

**İKİ FAKTÖRLÜ DENEYLERDE KONTROLE KARŞI
İŞLEM ETKİLERİNİN KARŞILAŞTIRILMASI**

Özge ÖZBEN

**YÜKSEK LİSANS TEZİ
İSTATİSTİK**

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**EYLÜL 2006
ANKARA**

Özge ÖZBEN tarafından hazırlanan İKİ FAKTÖRLÜ DENEYLERDE KONTROLE KARŞI İŞLEM ETKİLERİNİN KARŞILAŞTIRILMASI adlı bu tezin Yüksek Lisans tezi olarak uygun olduğunu onaylarım.

Prof. Dr. Hamza GAMGAM

Tez Yöneticisi

Bu çalışma, jürimiz tarafından oy birliğiyle İSTATİSTİK Anabilim Dalında Yüksek lisans tezi olarak kabul edilmiştir.

Başkan : Prof. Dr. Aydın ÜNSAL

Üye : Prof. Dr. Hamza GAMGAM

Üye : Prof. Dr. Müslim EKNİ

Üye : Prof. Dr. Reşat KASAP

Üye : Yrd. Doç.Dr. Celal AYDIN

Tarih : 21 / 09 / 2006

Bu tez, Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü tez yazım kurallarına uygundur.

TEZ BİLDİRİMİ

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

Özge ÖZBEN

**İKİ FAKTÖRLÜ DENEYLERDE KONTROLE KARŞI
İŞLEM ETKİLERİNİN KARŞILAŞTIRILMASI
(Yüksek Lisans Tezi)**

Özge ÖZBEN

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

Eylül 2006

ÖZET

İşlemlerin bir kontrol ya da standart ile karşılaştırılması uygulamada sıkça karşılaşılan bir problemdir. Amaç işlemin kontrolden belirgin biçimde farklı olup olmadığının tesbit edilebilmesidir. Bu problemin çözümü için çoklu karşılaştırma yöntemleri kullanılır ve literatürde önerilen çoklu karşılaştırma yöntemleri mevcuttur. Bu çalışmada üç çoklu karşılaştırma yöntemi tanıtılmıştır. İlk yöntem Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemidir. Bu yöntem ile eşanlı güven sınırlarının oluşturulması ikinci bölümde açıklanmış ve uygulaması iki örnek üzerinde özetlenmiştir. Dunnet yönteminin birden fazla faktörün bulunduğu deneylerde kullanılabilmesi için genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi üçüncü bölümde tanıtılmıştır. Bu yöntemin teorik temeline yer verilmiş ve iki örnek üzerinde uygulaması yapılmıştır. İki faktörlü deneylerde kullanılan bir diğer yöntem çoklu karşılaştırmalar için Peng, Lee ve Liu yöntemidir. Bu yöntem dördüncü bölümde tanıtılmış ve uygulamasına yer verilmiştir. Tanıtılan bu üç yöntem Türk

(2005)' ün alışmasından alınan veri üzerine uygulanmış ve sonuçları yorumlanmıştır. Ayrıca üç yöntemin karşılaştırılması amacıyla 1200 tekrarlı bir simülasyon alışması yapılmıştır ve sonuçları açıklanmıştır.

Bilim Kodu	:212
Anahtar Kelimeler	:Çoklu karşılaştırma yöntemleri, Eşanlı güven sınırları, İki faktörlü deney düzenleri
Sayfa Adedi	:96
Tez Yöneticisi	:Prof. Dr. Hamza Gamgam

**COMPARISONS OF TREATMENTS WITH A CONTROL IN
TWO-FACTOR EXPERIMENT**

(M.Sc.Thesis)

Özge ÖZBEN

**GAZİ UNIVERSITY
INSTITUTE OF SCIENCE AND TECHNOLOGY**

September 2006

ABSTRACT

Comparisons of treatments with a control or standart is a common problem in applied research. Interest is to determine teratment is significantly better then the control. Multiple comparison test procedures are used to solve this problem and multiple comparison procedures have been proposed in the literature. Three multiple comprison procedure has been intruduced in this study. First procedure is Dunnet's multiple comparison procedure. In the second section simultaneous confidence bounds of this procedure has been introduced and the application has been described with two examples. Extensions of Dunnet multiple comparison procedure for using Dunnet's procedure in multi- factor experiments is introduced in section three and the principals of this procedure has been introduced and two examples has been solved to describe the procedure. Another procedure used in two- factor experiments is Peng, Lee and Liu procedure for multiple comparisons. The principals and the application

of this procedure has been introduced. Three procedures that has been described, was practiced on the data taken from the Türk (2005) study. A simulation study with 1200 repeats has been made for comparison of three procedures and the results are described.

