -1 | 0 | 0 | 0 |
| $C_3$ | 0 | 0 | 1 | -1 | 0 |
| $\overline{X}_{.a.} \times C_1$ | 4.37 | 4.31 | -4.89 | -3.66 | 0.13 |
| $\overline{X}_{.a.} \times C_2$ | 4.37 | -4.31 | 0 | 0 | 0.05 |
| $\overline{X}_{.a.} \times C_3$ | 0 | 0 | 4.89 | -3.66 | 1.22 |

n=9 (her bir hücrede ortalaması alınan gözlem sayısı)

Çizelge 4.25'in sağ tarafındaki ilk değer (17.23), çalışmadaki pamuk çeşitlerinin genel toplamıdır. Sonraki üç değere bakılarak kontrast ağırlıklarının sıfıra eşit olması gerekliliği hatırlanmalıdır. Son üç değer ise, $(\sum \overline{X}_{.a.} \times C_a)$ = L değeri olup, iki yönlü anova'da A ana etkisinin kontrast kareleri toplamı için kullanılan Eşitlik 3.73' e yerleştirildiğinde;

Burada A ana etkisine ait 3 tane kontrast toplamı

$$KT_{\hat{\psi}_1} = \frac{n(\sum \overline{X}_{.a.}C_a)^2}{\sum C_a^{\,2}} = \frac{9(0.128)^2}{4} = 0.036$$

$$KT_{\hat{\psi}_2} = \frac{n(\sum \overline{X}_{.a.}C_a)^2}{\sum C_a^{\,2}} = \frac{9(0.054)^2}{2} = 0.013$$

$$KT_{\hat{\psi}_3} = \frac{n(\sum \overline{X}_{.a.}C_a)^2}{\sum C_a^{\,2}} = \frac{9(1.224)^2}{2} = 6.746$$

şeklinde bulunur.

Bu 3 kontrastın kareler toplamını topladığımızda Çizelge 4.23'te 3 serbestlik derecesi ile gösterilen ile çeşitler arası kareler toplamına (6.796) eşittir. Burada n'nin her zaman toplamda temel alınan gözlem sayısı olduğuna dikkat edilmelidir. Örneğin çeşitler için yapılan kontrastların 3 pamuk çeşidinin her bir seviyesinde 3 tane gözlem olduğundan her bir toplam için 9 tane gözlem değeri alınmıştır (Rosenthal ve Rosnow, 1985). Son varyans analiz tablosuna gelinceye kadar kontrastlar için yorumlar ertelenecektir.

**2. Adım: B ana etkisinin araştırılması**

Verilerde yıl faktörünün parçalanışı incelenirse, 3 tane yıl olduğu için (3-1)=2 tane ortogonal kontrast içerisindeki faktörlere tekrar bakılır ve hipotezler aşağıdaki gibi belirlenebilir:

**Hipotez 4:** *"Pamuk çeşitlerinin 2002 yılı lif inceliği değerleri, 2004 yılı lif inceliği ile aynı mıdır?"*

**Hipotez 5:** "*Pamuk çeşitlerinin 2003 yılı lif inceliği değerleri, 2002 ve 2004 yılı lif inceliği değerleri ile aynı mıdır?"*

Aslında bu katsayılar, ve dolayısı ile hipotezler, 3 seviyeli yıl faktörünün doğrusal ve kuadratik eğilim gösterip göstermediğini araştırmak için kullanılabilecek polinom katsayılarıdır ve Çizelge 4.26'da verilmiştir (Abdi ve ark., 2009; Howell, 2015; Dubcowsky, 2015).

Yıl sıralı (ordinal) değişken olduğundan **Ek.6** içerisinde grup sayısı 3 olduğu zamanki doğrusal, kuadratik formların ağırlıkları için polinom katsayıları alınır. 3 seviyeli doğrusal ve kuadratik katsayıları sırasıyla -1, 0, +1 ve +1, -2; +1'dir (Dubcowsky, 2015).

Burada daha önce de değinildiği üzere; katsayılar gözönüne alındğı zaman; doğrusal eğilim ile 2004 yılı veriminin, 2003 yılına göre daha fazla verim sağlayıp sağlamadığının araştırılmakta iken, kuadratik eğilim ise, 2003 yılının 2002 ve 2004 yılına göre göre daha fazla verim sağlayıp sağlamadığı ele alınmaktadır. Çizelge 4.26'da, 3 tane yıl olduğu için, 3-1=2 tane olarak belirlenen ortogonal polinomiyal kontrast katsayılarının satırları ve bu katsayıların ortlamalar ile çarpımı ($\overline{X}_{..b} \times C_b$) gösterilmiştir (Rosenthal ve Rosnow, 1985; Logan, 2010).

Çizelge 4.26. Yıl etkilerinin toplamlarının ortalamaları ve kontrast ağırlıkları

| YILLAR | $\overline{X}_{..b}$ | Doğrusal($C_4$) | Kuadratik($C_5$) | $\overline{X}_{..b} \times C_4$ | $\overline{X}_{..b} \times C_5$ |
|---|---|---|---|---|---|
| 2002 | $4.12^n$ | -1 | +1 | -4.12 | 4.12 |
| 2003 | 4.7 | 0 | -2 | 0 | -9.4 |
| 2004 | 4.11 | +1 | +1 | 4.11 | 4.11 |
| $\sum$ | | 0 | 0 | | |

n=12 (her hücredeki ortalaması alınan gözlem sayısı)

Son iki sütün değeri ile, $(\sum \overline{X}_{..b} \times C_b)$ = L değeri bulunarak, iki yönlü Anova'da B ana etkisinin kontrast kareleri toplamı için kullanılan Eşitlik 3.74' e yerleştirildiğinde

Doğrusal eğilim için kareler toplamı (KT)

$$KT_{\hat{\psi}_4} = \frac{n(\sum \overline{X}_{..b} C_b)^2}{\sum C_b^{\,2}} = \frac{12[4.12 \times (-1) + 4.7 \times 0 + 4.11 \times (+1)]^2}{((-1)^2 + 0^2 + (1)^2)} = 0.0009$$

olarak bulunur ve kuadratik eğilim için kareler toplamı (KT)

$$KT_{\hat{\psi}_5} = \frac{n(\sum \overline{X}_{..b} C_b)^2}{\sum C_b^{\,2}} = \frac{12[4.12 \times (+1) + 4.7 \times (-2) + 4.11 \times (1)]^2}{(1^2 + (-2)^2 + (1)^2)} = 2.7730$$

olarak bulunur.

Bu iki değer toplanıldığı zaman oluşan 2.7739 değeri; varyans analizindeki 2 serbestlik derecesindeki yıllar toplamına eşittir. Varyansların son tablosu yapılana kadar kontrast yorumları ertelenecektir.

**3. Adım : İnteraksiyon kontrastlarının hesaplanışı**

Pamuk çeşidi ve yılların ana etkilerinin parçalanışından sonra, interaksiyon etkilerinin parçalanışı incelenecektir. Burada en önemli durum interaksiyonunu parçalamak için, kontrast tahmini kullanılmasıdır. İki faktörlü çalışmalar sıklıkla, bir ana etkinin kontrastının, diğer bir ana etkinin kontrastıyla değiştirilip değiştirilmediği hakkındaki, sorularına cevap verir. Bu durumda etkileşimi parçalamak için pek çok çeşit kontrast tahmini yapılarak bir çok kontrast oluşturulabilir.

Bu durumda çeşitler için (4-1), yıllar için (3-1) kontrast tahmini olacağından; interaksiyon için en fazla 3x2=6 adet ortogonal kontrast tahmini aşağıdaki gibi oluşturulabilir. Araştırıcı arzu ederse daha az soru da sorabilir., Yani kontrast tahmin satırı 6'dan küçük olabilir. Bu durumda birer serbestlik dereceli karşılaştırma tahmini KT'lerin toplamı ile, ilgili varyasyon kaynağı arasındaki fark, hesaplanmayan diğer kontrast tahmininin kareler toplamını oluşturur. Serbestlik derecesi ise yine aynı yolla bulunur. Bu örnekte 6 tane olan interaksiyon kontrastı için tahminler aşağıdaki gibi oluşturulur.

**1) Hipotez 6:** *"Yerli çeşite karşı Azeri çeşitin yıllara bağlı doğrusal değişimi aynı mıdır?"*

**2) Hipotez 7:** *"Maraş 92'ye karşı Sayar 314 çeşitlerinin yıllara bağlı doğrusal değişimi aynı mıdır?"*

**3) Hipotez 8:** *"Ağdaş 3'e karşı Ağdaş 17 çeşitlerinin yıllara bağlı doğrusal değişimi aynı mıdır?"*

**4) Hipotez 9 :** *"Yerli çeşite karşı Azeri çeşitin yıllara bağlı kuadratik değişimi aynı mıdır?"*

**5) Hipotez 10:** "*Maraş 92'ye karşı Sayar 314 çeşitlerinin yıllara bağlı kuadratik değişimi aynı mıdır?"*

**6) Hipotez 11:** *"Ağdaş 3'e karşı Ağdaş 17 çeşitlerinin yıllara bağlı kuadratik değişimi aynı mıdır?"*

Bu karşılaştırmaların interaksiyon kontrast ağırlıkları, Çizelge 4.27'de gösterildiği gibi sütun etki kontrastları ile satır etki kontrastlarındaki $C_a$'ların çarpılması ile oluşur.

Çizelge 4.27. Satır ve sütun ağırlıklarının çarpılması ile interaksiyon kontrastlarının oluşturulması

| | | **ÇEŞİTLER** | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | $C_{linear}$ / $C_{pamuk}$ | ***Maraş 92 (Yerel) (hirsutum)*** | ***Sayar 314 (Yerel) (hirsutum)*** | ***Ağdaş 3 (Azeri) (hirsutum)*** | ***Ağdaş 17 (Azeri) (hirsutum)*** | |
| **YILLAR** | | **+1** | **+1** | **-1** | **-1** | ∑ |
| 2002 | **-1** | -1 | -1 | +1 | +1 | 0 |
| 2003 | **0** | +0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2004 | **+1** | +1 | +1 | -1 | -1 | 0 |
| | ∑ | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |

İnteraksiyon etkilerinin yalnızca bir parçası olan kontrast ağırlıkları için satır ve sütun toplamlarının sıfır olmasına dikkat edilir. 1 sütunun girdilerini elde etmek için 1. Sütunun $C_a$ başlığı ile her bir satırın $C_a$'sı çarpılır. Bu durumda 1 ile -1,0,1 sırasıyla çarpılırsa -1,0,1 bulunur. 2. sütunun sonuçları için 1 ile -1,0,1 çarpılırsa sonuç sırasıyla -1, 0, 1 olur ve aynı şekilde devam edilerek 3. 4. Sütun için değerler bulunur.

Çizelge 4.28. İnteraksiyon kontrast ağırlıklarının satır ve sütun kontrastları ile çarpılarak oluşturulması

| | | | | ÇEŞİTLER | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | ***Maraş 92 (Yerel) (hirsutum)*** | ***Sayar 314 (Yerel) (hirsutum)*** | ***Ağdaş 3 (Azeri) (hirsutum)*** | ***Ağdaş 17 (Azeri) (hirsutum)*** |
| **LİNEAR EĞİLİM** | **YIL** | $C_{linear}/C_{pamuk}$ | | **+1** | **+1** | **-1** | **-1** |
| | 2002 | 1. interaksiyon katsayıları | **-1** | -1 | -1 | +1 | +1 |
| | 2003 | $C_6$ | **0** | 0 | 0 | 0 | 0 |
| | 2004 | | **+1** | +1 | +1 | -1 | -1 |
| | | $C_{linear}/C_{pamuk}$ | | **+1** | **-1** | **0** | **0** |
| | 2002 | 2. İnteraksiyon katsayıları | **-1** | -1 | +1 | 0 | 0 |
| | 2003 | $C_7$ | **0** | 0 | 0 | 0 | 0 |
| | 2004 | | **+1** | +1 | -1 | 0 | 0 |
| | | $C_{linear}/C_{pamuk}$ | | **0** | **0** | **+1** | **-1** |
| | 2002 | 3. İnteraksiyon katsayıları | **-1** | 0 | 0 | -1 | +1 |
| | 2003 | $C_8$ | **0** | 0 | 0 | 0 | 0 |
| | 2004 | | **+1** | 0 | 0 | +1 | -1 |
| **KUADRATİK EĞİLİM** | | $C_{kuadratik}/C_{pamuk}$ | | **+1** | **+1** | **-1** | **-1** |
| | 2002 | 4. İnteraksiyon katsayıları | **+1** | +1 | +1 | -1 | -1 |
| | 2003 | $C_9$ | **-2** | -2 | -2 | +2 | +2 |
| | 2004 | | **+1** | +1 | +1 | -1 | -1 |
| | | $C_{kuadratik}/C_{pamuk}$ | | **+1** | **-1** | **0** | **0** |
| | 2002 | 5. İnteraksiyon katsayıları | **+1** | +1 | -1 | 0 | 0 |
| | 2003 | $C_{10}$ | **-2** | -2 | +2 | 0 | 0 |
| | 2004 | | **+1** | +1 | -1 | 0 | 0 |
| | | $C_{kuadratik}/C_{pamuk}$ | | **0** | **0** | **+1** | **-1** |
| | 2002 | 6. İnteraksiyon katsayıları | **+1** | 0 | 0 | 1 | -1 |
| | 2003 | $C_{11}$ | **-2** | 0 | 0 | -2 | +2 |
| | 2004 | | **+1** | 0 | 0 | 1 | -1 |

**Hipotez 6**'ya göre satıra {+1,+1,-1,-1} ve sütuna ise doğrusal eğilime uygun olarak {+1, 0,-1} katsayıları verilerek satır ve sütun hücre değerlerinin karşılıklı elemanlarının çarpılmış ve

Çizelge 4.27'deki hesaplamalar sonucu ortaya çıkan kontrast katsayıları satırları $C_6$ olarak adlandırılmıştır. Bu şekilde devam ederek;

**Hipotez 7**'ye göre satıra {+1, -1, 0, 0} ve sütuna ise doğrusal eğilime uygun olarak {+1, 0, 1} katsayıları verilerek satır ve sütun hücre değerlerinin karşılıklı elemanları çarpılması sonucu ortaya çıkan kontrast katsayıları satırları $C_7$ olarak adlandırılmıştır.

**Hipotez 8**'e göre satıra {0, 0, +1,-1} ve sütuna ise doğrusal eğilime uygun olarak {+1, 0, -1} katsayıları verilerek satır ve sütun hücre değerlerinin karşılıklı elemanları çarpılması sonucu ortaya çıkan kontrast katsayıları satırları $C_8$ olarak adlandırılmıştır.

**Hipotez 9**'a göre satıra {+1,+1,-1,-1} ve sütuna ise doğrusal eğilime uygun olarak {+1, - 2, +1} katsayıları verilerek satır ve sütun hücre değerlerinin karşılıklı elemanları çarpılması sonucu ortaya çıkan kontrast katsayıları satırları $C_9$ olarak adlandırılmıştır.

**Hipotez 10**'e göre satıra {+1, -1, 0, 0} ve sütuna ise doğrusal eğilime uygun olarak {+1, -2, +1} katsayıları verilerek satır ve sütun hücre değerlerinin karşılıklı elemaların çarpılması sonucu ortaya çıkan kontrast katsayıları satırları $C_{10}$ olarak adlandırılmıştır ve son olarak;

**Hipotez 11**'e göre satıra {0, 0, +1,-1} ve sütuna ise doğrusal eğilime uygun olarak {+1, - 2, +1} katsayıları verilerek satır ve sütun hücre değerlerinin karşılıklı elemanların çarpılması sonucu ortaya çıkan kontrast katsayıları satırları $C_{11}$ olarak adlandırılmıştır.

Bu şekilde yapılarak tek tek oluşturulan 6 tane farklı interaksiyon kontrastı Çizelge 4.28'deki gösterilmiştir.

**1. İnteraksiyon kontrastı için kareler toplamı**

Çizelge 4.22'deki ortalama değerlerinin her bir hücre değeri ile ve Çizelge 4.28'deki interaksiyon tahmin kontrastının katsayıları olan $C_6$ değerlerinin skaler olarak çarpılması ile oluşan toplam değeri(-1.31), Eşitlik 3.79'da yazılarak, $\Psi_6$ interaksiyon kontrastının kareler toplamı bulunur.

$$KT_{\hat{\psi}_6} = \frac{n(\sum_{b=1}^{B}\sum_{a=1}^{A}\overline{X}_{.ab}C_{ab})^2}{\sum C_{ab}{}^2}$$

$$= \frac{3*(4.07*(-1)+4.14*(-1)+...+4.43*(-1)+3.16*(-1))^2}{8} = \frac{3*(1.31)^2}{8} = 0.644$$

şeklinde bulunur.

**2. İnteraksiyon kontrastı için kareler toplamı**

Çizelge 4.22'deki ortalama değerlerinin her bir hücre değeri ile ve Çizelge 4.28'deki interaksiyon tahmin kontrastının katsayıları olan $C_7$ değerlerinin skaler olarak çarpılması ile oluşan toplam değeri (0.23), Eşitlik 3.79'da yazılarak, $\Psi_7$ interaksiyon kontrastının kareler toplamı bulunur.

$$KT_{\hat{\psi}_7} = \frac{n(\sum_{b=1}^{B}\sum_{a=1}^{A}\overline{X}_{.ab}C_{ab})^2}{\sum C_{ab}^{\ 2}}$$

$$= \frac{3*(4.07*(-1)+4.14*(1)+...+4.43*0+3.16*0)^2}{4} = \frac{3*(-0.23)^2}{4} = 0.039$$

**3. İnteraksiyon kontrastı için kareler toplamı**

Aynı şekilde, Çizelge 4.22'deki ortalama değerlerin her bir hücre değeri ile ve Çizelge 4.28.'deki interaksiyon tahmin kontrastının katsayıları olan $C_8$ değerlerinin skaler olarak çarpılması ile oluşan toplam değeri (0.79), Eşitlik 3.79'da yazılarak, $\Psi_8$ interaksiyon kontrastının kontrast kareler toplamı bulunur.

$$KT_{\hat{\psi}_8} = \frac{n(\sum_{b=1}^{B}\sum_{a=1}^{A}\overline{X}_{.ab}C_{ab})^2}{\sum C_{ab}^{\ 2}}$$

$$= \frac{3*(4.07*0+4.14*0+...+4.43*1+3.16*(-1))^2}{4} = \frac{3*(0.79)^2}{4} = 0.472$$

**4. İnteraksiyon kontrastı için kareler toplamı**

Aynı şekilde, Çizelge 4.22'deki ortalama değerlerin her bir hücre değeri ile ve Çizelge 4.28'deki interaksiyon tahmin kontrastının katsayıları olan $C_9$ değerlerinin skaler olarak çarpılması ile oluşan toplam değeri (2.78), Eşitlik 3.79'da yazılarak, $\Psi_9$ interaksiyon kontrastının kareler toplamı bulunur.

$$KT_{\hat{\psi}_9} = \frac{n(\sum_{b=1}^{B}\sum_{a=1}^{A}\overline{X}_{.ab}C_{ab})^2}{\sum C_{ab}^{\ 2}}$$

$$= \frac{3*(4.07*1+4.14*1+...+4.43*(-1)+3.16*(-1))^2}{24} = \frac{3*(2.78)^2}{24} = 0.968$$

**5. İnteraksiyon kontrastı için kareler toplamı**

Aynı şekilde, Çizelge 4.22'deki ortalama değerlerin her bir hücre değeri ile ve Çizelge 4.28'deki interaksiyon tahmin kontrastının katsayıları olan $C_{10}$ değerlerinin skaler olarak çarpılması ile oluşan toplam değeri (-1.44), Eşitlik 3.79'da yazılarak, $\Psi_{10}$ interaksiyon kontrastının kareler toplamı bulunur.

$$KT_{\hat{\psi}_{10}} = \frac{n(\sum_{b=1}^{B}\sum_{a=1}^{A}\overline{X}_{.ab}C_{ab})^2}{\sum C_{ab}{}^2}$$

$$= \frac{3\times(4.07*1+4.14*(-1)+...+4.43*0+3.16*0)^2}{12} = \frac{3*(-1.44)^2}{12} = 0.516$$

**6. İnteraksiyon kontrastı için kareler toplamı**

Aynı şekilde, Çizelge 4.22'deki ortalama değerlerin her bir hücre değeri ile ve Çizelge 4.28'deki interaksiyon tahmin kontrastının katsayıları olan $C_{11}$ değerlerinin skaler olarak çarpılması ile oluşan toplam değeri (2.67), Eşitlik 3.79'da yazılarak, $\Psi_{11}$ interaksiyon kontrastının kontrast kareler toplamı bulunur.

$$KT_{\hat{\psi}_{11}} = \frac{n(\sum_{b=1}^{B}\sum_{a=1}^{A}\overline{X}_{.ab}C_{ab})^2}{\sum C_{ab}{}^2}$$

$$= \frac{3*(4.07*0+4.14*0+...+4.43*(-1+3.16*1)^2}{12} = \frac{3*(2.67)^2}{12} = 1.787$$

Tüm bu değerler varyans analiz tablosuna yerleştirilirse; Çizelge 4.39'daki en son sütun, her bir etkinin büyüklüğünü korelasyon cinsinden ölçüsü olan $r_{kontrast}$ cinsinden verir. Eşitlik 4.38 kullanılarak, her bir etki sırasıyla hesaplanr ve sonuçlar yorumlanır. Her bir etkinin yönünü öğrenmek için verilen araştırmaya dikkat edilir. Ortalamaların tanımlamadaki esas etkileri ve interaksiyon etkileri araştırılır (Buckless ve Ravenscroft, 1990).