Science Code	:212
Key Words	:Multiple comparison procedures, simultaneous confidence bounds, Two-factor experimental designs
Page Number	:96
Adviser	:Prof. Dr. Hamza Gamgam

TEŞEKKÜR

Çalışmalarım boyunca değerli yardım ve katkılarıyla beni yönlendiren kıymetli tecrübelerinden faydalandığım hocam Prof. Dr. Hamza GAMGAM'a sonsuz teşekkürü bir borç bilirim.

İÇİNDEKİLER

Sayfa

ÖZET.....	iv
ABSTRACT.....	vi
TEŞEKKÜR.....	vii
İÇİNDEKİLER.....	ix
ÇİZELGELERİN LİSTESİ.....	xi
SİMGELER VE KISALTMALAR.....	xiv
1. GİRİŞ.....	1
2. DUNNET ÇOKLU KARŞILAŞTIRMA YÖNTEMİ.....	6
2.1. Tanımlar ve Karşılaştırma Yöntemi.....	6
2.2. Çoklu Karar Yöntemi.....	17
2.3. Dunnet Çoklu Karşılaştırma Yönteminin Uygulamasına İlişkin Örnekler.....	20
2.3.1. Maddenin kırılma gücüne ilişkin uygulama.....	20
2.3.2. Kan sayım değerleri uygulaması.....	24
3. DUNNET ÇOKLU KARŞILAŞTIRMA YÖNTEMİNİN İKİ FAKTÖRLÜ DENEYLERDE KULLANIMI İÇİN GENİŞLETİLMİŞ DUNNET YÖNTEMİ.....	28
3.1. Dunnet Çoklu Karşılaştırma Yönteminin Genişletilmesi.....	29
3.2. Genişletilmiş Dunnet Çoklu Karşılaştırma Yöntemine İlişkin Örnekler.....	40
3.2.1. Hayvan patalojisi uygulaması.....	40
3.2.2. Yulaf verisi uygulaması.....	43

Sayfa

4. İKİ FAKTÖRLÜ DENEYLERDE ÇOKLU KARŞILAŞTIRMALAR İÇİN PENG, LEE VE LİU YÖNTEMİ.....	49
4.1. Tanımlar ve Çoklu Karşılaştırma Yönteminin Oluşturulması.....	52
4.2. Peng, Lee ve Liu Çoklu Karşılaştırma Yöntemine İlişkin Uygulama.....	62
5. SİMÜLASYON ÇALIŞMASI	68
6. ÇOKLU KARŞILAŞTIRMA YÖNTEMLERİNİN HAM PROTEİN VERİMİ İÇİN UYGULAMASI	72
7. SONUÇ.....	91
KAYNAKLAR.....	93
ÖZGEÇMİŞ.....	96

ÇİZELGELERİN LİSTESİ

Çizelge	Sayfa
Çizelge 2.1. $P = 0,95$ iken; p işlem ve kontrol arasındaki tek yönlü karşılaştırmalar için d' kritik değerleri.....	13
Çizelge 2.2. $P = 0,99$ iken; p işlem ve kontrol arasındaki tek yönlü karşılaştırmalar için d' kritik değerleri.....	14
Çizelge 2.3. $P = 0,95$ iken; p işlem ve kontrol arasındaki çift yönlü karşılaştırmalar için d'' kritik değerleri.....	15
Çizelge 2.4. $P = 0,99$ iken; p işlem ve kontrol arasındaki çift yönlü karşılaştırmalar için d'' kritik değerleri.....	15
Çizelge 2.5. Kırılma gücü ölçümleri.....	20
Çizelge 2.6. Kan sayım değerleri.....	25
Çizelge 3.1. $P = 0,95$, $P = 0,90$ ve $f < 20$ iken Çift yönlü karşılaştırmalar için $d_{2\alpha}$ kritik değerleri.....	30
Çizelge 3.2. $P = 0,95$, $P = 0,90$ ve $f < 20$ iken Tek yönlü karşılaştırma için $d_{1\alpha}$ kritik değerleri	31
Çizelge 3.3. $P = 0,95$, $P = 0,90$ ve $f \geq 20$ iken Çift yönlü karşılaştırma için $d_{2\alpha}$ kritik değerleri	32
Çizelge 3.4. $P = 0,95$, $P = 0,90$ ve $f \geq 20$ iken Tek yönlü karşılaştırma için $d_{1\alpha}$ kritik değerleri.....	35
Çizelge 3.5. Hayvan patolojisi verileri Dunnet testi uygulama sonuçları.....	40
Çizelge 3.6. Hayvan patolojisi verileri için karşılaştırmalı çift yönlü güven sınırları.....	43
Çizelge 3.7. Yulaf verisi blok ortalamaları.....	44
Çizelge 3.8. Yulaf verisi için karşılaştırmalı güven üst sınırları.....	46
Çizelge 4.1. $P = 0,99$, $P = 0,95$ ve $P = 0,90$ iken $I \times J$ sayıda deney için $G_{k,c}$ istatistiğinin üst yüzdilik değerleri ($n_0 = n_1 = \dots = n_k$).....	54