### 4.6. Etki Büyüklüğünün Korelasyon Cinsinden Hesaplanması

Etki büyüklüğünün korelasyon cinsinden ölçüsü ( r measure of effect size); $r_{kontrast}$ olarak adlandırılmaktadır.

$$r_{kontrast} = \sqrt{\frac{F_{kontrast}}{F_{kontrast} + HSD}} = \sqrt{\frac{t^2{}_{kontrast}}{t^2{}_{kontrast} + HSD}} \qquad (4.38)$$

eşitlikleri ile hesaplanır (Rosenthal ve Rosnow, 1985; Rosnow ve ark, 1999; Karpinski, 2006b). Buna göre 11 adet kontrast tahmini için $r_{\,kontrast}$ değerleri;

$$r_{kontrast(\hat{\psi}_1)} = \sqrt{\frac{0.217}{0.217+24}} = 0.0957 \qquad r_{kontrast(\hat{\psi}_6)} = \sqrt{\frac{3.803}{3.803+24}} = 0.369$$

$$r_{kontrast(\hat{\psi}_2)} = \sqrt{\frac{0.079}{0.079+24}} = 0.0572 \qquad r_{kontrast(\hat{\psi}_7)} = \sqrt{\frac{0.234}{0.234+24}} = 0.098$$

$$r_{kontrast(\hat{\psi}_3)} = \sqrt{\frac{39.873}{39.873+24}} = 0.7901 \qquad r_{kontrast(\hat{\psi}_8)} = \sqrt{\frac{2.790}{2.790+24}} = 0.3227$$

$$r_{kontrast(\hat{\psi}_4)} = \sqrt{\frac{0.0009}{0.0009+24}} = 0.0015 \qquad r_{kontrast(\hat{\psi}_9)} = \sqrt{\frac{5.723}{5.723+24}} = 0.4388$$

$$r_{kontrast(\hat{\psi}_5)} = \sqrt{\frac{16.389}{16.389+24}} = 0.6370 \qquad r_{kontrast(\hat{\psi}_{10})} = \sqrt{\frac{3.050}{3.050+24}} = 0.3358$$

$$r_{kontrast(\hat{\psi}_{11})} = \sqrt{\frac{10.559}{10.559+24}} = 0.5528$$

şeklinde bulunur. Bütün bu hesaplamalardan sonra kontrastları da içeren varyans analizi Çizelge 4.29'daki gibi oluşturulabilir.

Çizelge 4.29. İki faktörlü varyans analizinin interaksiyon etkilerinin serbestlik derecesi ile parçalanışı

| KONTRASTLI VARYANS ANALİZ TABLOSU | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **VK** | **SD** | **KT** | **KO** | **F** | **P** | $\mathbf{r_{kontrast}}$ |
| **ÇAKT (çeşitler arası)** | **3** | **6.796** | **2.266** | **13.390***** | 2.44e-05 | -- |
| $\hat{\psi}_1$ : *Yerel çeşit karşı* Azeriçeşit | 1 | 0.036 | 0.036 | 0.217 | 0.6454 | 0.0947 |
| $\hat{\psi}_2$ : *Maraş*92 *karşı Sayar*314 | 1 | 0.013 | 0.013 | 0.079 | 0.7812 | 0.0572 |
| $\hat{\psi}_3$ : *Ağdaş* 3 *karşı Ağdaş* 17 | 1 | 6.746 | 6.746 | 39.873*** | 1.58e-06 | **0.7901** |
| **YILLAR** | **2** | **2.774** | **1.387** | **8.197**** | **0.00193** | --- |
| $\hat{\psi}_4 : linear - etki\,(L)$ | 1 | 0.0009 | 0.0009 | 0.0009 | 0.9412 | 0.0152 |
| $\hat{\psi}_5 : kuadratik - etki\,(Q)$ | 1 | 2.7739 | 2.7739 | 16.389*** | 0.0004 | **0.6370** |
| **ÇEŞİT xYILLAR** | **6** | **4.426** | **0.738** | **4.360**** | **0.0040** | --- |
| $\hat{\psi}_6 : (\hat{\psi}_1 karşı\ L)$ | 1 | 0.644 | 0.644 | 3.803 | 0.0629 | 0.3699 |
| $\hat{\psi}_7 : (\hat{\psi}_2 karşı\ L)$ | 1 | 0.040 | 0.040 | 0.234 | 0.6326 | 0.0984 |
| $\hat{\psi}_8 : (\hat{\psi}_3 karşı\ L)$ | 1 | 0.472 | 0.472 | 2.790 | 0.1078 | 0.3227 |
| $\hat{\psi}_9 : (\hat{\psi}_1 karşı\ Q)$ | 1 | 0.968 | 0.968 | 5.723* | 0.0249 | **0.4388** |
| $\hat{\psi}_{10} : (\hat{\psi}_2 karşı\ Q)$ | 1 | 0.516 | 0.516 | 3.050 | 0.0935 | 0.3358 |
| $\hat{\psi}_{11} : (\hat{\psi}_3 karşı\ Q)$ | 1 | 1.787 | 1.787 | 10.559** | 0.0034 | **0.5528** |
| **ÇEŞİTLER İÇİ, (Hata)** | **24** | **4.061** | **0.169** | | | --- |
| **GENEL** | **35** | **18.058** | | | | |

****: P<0.001, **: P<0.01, *: P<0.05*

**Ana etkilerin yorumu**

A ana etkisi içerisinde 1 s.d.'li yapılan tahminler içerisinde, $\hat{\psi}_3$ kontrast tahmini en büyük etkiyi göstermiştir ($r_{kontrast}$ = 0.7901). Yani Azeri çeşitler seçilmişse Ağdaş 3 lif inceliği bakımından Ağdaş 17 çeşidinden daha iyi sonuç vermiştir.

Daha sonra B ana etkisi içerisinde 1 s.d.'li yapılan tahminler içerisinde, $\hat{\psi}_5$ kontrast tahmini en büyük etkiyi göstermiştir ($r_{kontrast}$ = 0.6370). Bu sonuca göre kuadratik etki önemli bulunmuş olup, lif inceliği; 2003 yılında daha büyük ortalamaya sahip olduğu için, yani 2003'te daha kalın lif elde edilmiştir (Rosenthal ve Rosnow, 1985; Keppel ve Wickens, 2004).

**İnteraksiyon etkileri yorumu:**

İnteraksiyon etkilerine bakılacak olursa; büyük değerli $r_{kontrast}$ etkileri yorumlanmalıdır.

- $\hat{\psi}_1$*'in* doğrusal etkisi $\hat{\psi}_6$ ile gösterilmiştir. Aynı şekilde $\hat{\psi}_1$*'in* kuadratik etkisi ise $\hat{\psi}_9$ ile gösterilmiştir. Bu durumda, Hipotez 6 ve Hipotez 9 hatırlanacak olursa Yerli çeşite karşı Azeri çeşitin yıllara bağlı doğrusal veya kuadratik değişimi $r_{kontrast}$ değerlerine bakılarak yorumlanacaktır.Yani, $\hat{\psi}_6$ ve $\hat{\psi}_9$ ile aynı $r_{kontrast}$ değerinin ($\hat{\psi}_1$*'in*) doğrusal ve kuadratik etkisi araştırılmıştır. Burada $\hat{\psi}_9$ kontrast tahmininin etkisinin ($r_{kontrast}$ = 0.4388) daha önemli yani kuadratik etkinin daha önemli olduğu görülür. O halde yerel çeşitlerde, kuadratik etki önemli bulunduğu için 2003 yılındaki lif inceliği değerleri, 2004 ve 2002 yılındakinden etkiden daha fazladır. Fakat Azeri çeşitte ise doğrusal etki önemli bulunduğu için 2002 ve 2004 yıllarındaki etki daha fazladır.
- $\hat{\psi}_3$*'in* doğrusal etkisi $\hat{\psi}_8$ ile gösterilmiştir. Aynı şekilde $\hat{\psi}_3$*'in* kuadratik etkisi ise $\hat{\psi}_{11}$ ile gösterilmiştir. Bu durumda, Hipotez 8 ve Hipotez 11 hatırlanacak olursa Ağdaş 3 karşı Ağdaş 17 çeşitlerinin yıllara bağlı doğrusal veya kuadratik değişimi değişimi $r_{kontrast}$ değerlerine bakılarak yorumlanacaktır. O halde $\hat{\psi}_8$ ve $\hat{\psi}_{11}$ ile aynı $r_{kontrast}$ değerinin ($\hat{\psi}_3$*'ün*) doğrusal ve kuadratik kıyaslaması yapılmıştır. Yani Azeri çeşit belirlenmiş ise kuadratik etki seçilmiş olup *(*$r_{kontrast}$ = 0.5528), Ağdaş 3 çeşidinin 2003 yılı lif inceliği değerleri 2004 ve 2002 yılında daha önemlidir. Ağdaş 17 ise 2004 ve 2002 yılı değerleri daha önemlidir (Rosenthal ve Rosnow, 1985; Logan, 2010).

### 4.7. Kontrast Analizi ile Hücre Etkisinin Bulunuşu

Hücre ortalamaları Çizelge 4.22'de gibi olduğu hatırlanırsa ve özel olarak ortalamalar fark olduğu sezilen, Ağdaş 3 türünün 2002 yılındaki ortalama değeri ile Ağdaş 17 türününün 2002 yılındaki ortalama lif inceliği değişimi incelenmek istenirse;

Bu durumda araştırıcının sorusuna ilişkin hipotezi

$$H_0: \psi = \mu_{Ağ3x2002} - \mu_{Ağ17x2002}$$

şeklinde olup bu hipoteze uygun kontrast katsayıları aşağıdaki Çizelge 4.30'da verilmiştir.

Çizelge 4.30. Tahmine ilişkin kontrast katsayıları

| | | Çeşitler | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | **Maraş92 (Yerel) (hirsutum)** | **Sayar 314 (Yerel) (hirsutum)** | **Ağdaş 3 (Azeri) (hirsutum)** | **Ağdaş 17 (Azeri) (hirsutum)** | $\sum$ |
| **Yıllar** | **2002** | 0 | 0 | 1 | -1 | 0 |
| | **2003** | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| | **2004** | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| | $\sum$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |

$$KT(\hat{\psi}_{AxB}) = \frac{n(\sum_{b=1}^{B}\sum_{a=1}^{A}\overline{X}_{.ab}C_{ab})^2}{\sum C_{ab}{}^2}$$

$$= \frac{3\times(4.07*0+4.27*0+\ldots+5.17*1+\ldots+3.1*(-1)+\ldots+3.16*0)^2}{2}$$

$$= \frac{3*(2.07)^2}{2} = 6.43$$

Kontrast skoru olarak belirlenen 2.07’lik pozitif fark Ağdaş 3 türünün 2002 yılındaki ortalama değerinin, Ağdaş 13 türünün 2002 yılındaki ortalama değerinden daha büyük olduğunu göstermektedir (Karpinski, 2006c; Wiens ve Nilsson, 2017). Standart hata ve t değeri sırasıyla;

$$Std\ Hata(\widehat{\psi}_{AxB}) = \sqrt{HKO\sum_{b=1}^{B}\sum_{a=1}^{A}\frac{C_{ab}^2}{n_{ab}}}$$

$$= \sqrt{0.17*\left(0+0+\cdots+\frac{1}{3}+..+\frac{1}{3}+..+0\right)} = 0.3367$$

$$t = \frac{\sum\sum\overline{X}_{.ab}\times C_{ab}}{\sqrt{HKO\sum_{b=1}^{B}\sum_{a=1}^{A}\frac{C_{ab}^2}{n_{ab}}}} = \frac{2.07}{0.336} = 6.15$$

olarak bulunur.

Ve aynı şekilde eşitlikte F değeri hesaplanırsa;

$$F_{(1,\mathrm{HSD})} = \frac{KT/_{s.d._{kontrast}}}{HKT/_{HSD}} = \frac{KO}{HKO}$$

$$F_{(1,24)} = \frac{6.43/_{1}}{4.06/_{24}} = \frac{6.43}{0.17} = 37.82$$

bulunur.

Güven aralığı ise : $t_{(24,0.05)} = 4.81$ olmak üzere

$$\hat{\psi}_{AxB} \pm t_{(24,0.05)} * \sqrt{HKO\sum_{b=1}^{B}\sum_{a=1}^{A}\frac{C_{ab}^{2}}{n_{ab}}}) = 2.07 \pm (4.81 * 0.3367)$$

Güven aralığı ise $(2.07 \pm 1.62)$ bulunur (Karpinski, 2006b; Gonzales, 2016).

Son olarak Rosenthal ve Rosnow (1991), Rosenthal ve ark. (1999) ve Bird (2002) kontrast analizlerinin faktöriyel tasarımlardan gelen verilerin analiz edilmesinin, tipik faktöriyel ANOVA'ya göre avantajlarından aşağıdaki gibi bahsetmişlerdir (Wiens ve Nilsson, 2017).

Birincisi, faktöriyel tasarımlı klasik ANOVA çoğunlukla büyük serbestlik derecesine sahiptir ( örneğin, 3x4 tasarımında interaksiyon için 6 s.d. gibi.). Bu yüzden spesifik değildir ve bu nedenle, ortalamalar arasında herhangi bir fark yakalamak zor olabilir. Kontrast analizleri ise bu durumda daha spesifiktir çünkü en basit şekli t testi gibi (1 serbestlik derecesi ile) yapılır. Buckless ve Ravenscroft (1990), faktöriyel tasarımlı kontrast analizinin en önemli yanı ise iki veya ikiden fazla ortalama kümesinin karşılaştırıldığını göstermişlerdir (Wiens ve Nilsson, 2017).

İkincisi, ANOVA esas olarak ana etkiler ve etkileşimler üzerinde anlamlılık testi yapmak için kullanılır ve bunlar F değerleri olarak oluşturulur. Bununla birlikte, F değerleri, etki yönü hakkında hiçbir şey ortaya koymazken kontrast analizi ile korelasyon cinsinden etki büyüklükleri de incelenebilir. Etki büyüklüklerini incelemek isteyen araştırıcı, hangi yöndeki etkiyi karşılaştırmak istiyorsa kontrast katsayılarını belirlerken buna dikkat etmelidir. Diğer bir ifade ile; pozitif işaretli katsayıları incelemek istediği etki yönünde vermelidir. Hangi yönde etkiyi karşılaştırmak isteniyorsa, pozitif değer olan karşılaştırma katsayıları ona göre verilmelidir (Wiens ve Nilsson, 2017).

Üçüncüsü, ANOVA'da, standart olmayan etki büyüklüklerini (yani, ortalama farklılıklar), etkinin yönünü ve büyüklüğünü anlamak için ortalama modelinin incelenmesi gerekir. Kontrast analizi, bu anlamda daha bilgilendiricidir çünkü kontrast sayısı ilgilenilen kontrast için gerçek ortalama farkı (yani, standartlaştırılmamış etki büyüklüğünü) yakalar (Wiens ve Nilsson, 2017). Görüldüğü üzere hedef, tipik bir ANOVA tarafından yakalanmayan hipotezleri test etmek ise kontrast analizi esnekliğinden yararlanılabilir (Rosenthal ve Rosnow, 1996; Abelson ve Prentice, 1997; Rosenthal ve ark., 1999).

# 5. SONUÇLAR

Bu çalışmada planlı karşılaştırmaların içinde yer alan, kontrast analizi detaylı olarak incelenmiştir. Kontrast analizinde araştırma hipotezlerinin oluşturulması, kontrast kodlaması yaparken göz önünde bulundurulması gereken durumlar ve analiz sonuçlarının yorumlanması hakkında detaylı bilgi verilmiştir. Konu öncelikle teorik olarak ve çeşitli örneklerle desteklenmiş, daha sonra tarım alanından elde edilmiş örnek veri setleri üzerinde analizler uygulanmıştır.

Çalışmada, tek yönlü ANOVA içerisinde kontrast kullanımını göstermek üzere hazırlanmış veri setinin kontrastlı varyans analizi tablosuna göre en önemli sonucun (Çizelge 4.1) üçüncü kontrast tahmininde olduğu görülmüştür. Bu durumda azerbaycan türü pamuk çeşitlerinden Ağdaş 3 ile Ağdaş 17 arasında istatistiksel olarak lif inceliği bakımından önemli fark vardır ($P<0.01$). Ayrıca kontrast tahminine bağlı olarak yazılan değerlere göre, her kontrastın nispi önemi de değerlendirilerek, üçüncü kontrastın tek başına deneysel karelerin toplamının %92'sini (1.82 / 1.979 = 0.92) açıkladığı görülmüştür.

Sınıf karşılaştırmaları için hazırlanmış kontrastlı varyans analizi sonuçlarına (Çizelge 4.13) göre, göre lif inceliği bakımından; yerel çeşit ile mutant pamukların ortalaması aynı ($P>0.05$), mutant barbadense türü ortalaması ile mutant hirsutum türü çeşitlerin ortalaması farklı ($P<0.05$) bulunmuştur. Ayrıca, Azerbaycan çeşitlerinden olan iki adet mutant hirsutum çeşitlerinin ortalamaları da aynı ($P>0.05$) bulunmuştur.

Eğilim karşılaştırmaları için hazırlanan veri setinde ise Ağdaş 17 çeşidinin yıllara göre (2002, 2003, 2004), lif inceliği değerleri incelenmiştir. Bu verilere uygulanan kontrastlı varyans analizine (Çizelge 4.17'ye) göre kuadratik eğilimin önemli olduğu görülür ($P<0.01$). Grup ortalamalarını karşılaştırırken planlı karşılaştırmalardan biri olan eğilim incelemesi ile ilişkisiz (ortogonal) kontrastların kullanımı gösterilmiştir. Ortogonal karşılaştırmalarda kullanılan eğilim analizinde, kontrast tahminleri arasındaki bağımsızlıktan dolayı yorumlamada açıklık sağlandığı için kısa sürede daha iyi sonuçlar yorumlamada açıklık sağlandığı için kısa sürede daha iyi sonuçlar almak isteyen araştırıcılar için eğilim analizi kullanımı önerilir.

Ortogonal karşılaştırmalarda kullanılan alt tasarım analizi sonrasında beyaz ve renkli olarak belirlenen alt tasarım kümelerinin kendi içerisinde uygun kontrast katsayılar ile analizi incelenmiştir (Çizelge 4.20). Yapılan analiz sonuçlarında birinci hipotez tahmini ile belirlenen kontrast katsayıları ile yapılan analize göre, pamuğun rengi (Beyaz veya renkli oluşu) lif inceliğini etkilememektedir ($P>0.05$). İkinci hipotez tahmini ile belirlenen 1. Alt tasarım karşılaştırmasında ise beyaz pamuklardan Sayar 314 ile Maraş 92 alt tasarım ortalamalarının arasında lif inceliğini bakımından önemli bir fark yoktur ($P>0.05$). Son durum olan 2. Hipotez tahmini ile belirlenen 2. Alt tasarım karşılaştırması için ise, renkli pamuklarda, renk, istatistiki anlamda önemli olup, lif inceliği ölçümünü etkilemektedir ($P<0.01$). Ayrıca 2. Alt tasarım kümesinin altındaki F değerlerinin 1 s.d.'li üç değerine de bakıldığında, bu anlamlı farklılığın üçünden de kaynaklanmakla beraber büyük ölçüde krem ve yeşil arasındaki farklılıktan kaynaklandığı görülmektedir.

Son olarak ise faktöriyel tasarım içerisinde iki faktörlü çalışmalarda kontrast kullanımında 4 seviyeli faktör olarak Maraş 92, Sayar 314, Ağdaş 3, Ağdaş17 belirlenmiş ve diğer faktör olan 2002, 2003 2004 yıllarına göre 3 seviyeli olarak lif inceliği (micronaire indeks) verilerinin analizi uygun katsayılar verilerek kontrast analizi ile yapılışı incelenmiştir (Çizelge 4.20). Öncelikle ana etkiler , daha sonra da interaksiyon etkilerinin herbiri bir serbestlik derecesi ile incelenmiştir.

Birinci faktör olan A ana etkileri, yani, pamuk çeşitlerinin içerisinde $\hat{\psi}_3$ kontrast tahmini en büyük etkiyi göstermiştir ( $r_{kontrast}$=0.7901). Yani Azeri çeşitler seçilmişse Ağdaş 17 lif inceliği bakımından Ağdaş 3 çeşidinden daha ince olduğu belirlenir.

Daha sonra ikinci faktör olan B ana etkileri, yani, yıl etkileri içerisinde $\hat{\psi}_5$ kontrast tahmini en büyük etkiyi göstermiş ($r_{kontrast}$=0.6370). olup kuadratik etki önemli bulunmuştur. Yani, verilere bakarak, 2003 yılındaki lif inceliği değerleri, 2004 ve 2002 yılındakinden daha kötü olduğu söylenebilir.

Son olarak da interaksiyon etkilerine bakılarak; $r_{kontrast}$ değerlerinden büyük olanlar yorumlanmıştır. İlk olarak interaksiyon katsayıları oluşturulduktan sonra kontrast analizi yapılarak, yerli çeşite karşı azeri çeşitin yıllara bağlı doğrusal veya kuadratik değişimi incelenmiştir. Sonuçlara göre, yerel çeşitlerde, kuadratik etki önemli ($r_{kontrast}$=0.4388) bulunduğu için 2003 yılındaki lif inceliği değerleri, 2002 ve 2004 yılındaki $r_{kontrast}$ değeri daha büyüktür. Fakat Azeri çeşitte ise doğrusal etki önemli bulunduğu için 2002 ve 2004 yıllarındaki $r_{kontrast}$ değeri daha fazladır.

En son olarak belirlenen interaksiyon etkileri içinde ise Azeri çeşitlerden Ağdaş 3 karşı Ağdaş 17 çeşitlerinin yıllara bağlı doğrusal veya kuadratik değişimi değişimi $r_{kontrast}$ değerlerine bakılarak yorumlanmıştır. Yani Azeri çeşit belirlenmiş ise kuadratik etki seçilmiş olup ($r_{kontrast}$ = 0.5528), Ağdaş 3 çeşidinin 2003 yılı lif inceliği değerleri 2002 ve 2004 yılında daha önemlidir. Ağdaş 17 ise 2004 ve 2002 yılı değerlerinin daha önemli olduğu görülmüştür.

Sonuç olarak, kontrast analizi bir veya birkaç ortalamanın ağırlığını taşır ve bunları bir veya iki küme halinde birleştirir ve uygun katsayılar verilmesi ile ağırlıklandırılmasını yaptığı ortalama gruplarını karşılaştırır. Bu çalışmada; kontrast analizi ile farklı ortalamaların nasıl karşılaştırılacağı ve yorumlanacağı, uygulamalı olarak gösterilmiştir. Planlı karşılaştırma kullanarak araştırıcıların ortalama gruplarına yönelik özel sorularını kontrastlar aracılığı ile nasıl test edebileceği anlatılmıştır. Ülkemizde az bilinen ancak yabancı literatürde oldukça fazla rastlanılan kontrast kullanımı hakkında ayrıntılı bilgilerin bulunduğu bu özgün araştırma ile literatürdeki bu boşluğun giderilmesi beklenmektedir. Aynı zamanda plansız karşılaştırmalar olarak bilinen post-hoc karşılaştırmalara nazaran avantajlı kullanımı sayesinde, bu analizin kullanım sahasını artırarak daha rasyonel sonuçlar bulunması hedeflenmiştir. Bu yüzden, farklı araştırma alanlarında da özellikle ortalama farklılıkların analizini doğrudan yönlendirme ile kontrast kullanarak yapmak isteyen araştırıcılara çok faydalı bir kaynak olacağı düşünülmektedir. Bundan sonraki aşamada, bu alanda çalışacak araştırıcılara, bu teze alınamayan, kontrast kullanımı durumunda testin gücünün nasıl bir değişim göstereceği konularına eğilmeleri önerilir.