Çizelge	Sayfa
Çizelge 4.2. $P = 0,99$, $P = 0,95$ ve $P = 0,90$ iken $I \times J$ sayıda deney için $G_{k,c}$ istatistiğinin üst yüzdelik değerleri ($n_0 = 2n_1 = \dots = 2n_k$)	55
Çizelge 4.3. Dunnet yönteminin güven alt sınırlarının ortalama Genişliğinin Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi güven alt sınırlarının ortalama genişliğine oranı.....	60
Çizelge 4.4. Dunnet yöntemi ve Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemine göre negatif olmayan güven alt sınırlarının olasılıkları.....	62
Çizelge 4.5. Patateslerdeki kabuk problemlerine sülfür etkisine ilişkin veri...	63
Çizelge 4.6. Sülfür uygulamasına ilişkin işlem ortalamaları.....	64
Çizelge 4.7. Kabuk problemlerinde sulfur kullanımının etkisi için %95'lik eşanlı güven alt sınırları.....	66
Çizelge 5.1. Simülasyon çalışmasında kullanılan alt yığınların özellikleri.....	68
Çizelge 5.2. H_0 hipotezinin red edilmeme olasılıkları.....	69
Çizelge 5.3. Yanlış olduğu bilinen hipotezin red edilme oranları.....	70
Çizelge 5.4. Dunnet yöntemi ve Peng, Lee ve Liu yöntemi için yanlış olduğu bilinen hipotezin red edilme oranları.....	71
Çizelge 6.1. Türk (2005) çalışmasından alınan ham protein verimine ilişkin veri.....	73
Çizelge 6.2. Ham protein verimine ilişkin verinin Dunnet yöntemi için uyarlanması.....	74
Çizelge 6.3. Ham protein verimine ilişkin kontrol ve işlem ortalamaları.....	80
Çizelge 6.4. Ham protein verimine ilişkin kontrolden farkların mutlak değerleri	82
Çizelge 6.5. Ham protein verimine ilişkin Genişletilmiş Dunnet yöntemi ile elde edilen alt ve üst güven sınırları.....	83
Çizelge 6.6. Ham protein verimine ilişkin Genişletilmiş Dunnet yöntemi ile elde edilen çift yönlü güven sınırları.....	84

Çizelge	Sayfa
Çizelge 6.7. Ham protein verimine ilişkin alt gözlem ortalamaları	85
Çizelge 6.8. Ham protein verimine ilişkin kontrolden farklar.....	88
Çizelge 6.9. Ham protein verimine ilişkin Peng Lee ve Liu yöntemi ile elde edilen alt güven sınırları.....	89

SİMGELER VE KISALTMALAR

Bu çalışmada kullanılmış bazı simgeler ve kısaltmalar, açıklamaları ile birlikte aşağıda sunulmuştur.