# KAYNAKLAR


Abdi, H., Williams, L.J., 2010. Contrast analysis. In N.J. Salkind, D.M., Dougherty, & B. Frey (Eds.): Encyclopedia of Research Design. Thousand Oaks (CA): Sage. pp. 243-251.

Abdi, H., Edelman, B., Valentin, D., Dowling, W.J., 2009. Experimental Design and Analysis for Psychology. Oxford: Oxford University Press, New York, USA

Abelson, R. P., Prentice, D. A., 1997. Contrast tests of interaction hypotheses. Psychological Methods, 2, 315-328. doi:10.1037/1082-989x.2.4.315

Baguley, T., 2009. Standardized or simple effect size: What should be reported? British Journal of Psychology, 100, 603-617. doi:10.1348/000712608x377117

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.

Benton, R., 1989. Planned comparisons as better alternatives to ANOVA omnibus test. Paper presented at the annual meeting of the Mid-South Educational Research Association, Little Rock, AR. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 312 296).

Bird, K. D., 2002. Confidence intervals for effect sizes in analysis of variance. Educational and Psychological Measurement, 62, 197-226. doi:10.1177/0013164402062002001

Buckless, F. A., Ravenscroft, S. P., 1990. Contrast coding: A refinement of ANOVA in behavioral analysis. Accounting Review, 933-9451926-2012 (Vol. 1, No. 1 - Vol. 87, No. 6)

Chatham, K., 1999. Planned Contrasts: An Overview of Comparison Methods. [Washington D.C.]: Distributed by ERICC learning house, http://www.eric.ed.gov/contentdelivery/servlet/ERICServlet?accno=ED426092.

Cohen, J., Cohen, P., West, S.G., and Aiken, L. S., 2013. “Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences.” Oxford: Routledge.

Çanga, D., Efe, C., 2017. Using Contrasts in One-Way Analysis of Variance with Control Groups and an Application. Journal of Agricultural Science and Technology A: David Publishing: 474-478. USA.doi: 10.17265/2161-6256/2017.07.003

Çelik, Ş., Yılmaz, F.C.O., 2015. Türk Alaca Atlarda Yaş Grubuna Göre Vücut Ölçülerinin Farklı Ortogonal Karşılaştırma Yöntemleriyle İncelenmesi. ÇOMÜ Ziraat Fakültesi Dergisi, 3(1):81-87

Darlington, R. B., Hayes, A. F., 2016. Regression Analysis and Linear Models: Concepts, Applications, and Implementation. New York: Guilford Publications.

Davis, M.J., 2010. Contrast coding in multiple regression analysis: Strengths, weaknesses, and utility of popular coding structures. Journal of Data Science,8(1), 61-73

Dubcowsky, J., 2015. Orthogonal Contrasts. URL (erişim tarihi: 15.02.2018). http://www.plantsciences.ucdavis.edu/agr205/

DuRapau, T.M., 1988. Benefits of using planned comparisons rather than post hoc tests: a brief review with examples. Paper presented at the annual meeting of the Mid-South Educational Research Association, Louisville, KY. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 203 490).

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.

Efe, L., Killi, F., Mustafayev, S. A. 2004. Performance evaluation of some earlier yielding mutant cotton (Gossypium spp.) varieties in the East Mediterranean Region of Turkey. *Pakistan Journal of Biological Sciences*, *7*(5), 689-697.

Field, A.P., 2016. Contrast and Post Hoc Tests for One-Way Independent ANOVA Using SPSS. https://www.discoveringstatistics.com/repository/contrasts.pdf 08.01.2018

Gonzalez, R., 2016. Contrasts and Post Hoc tests. URL( erişim tarihi: 08.01.2018). http://www-personal.umich.edu/~gonzo/coursenotes/file3.pdf

Guilford, J.P., Frunchter, B., 1978. Fundamental Statistics in Psychology and Education. Singapore : McGraw-Hill Book Co.

Habing, B., 2004. Contrasts and Multiple Comparisons. URL( erişim tarihi: 08.1.2018). http://people.stat.sc.edu/habing/courses/516cmsup3.pdf

Hays, W. L., 1963. Statistics for psychologists. New York: Holt, Rinehart, and Winston.

Howell, D.C., 2016. Contrasts on Means in R. URL( erişim tarihi: 06.02.2018). https://www.uvm.edu/~dhowell/StatPages/R/ContrastsInR.html

Karpinski, A., 2006a. Chapter 5 Contrasts for one-way ANOVA. URL (erişimtarihi: 08.1.2018). https://marekrychlik.com/sites/default/files/05_contrasts1.pdf

Karpinski. A., 2006b. Chapter 6 Planned Contrasts and Post-hoc Tests for one-way ANOVA .URL(erişimtarihi:08.1.2018).http://pirun.ku.ac.th/~faasatp/734462/data/06_contrasts2.pdf

Karpinski, A., 2006c. Chapter 7 Factorial ANOVA: Two-way ANOVA.URL( erişim tarihi: 8.1.2018).http://moderngraphics11.pbworks.com/w/file/fetch/36076148/07_Factorial1.pdf

Kaufman, D., Sweet, R., 1974. Contrast coding in least squares regression analysis. American Educational Research Journal 11, 359-377.

Keppel, G., Wickens, T.D., 2004. Design and Analysis Chapter 13: The Analysis of Interaction Comparisons. URL( erişim tarihi: 08.01.2018). http://www.skidmore.edu/~hfoley/Handouts/K.Ch13.notes.pdf

Keppel, G., 1973. Design and analysis: A researchers' handbook. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.

Keppel, G., 1982. Design and Analysis: A Researcher’s handbook.(2nd ed.) Engleewood Cliffs, NJ:Prentice- Hall.

Keppel, G., Wickens, T.D., 2004. Simultaneous comparisons and the control of type I errors. Design and analysis: A researcher’s handbook. 4th ed. Upper Saddle River (NJ): Pearson Prentice Hall. p, 111-130.

Kirk, R.E., 1968. Experimental design: Procedures for the behavioral sciences. CA: Brooks/Cole. pp, 69-98

Kosie, J., 2015. R Club 11.3.15 ANOVA Contrasts. URL( erişim tarihi: 08.01.2018). https://blogs.uoregon.edu/rclub/2015/11/03/anova-contrasts-in-r/

Kuehne, C.C., 1993. The advantages of using planned comparisons over post hoc tests. Paper presented at the annual meeting of the Mid-South Educational Research Association, New Orleans, LA. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 364 597).

Kwon, M., 1996. The Use of Planned Comparisons in Analysis of Variance Research. Paper Presented at Annual Meeting of the Southwest Educational Research Association (New Orleans, LA:).

Laija, W., 1997. Conducting ANOVA Trend Analyses Using Polynomial Contrasts. The Annual Meeting of the Southwest Educational Research Association, Austin, TX. p.57.

Lenth, R.V., 2001. Some practical guidelines for effective sample size determination.The American Statistician, 55, 187-193. doi:10.1198/000313001317098149

Logan, M., 2010. Factorial ANOVA. Biostatistical Design and Analysis Using R (pp. 313–359). https://doi.org/10.1002/9781444319620.ch12

Maier, R., 2015. A (sort of) Complete Guide to Contrasts in R Sherlock Holmes and the Case of the Inconsistent Contrasts. URL(erişim tarihi: 08.01.2018) https://rpubs.com/rosemm/65059

Mangiafico, S.S., 2015. Contrasts in Linear Models. URL( erişim tarihi: 08.01.2018). https://rcompanion.org/rcompanion/h_01.html

Maxwell, S. E., Delaney, H. D., 1990. Designing experiments and analyzing data. Belmont, CA: Wadsworth Publishing Company,

McClendon, M. J., 1994. Multiple Regression and Causal Analysis. F. E. Peacock Publishers, Inc.

Mustafayev, S. A., Efe, L., Kıllı, F., 2005. Azerbaycan’da Elde Edilmiş Bazi Mutant Pamuk (Gossypium hirsutum L.) Çesitlerinin Şanlıurfa Koşullarında Verim ve Lif Kalite Özelliklerinin Değerlendirilmesi. Medıterranean Agrıcultural Scıences, *18*(2), 245-250.

Overall, J., Spiegel, D., 1969. Concerning least squares analysis of experimental data. Psychological Bulletin 72, 311-322.

Özdamar, K., 1999. Paket programlar ile istatistiksel veri analizi. *Kaan Kitabevi, Eskişehir*, *2*(s 257)

Pedhazur, E.J., 1982. Multiple regression in behavioral research: Explanation and prediction (2nd ed.). New York: Holt, Rinehart and Winston.

Petty, R.E., Fabrigar, L.R., Wegener, D. T., Priester, J.R., 1996. Understanding data when interactions are present or hypothesized. Psychological Science, 7, 247-252. doi: 10.1111/j.1467-9280.1996.tb00368.x

R Development Core Team. 2018. R: A Language and Environment for Statistical Computing. Vienna, Austria : the R Foundation for Statistical Computing. ISBN: 3-900051-07-0. Available online at http://www.R-project.org/.

Rosenthal, R., Rosnow, R. L., Rubin, D. B., 1999. Contrasts and effect sizes in behavioral research. Cambridge, England: Cambridge University Press.

Rosenthal, R., Rosnow, R.L., 1985. Contrast analysis: Focused comparisons in the analysis of variance. Cambridge, England: Cambridge University Press

Rosenthal, R., Rosnow, R. L., 1991. Essentials of behavioral research: Methods and data analysis(2nd ed.). New York, NY: McGraw-Hill.

Rosnow, R.L., Rosenthal, R., 2003. Effect sizes for experimenting psychologists. Canadian Journal of Experimental Psychology/Revue canadienne de psychologie expérimentale, 57(3), 221.

Rosnow, Ralph L., Rosenthal R., Donald B.R., 2000. Contrasts and correlations in effect-size estimation. Psychol.ogical Science 11(6): 446-453. https://doi.org/10.1111/1467-9280.00287 .

Serlin, R. C., Levin, J. R., 1985. Teaching How to Derive Directly Interpretable Coding Schemes for Multiple Regression Analysis. Journal of Educational Statistics 10 (3): 223-38.

Shavelson, R. J., 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. U.U.D.M. Project Report 2010:14, Uppsala University.

Thompson, B., 1985. Alternate methods for analyzing data from education experiments. Journal of Experimental Education, 54, 50-55.

Thompson, B., 1988. The importance of planned or focused comparisons in OVA research. Measurement and Evaluation in counseling and Development, 21, 99-101.

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.

Thompson, B., 1994. Guidelines for authors.Educational and Psychological Measurement, 54, 837-847.

Tucker, M.L., 1991. A compendium of textbook views on planned versus post hoc tests. In B. Thompson (Ed.), Advances in educational research: substantive findings, methodological developments (Vol. 1 pp. 107-118). Greenwich, CT: JAI Press.