Simgeler	Açıklama
f	Serbestlik derecesi
d'	Dunnet yöntemi tek yönlü karşılaştırma için kritik değeri
d''	Dunnet yöntemi çift yönlü karşılaştırma için kritik değeri
$d_{1\alpha}$	Genişletilmiş Dunnet yöntemi tek yönlü karşılaştırma için kritik değeri
$d_{2\alpha}$	Genişletilmiş Dunnet yöntemi çift yönlü karşılaştırma için kritik değeri
c_α	Peng, Lee ve Liu yöntemi kritik değeri

Kısaltmalar	Açıklama
LRT	Olabilirlik oran testi
D	Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi
PLL	Peng, Lee ve Liu Çoklu karşılaştırma yöntemi

1. GİRİŞ

Uygulamalı araştırmalarda işlemlerin bir kontrol ya da standart ile karşılaştırılması sıkça karşılaşılan bir problemdir. Amaç çoğunlukla bir işlemin kontrol ya da standarttan belirgin biçimde farklı olup olmadığının tespit edilebilmesidir. Daha çok ilaç, gübre ya da farklı tedavi yöntemlerinin verimliliğinin ölçülmesi amacıyla bu tarz deneyler düzenlenmektedir.

İşlemlerin bir kontrol ya da standart ile karşılaştırılmasında oldukça fazla yöntem olmakla birlikte, uygulamada sık kullanılan yöntemlerden biri Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemidir. İşlem gruplarının ortalaması μ_i ($i = 1, \dots, p$) ve kontrol ortalaması μ_0 olmak üzere p tane $\mu_i - \mu_0$ farkına dayanan Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi uygulama kolaylığı nedeniyle tercih edilmektedir. Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi özetle, belirli bir 1. tip hata olasılığı altında kontrolün işlemler ile karşılaştırılması temeline dayanır. Bu yöntem kontrol ya da standart ile karşılaştırılmaların eşanlı olarak birden fazla gruba uygulandığı duruma genişletilebilir.

Kontrol ile işlemlerin çoklu karşılaştırmaları problemi Scheffe (1953) tarafından çalışılmış olan çoklu karşılaştırmalar probleminin özel bir halidir. Scheffe yöntemi F istatistiğinin kullanımına dayanır. Bu yöntem örnek ortalamaları kümesinde istenilen sayıda karşılaştırma yapılabilmesine olanak sağlar. Ancak Scheffe yönteminin kullanılmasında güven sınırları gereğinden fazla geniş olmaktadır. Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ile p tane $\mu_{ij} - \mu_{i0}$ karşılaştırmasının güven sınırları Scheffe yöntemine göre daha dardır [Dunnet , 1955].

Benzer bir çalışma Roessler (1946) tarafından “bir kontrol içeren çoklu karşılaştırma yöntemi” olarak adlandırılmıştır. Ancak p tane $\mu_i - \mu_0$ farkının bağımsız olduğu varsayılmıştır ki; tüm karşılaştırmalar kontrol ortalamasını içerdiği için bu varsayım doğru değildir. Roessler (1946) çalışmasında

$\mu_i - \mu_0$ farkı için eşanlı güven sınırlarını elde etmede çok değişkenli Student-t dağılımından yararlanmıştır. Bu dağılım Benchoffer (1954)' in yığın ortalamalarının tabakalanması için çoklu seçim yönteminde de kullanılmıştır. Bazı deneysel kategorilerin bir kontrolle karşılaştırılmasında çoklu seçim yöntemi Paulson (1952) tarafından formüle edilmiştir. $P = 0,95$ iken p sayıda işlem ve kontrol arasındaki tek yönlü karşılaştırmalar için Dunnet çoklu karşılaştırma yönteminin kritik değerini veren Çizelge 2.1 ve $P = 0,99$ iken p sayıda işlem ve kontrol arasındaki tek yönlü karşılaştırmalar için Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi kritik değerini veren Çizelge 2.2 hem Benchoffer (1954)' in çalışmasına hem de Paulson (1952)' un çalışmasına uyarlanabilmektedir [Dunnet , 1955].