URL1 (Erişim: 09 Ocak 2018) https://onlinecourses.science.psu.edu/stat505/node/167

URL2 (Erişim: 09 Ocak 2018) http://homepages.inf.ed.ac.uk/bwebb/statistics/Factorial_ANOVA_in_R.pdf

URL3 (Erişim: 09 Ocak 2018) https://www.ndsu.edu/faculty/horsley/Polycnst.pdf

URL4 (Erişim: 09 Ocak 2018) https://ncss-wpengine.netdna-ssl.com/wp-content/themes/ncss/pdf/Procedures/PASS/Multiple_Contrasts-Simulation.pdf

URL5(Erişim:09Ocak2018.http://wwwuser.gwdg.de/~cscherb1/content/Statistics%20Course%20files/Working%20with%20orthogonal%20contrasts%20in%20R.pdf

Üçkardeş, F., 2006. İstatistik Testler Üzerine Bir Çalışma. Yüksek Lisans Tezi. Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi. Fen Bilimleri Enstitüsü., 249s.

Wang, L., 1993. Planned versus Unplanned Contrasts: Exactly Why Planned Contrasts Tend To Have More Power against Type II Error.

Wendorf, C. A., 2004. Primer on Multiple Regression Coding: Common Forms and the Additional Case of Repeated Contrasts. Understanding Statistics 3 (1): 47-57.

Wiens, S., Nilsson, M.E., 2016. Performing contrast analysis in factorial designs: From NHST to confidence intervals and beyond. Educational and psychological measurement, 0013164416668950.

Wuenssch, K.L., 2014. Two-Way Orthogonal Independent Samples ANOVA: Computations. URL(erişimtarihi:15.02.2018). http://core.ecu.edu/psyc/wuenschk/docs30/Factorial-Computations.pdf

Zieffler, A. S., Harring, J. R., Long, J. D., 2011. Comparing groups: Randomization and bootstrap methods using R. John Wiley & Sons.

# EKLER

## EK-1.

**a) Veri Seti Dosyası**

| **Grup** | **mic** |
|---|---|
| AG17 | 4.2 |
| AG17 | 4.21 |
| AG17 | 4.17 |
| M92 | 4.2 |
| M92 | 4.1 |
| M92 | 4.1 |
| AG3 | 4.8 |
| AG3 | 4.2 |
| AG3 | 4.6 |
| AG21 | 3.7 |
| AG21 | 3.4 |
| AG21 | 3.2 |
| S314 | 4.6 |
| S314 | 4.3 |
| S314 | 3.8 |

Çizelge 4.1’e ait veriler için aşağıdaki R komut dizimi kullanılmıştır.

**b) Örnek R kodu** - (Logan, 2010; Kosie, 2015)

```
> ornek1 <- read.csv("C:/Users/demdem/Desktop/R_CLUB_DATA SETİ/ornek1.csv", header=T)
> library(psych)
> describeBy(ornek1 $mic, ornek1 $grup, mat=TRUE)
    item group1 vars n     mean         sd median  trimmed      mad  min  max range       skew
X11    1  grup1    1 3 4.193333 0.02081666    4.2 4.193333 0.014826 4.17 4.21  0.04 -0.2874095
X12    2  grup2    1 3 4.133333 0.05773503    4.1 4.133333 0.000000 4.10 4.20  0.10  0.3849002
```

**EK-1. (Devam)**

```
X13    3  grup3    1 3 4.533333 0.30550505    4.6 4.533333 0.296520 4.20 4.80  0.60 -0.2078266
X14    4  grup4    1 3 3.433333 0.25166115    3.4 3.433333 0.296520 3.20 3.70  0.50  0.1301295
X15    5  grup5    1 3 4.233333 0.40414519    4.3 4.233333 0.444780 3.80 4.60  0.80 -0.1604686
    kurtosis         se
X11 -2.333333 0.01201850
X12 -2.333333 0.03333333
X13 -2.333333 0.17638342
X14 -2.333333 0.14529663
X15 -2.333333 0.23333333
> model <- aov(mic ~ grup, data = ornek1)
> summary(model)
            Df Sum Sq Mean Sq F value  Pr(>F)
grup         4 1.9790  0.4948   7.641 0.00434 **
Residuals   10 0.6475  0.0648
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
> levels(ornek1 $grup)
 [1] "grup1" "grup2" "grup3" "grup4" "grup5"
> names(ornek1)
[1] "grup" "mic"
> summary(model)
    Df Sum Sq Mean Sq F value  Pr(>F)
grup         4 1.9790  0.4948   7.641 0.00434 **
Residuals   10 0.6475  0.0648
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
> c1 <- c(2,-3,2,2,-3)
> c2 <- c(2,0,-1,-1,0)
> c3 <- c(0, 0, 1,-1,0)
> c4 <- c(0,1,0,0,-1)
> mat <- cbind(c1,c2,c3,c4)
> contrasts(ornek1 $grup) <- mat
> model1 <- aov(mic ~ grup, data =ornek1)
> summary(model1)
```

**EK-1. (Devam)**

```
    Df Sum Sq Mean Sq F value  Pr(>F)
grup        4 1.9790  0.4948   7.641 0.00434 **
Residuals   10 0.6475  0.0648
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
> summary.aov(model1, split=list(grup=list("134VS25"=1, "1VS34" = 2, "3VS4"=3,"2VS5"=4 )))
               Df Sum Sq Mean Sq F value  Pr(>F)
grup            4 1.9790  0.4948   7.641 0.00434 **
  grup: 134VS25  1 0.0608  0.0608   0.940 0.35525
  grup: 1VS34    1 0.0882  0.0882   1.362 0.27025
  grup: 3VS4     1 1.8150  1.8150  28.029 0.00035 ***
  grup: 2VS5     1 0.0150  0.0150   0.232 0.64066
Residuals       10 0.6475  0.0648
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
```

**EK-2.**

**a) Veri Seti Dosyası**

| **pamuk_cesit** | **mic** |
|---|---|
| Maras92 | 4.32 |
| Maras92 | 4.58 |
| Maras92 | 4.21 |
| agdas21 | 4.01 |
| agdas21 | 4.21 |
| agdas21 | 4.17 |
| agdas3 | 4.45 |
| agdas3 | 4.61 |
| agdas3 | 4.61 |
| agdas17 | 5.17 |
| agdas17 | 4.87 |
| agdas17 | 4.16 |

Çizelge 4.9'a ait veriler için aşağıdaki R komut dizimi kullanılmıştır.

**b) Örnek R kodu**

```
> ornek2 <- read.csv("C:/rdata/ ornek2.csv", header=TRUE)
> library(psych)
> describeBy(ornek2 $mic, ornek2 $pamuk_cesit, mat=TRUE)
    item  group1 vars n     mean         sd median  trimmed      mad  min  max range       skew
X11    1 agdas17    1 3 4.733333 0.51868423   4.87 4.733333 0.444780 4.16 5.17  1.01 -0.2451945
X12    2 agdas21    1 3 4.130000 0.10583005   4.17 4.130000 0.059304 4.01 4.21  0.20 -0.3239695
X13    3 agdas3    1 3 4.556667 0.09237604   4.61 4.556667 0.000000 4.45 4.61  0.16 -0.3849002
X14    4 Maras92    1 3 4.370000 0.19000000   4.32 4.370000 0.163086 4.21 4.58  0.37  0.2449337
     kurtosis         se
X11 -2.333333 0.29946248
X12 -2.333333 0.06110101
X13 -2.333333 0.05333333
X14 -2.333333 0.10969655
> model <- aov( mic ~ pamuk_cesit, data = ornek2)
> summary(model)
```

**EK-2. (Devam)**

```
            Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
pamuk_cesit  3 0.6013 0.20043   2.468  0.137
Residuals    8 0.6497 0.08122
> names(ornek2)
[1] "pamuk_cesit" "mic"
> levels(ornek2 $pamuk_cesit)
[1] "agdas17" "agdas21" "agdas3"  "Maras92"
> c1 <- c(-1,-1,-1, 3) # Kontrol(yerel) karşı mutant
> c2 <- c(-1, 2, -1, 0) # barbadense karşı hirsutum
> c3 <- c(-1, 0 , 1, 0) # ağdaş3 karşı ağdaş 17(hirsutumlar)
> mat <- cbind(c1,c2,c3)
> contrasts(ornek2 $pamuk_cesit) <- mat
> model1 <- aov(mic~pamuk_cesit , data =ornek2)
> summary(model1)
            Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
pamuk_cesit  3 0.6013 0.20043   2.468  0.137
Residuals    8 0.6497 0.08122
> summary.aov(model1, split=list(pamuk_cesit=list("Kontrol karşı mutant"=1, "barbadense karşı hir
sutum" = 2, "ağdaş3 karşı ağdaş17"=3)))
                                           Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
pamuk_cesit                                 3 0.6013  0.2004   2.468 0.1366
  pamuk_cesit: Kontrol karşı mutant         1 0.0240  0.0240   0.296 0.6013
  pamuk_cesit: barbadense karşı hirsutum    1 0.5305  0.5305   6.531 0.0339 *
  pamuk_cesit: ağdaş3 karşı ağdaş17         1 0.0468  0.0468   0.576 0.4695
Residuals                                   8 0.6497  0.0812
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
```

## EK-3.

**a) Veri Seti Dosyası**

| **yillar** | **mic** |
|---|---|
| 1=2002 | 3.3 |
| 1=2002 | 3 |
| 1=2002 | 3 |
| 2=2003 | 5 |
| 2=2003 | 3.9 |
| 2=2003 | 5.3 |
| 3=2004 | 3.01 |
| 3=2004 | 3.53 |
| 3=2004 | 2.93 |

Çizelge 4.14’e ait veriler için aşağıdaki R komut dizimi kullanılmıştır

**b) Örnek R kodu**

```
> ornek3_tez  <- read.csv("C:/Users/demdem/Desktop/R_CLUB_DATA SETİ/tez örnek_verileri_
15.12.2017/ornek3_tez.csv", header=TRUE,",")
> library(dplyr)
> names(ornek3_tez)
[1] "yillar" "mic"
> c1 <- c(-1,0,1)
> c2 <- c(1,-2,1)
> mat <- cbind(c1,c2)
> model <- aov( mic~ yillar, data =ornek3_tez )
> summary(model)
            Df Sum Sq Mean Sq F value  Pr(>F)
yillar       2  5.157  2.5784   11.38 0.00907 **
Residuals    6  1.359  0.2265
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
> contrasts(ornek3_tez$yillar) <- mat
> model1 <- aov(mic~ yillar, data = ornek3_tez)
> summary.aov(model1, split=list(yillar=list("Linear"=1, "Quadratic" = 2)))
                    Df Sum Sq Mean Sq F value  Pr(>F)
```

**EK-3. (Devam)**

```
yillar               2  5.157   2.578  11.384 0.00907 **
  yillar: Linear     1  0.005   0.005   0.021 0.88883
  yillar: Quadratic  1  5.152   5.152  22.747 0.00310 **
Residuals            6  1.359   0.226
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> contrasts(ornek3_tez$yillar) <- contr.poly(3)
> contr.poly(3)
                .L         .Q
[1,] -7.071068e-01  0.4082483
[2,] -7.850462e-17 -0.8164966
[3,]  7.071068e-01  0.4082483
```

**EK-4.**

**a) Veri Seti Dosyası**

| **grup** | **mic** |
|---|---|
| Sayar314 | 4.6 |
| Sayar314 | 4.3 |
| Sayar314 | 3.8 |
| Maras92 | 4.2 |
| Maras92 | 4.1 |
| Maras92 | 4.1 |
| ADT | 4.74 |
| ADT | 4.78 |
| ADT | 4.79 |
| KDT | 4.63 |
| KDT | 4.65 |
| KDT | 4.65 |
| KREM | 4.82 |
| KREM | 4.82 |
| KREM | 4.84 |
| YESL | 3.03 |
| YESL | 3.21 |
| YESL | 3.26 |

Çizelge 4.18'e ait veriler için bu R komut dizimi kullanılmıştır.

**b) Örnek R kodu**

```
> ornek4 <- read.csv("C:/ rdata /ornek4.csv",",", header = TRUE)
> library(psych)
> names(ornek4_tez)#(DatanınAdı)
[1] "grup" "mic"
> describeBy(ornek4_tez$ mic, ornek4 $grup, mat=TRUE)#(DATAadı$bağımlıdeğişken,
DATAadı$ bağmsızdeğişken)
    item   group1 vars n     mean         sd median  trimmed      mad  min  max range       skew
X11    1     ADT     1 3 4.770000 0.02645751   4.78 4.770000 0.014826 4.74 4.79  0.05 -0.3239695
X12    2     KDT     1 3 4.643333 0.01154701   4.65 4.643333 0.000000 4.63 4.65  0.02 -0.3849002
X13    3    KREM     1 3 4.826667 0.01154701   4.82 4.826667 0.000000 4.82 4.84  0.02  0.3849002
```

**EK-4. (Devam)**

```
X14    4  Maras92    1 3 4.133333 0.05773503   4.10 4.133333 0.000000 4.10 4.20  0.10  0.3849002
X15    5 Sayar314    1 3 4.233333 0.40414519   4.30 4.233333 0.444780 3.80 4.60  0.80 -0.1604686
X16    6    YESL     1 3 3.166667 0.12096832   3.21 3.166667 0.074130 3.03 3.26  0.23 -0.3122530
     kurtosis          se
X11 -2.333333 0.015275252
X12 -2.333333 0.006666667
X13 -2.333333 0.006666667
X14 -2.333333 0.033333333
X15 -2.333333 0.233333333
X16 -2.333333 0.069841089
> model <- aov(mic~grup, data = ornek4_tez)#(bağımlı değişen~bağımsızdeğişken data=DATAadı)
> summary(model)
       Df Sum Sq Mean Sq F value   Pr(>F)
grup        5  5.798  1.1596   38.17 5.81e-07 ***
Residuals   12  0.365  0.0304
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
> levels(ornek4_tez$grup)#DATAadı$bağımsızdeğişken
[1] "ADT "     "KDT "     "KREM "    "Maras92"  "Sayar314" "YESL "
> # DİKKAT BURADAKİ SIRALAMAYA GÖRE KONTRAST KATSAYILARINI VERMELİSİ
N.
> c1 <- c(-1,-1,-1,2,2,-1) # M92 ve Sayar314 karşi ADT,KDT,KREM,YEŞİL
> c2 <- c(0,0, 0,1,-1,0) # M92 Karşı Sayar314
> c3 <- c(3,-1,-1,0,0,-1) # ADT karşi KDT,krem, YEŞİL
> c4 <- c(0, 2, -1, 0,0, -1) # KDT karşi KREM,YEŞİL
> c5 <- c(0, 0, 1, 0,0, -1) # KREM karşi YEŞİL
> mat<- cbind(c1,c2,c3,c4,c5)
> contrasts(ornek4_tez$grup)<-mat
> model1<-aov(mic ~ grup, data = ornek4_tez)
> summary(model1)
            Df Sum Sq Mean Sq F value   Pr(>F)
grup        5  5.798  1.1596   38.17 5.81e-07 ***
Residuals   12  0.365  0.0304
---
```

**EK-4. (Devam)**

Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

```
> summary.aov(model1, split=list(grup=list("c1"=1, "c2" = 2, "c3"=3, "c4"=4,"c5"=5 )))
            Df Sum Sq Mean Sq F value   Pr(>F)
grup         5  5.798   1.160  38.173 5.81e-07 ***
  grup: c1   1  0.113   0.113   3.731 0.077363 .
  grup: c2   1  0.015   0.015   0.494 0.495651
  grup: c3   1  0.700   0.700  23.044 0.000433 ***
  grup: c4   1  0.836   0.836  27.532 0.000205 ***
grup: c5   1  4.133   4.133 136.067 6.63e-08 ***
Residuals   12  0.365   0.030
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
```

## EK-5.

**a)Veri Seti Dosyası**

| **A** | **B** | **Mic** |
|---|---|---|
| M92 | 1=2002 | 4.1 |
| M92 | 1=2002 | 3.7 |
| M92 | 1=2002 | 4.4 |
| M92 | 2=2003 | 4.6 |
| M92 | 2=2003 | 4.8 |
| M92 | 2=2003 | 4.9 |
| M92 | 3=2004 | 4.6 |
| M92 | 3=2004 | 4.1 |
| M92 | 3=2004 | 4.1 |
| S314 | 1=2002 | 4.98 |
| S314 | 1=2002 | 3.33 |
| S314 | 1=2002 | 4.1 |
| S314 | 2=2003 | 4.01 |
| S314 | 2=2003 | 4.29 |
| S314 | 2=2003 | 4.4 |
| S314 | 3=2004 | 4.8 |
| S314 | 3=2004 | 4.3 |
| S314 | 3=2004 | 4.6 |
| Ag3 | 1=2002 | 5.4 |
| Ag3 | 1=2002 | 5 |
| Ag3 | 1=2002 | 5.1 |
| Ag3 | 2=2003 | 5.3 |
| Ag3 | 2=2003 | 5.4 |
| Ag3 | 2=2003 | 4.5 |
| Ag3 | 3=2004 | 4.68 |
| Ag3 | 3=2004 | 4.35 |
| Ag3 | 3=2004 | 4.26 |
| Ag17 | 1=2002 | 3.3 |
| Ag17 | 1=2002 | 3 |
| Ag17 | 1=2002 | 3 |

**EK-5. (Devam**

| | | |
|---|---|---|
| Ag17 | 2=2003 | 5 |
| Ag17 | 2=2003 | 5.3 |
| Ag17 | 2=2003 | 3.9 |
| Ag17 | 3=2004 | 3.01 |
| Ag17 | 3=2004 | 2.93 |
| Ag17 | 3=2004 | 3.53 |

Çizelge 4.21'e ait veriler için aşağıdaki R komut dizimi kullanılmıştır.

**b) Örnek R kodu** - (Logan, 2010; Howell, 2015; Kosie, 2015; Maier, 2015; URL2, 2018)

```
> ornek5 <- read.csv("C:/rdata/ornek5.csv", header=T)
> library(dplyr)
> model1 <- lm( Mic ~ A*B , data=ornek5)# factorial ANOVA
> summary(model1)
Call:
lm(formula = Mic ~ A * B, data = ornek5)
Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.83333 -0.16667 -0.00167  0.23333  0.84333
Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)    3.10000    0.23749  13.053 2.15e-12 ***
AAg3           2.06667    0.33586   6.153 2.34e-06 ***
AM92           0.96667    0.33586   2.878  0.00827 **
AS314          1.03667    0.33586   3.087  0.00505 **
B2=2003        1.63333    0.33586   4.863 5.88e-05 ***
B3=2004        0.05667    0.33586   0.169  0.86743
AAg3:B2=2003  -1.73333    0.47498  -3.649  0.00127 **
AM92:B2=2003  -0.93333    0.47498  -1.965  0.06109 .
AS314:B2=2003 -1.53667    0.47498  -3.235  0.00353 **
AAg3:B3=2004  -0.79333    0.47498  -1.670  0.10786
AM92:B3=2004   0.14333    0.47498   0.302  0.76543
AS314:B3=2004  0.37333    0.47498   0.786  0.43956
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.4113 on 24 degrees of freedom
```

**EK-5. (Devam)**

```
Multiple R-squared:  0.7751,    Adjusted R-squared:  0.672
F-statistic:  7.52 on 11 and 24 DF,  p-value: 2.012e-05
> levels(ornek5$A)
[1] "Ag17" "Ag3"  "M92"  "S314"
> levels(ornek5$B)
[1] "1=2002" "2=2003" "3=2004"
> library(car)
> c1 <- c(1,1,-1,-1) #"Ag17" "Ag3"  "M92"  "S314"
> c2 <- c(0,0,1,-1)
> c3 <- c(-1,1,0,0)
> mat <- cbind(c1,c2,c3)
> contrasts(ornek5$A) <- mat
> c1 <- c(-1,0,1)
> c2 <- c(1,-2,1)
> mat <- cbind(c1,c2)
> contrasts(ornek5$B) <- mat
> str(ornek5)
'data.frame':           36 obs. of  3 variables:
 $ A  : Factor w/ 4 levels "Ag17","Ag3","M92",..: 3 3 3 3 3 3 3 3 3 4 ...
 ..- attr(*, "contrasts")= num [1:4, 1:3] 1 1 -1 -1 0 0 1 -1 -1 1 ...
  .. ..- attr(*, "dimnames")=List of 2
  .. .. ..$ : chr  "Ag17" "Ag3" "M92" "S314"
  .. .. ..$ : chr  "c1" "c2" "c3"
 $ B  : Factor w/ 3 levels "1=2002","2=2003",..: 1 1 1 2 2 2 3 3 3 1 ...
..- attr(*, "contrasts")= num [1:3, 1:2] -1 0 1 1 -2 1
  .. ..- attr(*, "dimnames")=List of 2
  .. .. ..$ : chr  "1=2002" "2=2003" "3=2004"
  .. .. ..$ : chr  "c1" "c2"
 $ Mic: num  4.1 3.7 4.4 4.6 4.8 4.9 4.6 4.1 4.1 4.98 ...
> model3 <-aov (Mic ~ A*B , data=ornek5)
> summary(model3)
        Df Sum Sq Mean Sq F value   Pr(>F)
A        3  6.797  2.2656  13.390 2.44e-05 ***
B        2  2.774  1.3870   8.197  0.00194 **
```

**EK-5. (Devam)**

```
A:B         6  4.426  0.7377   4.360  0.00410 **
Residuals   24  4.061  0.1692
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
> summary(model3, split=list(A=list("Yerel çeşit  & Mutant Azeri çeşit"= 1, "Maraş92&Sayar 314"
=2, "Ağ3 & Ağ17"=3), B=list("doğrusal etki"=1, "kuadratik etki"=2)))
                                                   Df Sum Sq Mean Sq F value   Pr(>F)
A                                                   3  6.797   2.266  13.390 2.44e-05 ***
  A: Yerel çeşit  & Mutant Azeri çeşit              1  0.037   0.037   0.217 0.645450
  A: Maraş92&Sayar 314                              1  0.013   0.013   0.079 0.781290
 A: Ağ3 & Ağ17                                      1  6.747   6.747  39.873 1.58e-06 ***
B                                                   2  2.774   1.387   8.197 0.001935 **
  B: doğrusal etki                                  1  0.001   0.001   0.006 0.941281
  B: kuadratik etki                                 1  2.773   2.773  16.389 0.000466 ***
A:B                                                 6  4.426   0.738   4.360 0.004099 **
  A:B: Yerel çeşit  & Mutant Azeri çeşit.doğrusal etki     1  0.644   0.644   3.803 0.062924 .
  A:B: Maraş92&Sayar 314.doğrusal etki              1  0.040   0.040   0.234 0.632610
  A:B: Ağ3 & Ağ17.doğrusal etki                     1  0.472   0.472   2.790 0.107862
A:B: Yerel çeşit  & Mutant Azeri çeşit.kuadratik etki  1  0.968   0.968   5.723 0.024926 *
  A:B: Maraş92&Sayar 314.kuadratik etki             1  0.516   0.516   3.050 0.093546 .
  A:B: Ağ3 & Ağ17.kuadratik etki                    1  1.787   1.787  10.559 0.003406 **
Residuals                                          24  4.061   0.169
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
```

## Ek-6.

**Eğilim analizi için kullanılan ortogonal polinomiyal katsayıları:** Dördüncü dereceye kadar ortogonal polinom katsayısı verilmektedir (Guilford ve Frunchter, 1978; Rosenthal ve Rosnow, 1985; Abdi, 2009)

| Grup sayısı | Eğilim | $c_{1,i}$ | $c_{2,i}$ | $c_{3,i}$ | $c_{4,i}$ | $c_{5,i}$ | $c_{6,i}$ | $c_{7,i}$ | $c_{8,i}$ | $c_{9,i}$ | $c_{10,i}$ | $\sum c_{a,i}^2$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2 | Linear | -1 | 1 | | | | | | | | | 2 |
| 3 | Linear | -1 | 0 | 1 | | | | | | | | 2 |
| | Kuadratik | 1 | -2 | 1 | | | | | | | | 6 |
| 4 | Linear | -3 | -1 | 1 | 3 | | | | | | | 20 |
| | Kuadratik | 1 | -1 | -1 | 1 | | | | | | | 4 |
| | Kubik | -1 | 3 | -3 | 1 | | | | | | | 20 |
| 5 | Linear | -2 | -1 | 0 | 1 | 2 | | | | | | 10 |
| | Kuadratik | 2 | -1 | -2 | -1 | 2 | | | | | | 14 |
| | Kubik | -1 | 2 | 0 | -2 | 1 | | | | | | 10 |
| | Kuartik | 1 | -4 | 6 | -4 | 1 | | | | | | 70 |
| 6 | Linear | -5 | -3 | -1 | 1 | 3 | -5 | | | | | 70 |
| | Kuadratik | 5 | -1 | -4 | -4 | -1 | 5 | | | | | 84 |
| | Kubik | -5 | 7 | 4 | -4 | -7 | -5 | | | | | 180 |
| | Kuartik | 1 | -3 | 2 | 2 | -3 | 1 | | | | | 28 |
| 7 | Linear | -3 | -2 | -1 | 0 | 1 | 2 | 3 | | | | 28 |
| | Kuadratik | 5 | 0 | -3 | -4 | -3 | 0 | 5 | | | | 84 |
| | Kubik | -1 | 1 | 1 | 1 | -1 | -1 | 1 | | | | 7 |
| | Kuartik | 3 | -7 | 1 | 6 | 1 | -7 | 3 | | | | 154 |
| 8 | Linear | -7 | -5 | -3 | -1 | 1 | 3 | 5 | 7 | | | 168 |
| | Kuadratik | 7 | 1 | -3 | -5 | -5 | -3 | 1 | 7 | | | 168 |
| | Kubik | -7 | 5 | 7 | 3 | -3 | -7 | -5 | 7 | | | 264 |
| | Kuartik | 7 | -13 | -3 | 9 | 9 | -3 | -13 | 7 | | | 616 |
| 9 | Linear | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | | 60 |
| | Kuadratik | 28 | 7 | -8 | -17 | -20 | -17 | -8 | 7 | 28 | | 2772 |
| | Kubik | -14 | 7 | 13 | 9 | 0 | -9 | -13 | -7 | 14 | | 990 |
| | Kuartik | 14 | -21 | -11 | 9 | 18 | 9 | -11 | -21 | 14 | | 2002 |
| 10 | Linear | -9 | -7 | -5 | -3 | -1 | 1 | 3 | 5 | 7 | 9 | 330 |
| | Kuadratik | 6 | 2 | -1 | -3 | -4 | -4 | -3 | -1 | 2 | 6 | 132 |
| | Kubik | -42 | 14 | 35 | 31 | 12 | -12 | -31 | -35 | -14 | 42 | 8580 |
| | Kuartik | 18 | -22 | -17 | 3 | 18 | 18 | 3 | -17 | -22 | 18 | 780 |

# ÖZGEÇMİŞ

**Kişisel Bilgiler**


| | |
|---|---|
| Adı, soyadı | : Demet ÇANGA |
| Uyruğu | : T.C. |
| Doğum tarihi ve yeri | : 28.06.1980, Kahramanmaraş |
| Medeni hali | : Bekar |
| Telefon | : 0 5057613043 |
| Faks | : |
| e-posta | : demetcng@gmail.com/ demetcanga@osmaniye.edu.tr |


**Eğitim**

| **Derece** | **Eğitim Birimi** | **Mezuniyet tarihi** |
|---|---|---|
| Yüksek lisans | KSÜ /Uygulamalı Matematik Ana bilim Dalı | 2006 |
| Lisans | KSÜ/ Matematik Bölümü | 2003 |
| Lise | Kahramanmaraş Yabancı Dil Ağırlıklı Lise | 1998 |

**İş Deneyimi**

| **Yıl** | **Yer** | **Görev** |
|---|---|---|
| 2006-2008 | KSÜ | Öğretim Görevlisi |
| 2009- | OKÜ | Öğretim Görevlisi |

**Yabancı Dil**

İngilizce ( KPDS: 71)

## Yayınlar

### A. Uluslararası Hakemli Dergilerde Yayınlanan Makaleler

**A1.** **Çanga, D**., Efe, C., 2017. Using Contrasts in One-Way Analysis of Variance with Control Groups and an Application. Journal of Agricultural Science and Technology A, 7, 474-478., Doi: 10.17265/2161-6256/2017.07.003 (Yayın No: 3902146)

**A2**. Efe, E., **Çanga, D**., 2017. Tek Faktörlü Çalışmalarda Alt Grup Tasarımlı Kontrast Analizi ve Pamuk Verilerine Uygulanması. Ksu Doğa Bilimleri, 20, 154-159., Doi: 10.18016/ksudobil.349183 (Yayın No: 4164798)

**A3**. Akben S.B., Kalkan, S., **Çanga, D**., 2017. The Optimization Method by Using The Transformation of Two Variable Dependent Experiment Results into Image Data and Its Usability in The Food Engineering Applications. Eurasian Journal of Food Science and Technology, 1(1), 62-70. (Yayın No: 3923474)

**B. Uluslararası bilimsel toplantılarda sunulan ve bildiri kitaplarında (proceedings) basılan bildiriler :**

**B1.** Akben, S. B., Kalkan, S., **Çanga D**., 2018. Modeling of Lactic Acid Bacteria Concentration and Storage Time Dependent Storage Temeprature of Emulsion Type Sausages Using Artificial Neural Networks. 2nd International Conference on Engineering Technology and Innovation (ICETI)-124. (Özet Bildiri/Sözlü Sunum)(Yayın No:4196085)

**B2.** Kalkan, S., Akben, S. B., **Çanga, D.,** 2018. Prediction of the Lactic Acid Bacteria Growth Caused by Storage Conditions in Vacuum Packed Sausages Using Poylnomial Surface Modeling Method. 2nd International Conference on Engineering Technology and Innovation (ICETI) (Özet Bildiri/Sözlü Sunum)(Yayın No:4204345)

**B3.** Efe, E., **Çanga D**., 2018. Planned Comparısons of Dıfferent Groups Usıng Contrast Coeffıcıents Andlocal And Mutant Azerbaıjan Cotton Varıetıes Sample. ICAC-13th Meeting of the Inter-Regional Cooperative Research Network on Cotton for the Mediterranean and Middle East Regions (Tam Metin Bildiri/Sözlü Sunum)(Yayın No:4178867)

**B4.** **Çanga, D**., Efe, E., Efe, C., 2017. Definition of Subgroup Contrasts in One-Way ANOVA and Agricultural Applications. II. Uluslararası Iğdır Sempozyumu' nda (IGDIRSEMP 2017) (Özet Bildiri/Sözlü Sunum)(Yayın No:3607853)

**B5** Akben, S. B., Kalkan, S.,**Çanga D**., 2017. The Optimization Method by Using The Transformation of Two Variable DependentExperiment Results into Image Data and Its Usability in The Food Engineering Applications. The International Conference on Agriculture, Forest, Food Sciences and Technologies, 87 (Özet Bildiri/Sözlü Sunum)(Yayın No:3921996)

**B6.** Akben, S. B., Kalkan, S., **Çanga D**., 2017. Reduction of Variable Trials by Using Decision Trees Based Experiment DesignSegmentation Method in the Optimization of Food Engineering Processes. The International Conference on Agriculture, Forest, Food Sciences and Technologies, 86 (Özet Bildiri/Sözlü Sunum)(Yayın No:3922276)

**B7**. **Çanga, D.**, Doğan, M., 2017. Determination of Poultry Meat Consumption Habits and Brand Preferences of Consumers Living in the Province of Osmaniye. International Conference on Agriculture, Forest, Food Sciences and Technologies, 1187 (Özet Bildiri/Poster)(Yayın No:4024218)

**B8. Çanga D**., Efe C., 2016. Kontrol Grubu İçeren Tek Yönlü Varyans Analizinde Kontrast Kullanımı ve Bir Uygulama. Xth International Statistics Days Conference 2016 (Özet Bildiri/Poster)(Yayın No:2907932)

**E. Ulusal bilimsel toplantılarda sunulan ve bildiri kitaplarında basılan bildiriler:**

**E1.** Efe E.,**Çanga D**., 2017. Tek Faktörlü Çalışmalarda Alt Gruptasarımlı Kontrast Analizi Ve Pamuk Verilerine Uygulanması. 12. Tarla Bitkileri Kongresi (Özet Bildiri/Sözlü Sunum)(Yayın No:3582069)

**E2**. Kalkan, S., Balpetek Külcü D., Ünal Turhan E., **Çanga D**., 2016. Lactobacillus rhamnosus un Staphylococcus aureus Üzerine Antimikrobiyel Etkisinin Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Modellerle Belirlenmesi. Türkiye 12. Gıda Kongresi (Özet Bildiri/Poster)(Yayın No:2907927)

**E3. Çanga, D**., Efe, E., 2016. Çift Dönüşümlü Faktöriyel Düzenlenmiş Deneme Planları ve Excel ile Analizi. 2. Ulusal Zootekni Öğrenci Kongesi Ve Uluslar Arası Katılımlı Küresel İklim Değişimi Ve Hayvancılık Sempozyumu (Tam Metin Bildiri/Sözlü Sunum)(Yayın No:2907820)

**E4. Çanga, D.**, Efe E., 2015. SPSS ile Tekerrürlü İki Yönlü Kovaryans Analizi. 2. İç Anadolu Tarım ve Gıda Kongresi (Özet Bildiri/Poster)(Yayın No:2907815)

**Hobiler:**

Çizim yapmak, Kitap okumak, Yeni bir dil öğrenmek, Ahşap boyama işleriyle uğraşmak, İç Mekan Tasarımı yapmak