İki faktörlü deneylerde işlemler ile kontrol arasındaki farkın belirlenmesi için Bartholomew (1959) LRT (likelihood ratio test – olabilirlik oran testi) yöntemini geliştirmiştir. LRT yönteminin gücü kontrol ile işlemler arasındaki farkın belirlenmesinde genellikle yeterlidir, ancak hesaplaması Dunnet yöntemine göre daha zordur. LRT yöntemine ait kritik değerler ise Robertson, Wridht ve Dykastra (1988) çalışmasında bulunabilir. Albeson ve Tukey (1963) optimal tek yönlü karşılaştırma (optimal single – contrast) testini incelemişlerdir. Mukerjee, Robertson ve Wright (1987) bir grup çoklu karşılaştırma testini incelemişler ve bunların gücünü Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ve Albeson ve Tukey tek yönlü karşılaştırma testi ile karşılaştırmışlardır. Cheung ve Holland (1991) bir kontrol ve bazı işlemlerden oluşan her grup ile r sayıda grupların herbirinden eşanlı karşılaştırmalar yapmak için Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemini genişletmişlerdir. Marcus ve Talpas (1992) tüm basit ağaç düzeni (simple tree ordering) karşılaştırmaları için bir grup eşanlı tek yönlü güven sınırları (simultaneous one-sided confidence bounds) geliştirmişlerdir. Marcus ve Talpas (1992)' nin yöntemi kontrol ortalaması μ_0 ile μ_{ij}, μ_i, μ_j yada μ karşılaştırmalarında Dunnet çoklu karşılaştırma yönteminden daha basittir.

Tang ve Lin (1997) bu problem için yaklaşık bir olabilirlik oran testi (approximate likelihood ratio test) önermişlerdir [Peng, Lee ve Liu, 2000].

Bu çalışmada öncelikle Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi incelenmiştir. Bu yöntemle ilişkin tanımlar ve karşılaştırma yöntemi ayrıntıları ile yer verilmiş olup, yöntemle ait kritik değer çizelgeleri incelenmiştir. Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemine ait kritik değerler Çizelge 2.1 – Çizelge 2.4’ de verilmiştir. Dunnet çoklu karşılaştırma yönteminin hipotez testlerinde kullanımı ve Dunnet (1955) tarafından önerilen güven aralıklarına yer verilmiştir. Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemine ilişkin hem eşit örnek çapı durumu için hem de eşit olmayan örnek çapı durumlarını içeren iki örneğe yer verilmiştir. İlk örnek Villars (1951)’ in çalışmasından alınmış olup, bir kontrol ve üç farklı işleme maruz kalan maddenin kırılma gücü üzerine çalışma yapılmıştır. Villars (1951)’ in çalışmasında kontrol ve işlemlerdeki gözlem sayıları birbirine eşittir. İkinci örnek Dunnet (1955)’ in çalışmasından alınmıştır. Biri kontrol olmak üzere üç grup hayvan üzerine uygulanan kan sayım sonuçları üzerine çalışma yapılmıştır. Ancak tedavide oluşan kayıplardan dolayı bu örnekte gözlem sayıları eşit değildir.

Üçüncü bölümde genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi tanıtılmıştır. Dunnet Çoklu karşılaştırma yönteminin birden fazla gruba uygulaması için önerilmiş olan bu yöntemin özellikle iki faktörlü deneylerde kullanımı incelenmiştir. Dunnet çoklu karşılaştırma yönteminde açıklandığı biçimde, genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yönteminin tanımlarına, karşılaştırma yöntemine, hipotez testlerine ve güven aralıkları oluşturulmasına yer verilmiştir. Çizelge 3.1 – Çizelge 3.4 genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemine ait kritik değer çizelgeleridir. Bu çizelgeler r tane grup içindeki rp sayıda karşılaştırma için uygundur. Bu yöntem için de Dunnet çoklu karşılaştırma yönteminde olduğu gibi iki ayrı örnek ile uygulama yapılmıştır. Nichols, Maickel ve Yim (1985) çalışmasından alınmış olan ilk örnek ölüm ile anoreksia arasındaki ilişkiyi özetlemektedir. Stell ve Torie

(1980) alışmasından elde edilen ikinci rnekde ise  tanesi kimyasal iřlem grmř, drt grup tohum vardır. Her iki rnek iin de hem Dunnet oklu karřılařtırma yntemi hem de geniřletilmiř Dunnet oklu karřılařtırma ynteminin kullanımı gsterilmiřtir.

Peng, Lee ve Liu (2000) tarafından nerilen, oklu karřılařtırma yntemi drdnc blmde incelenmiřtir. Bu yntemin teorik yapısı ve testin oluřturulma biimine, kritik deėer izelgelerinin oluřturulmasına deėinilmiř ve kritik deėer izelgeleri verilmiřtir. izelge 4.1 ve izelge 4.2 Peng, Lee ve Liu yntemi kritik deėerlerini vermektedir. Test istatistiėi ve gven aralıklarının oluřturulması incelenmiřtir. Dunnet oklu karřılařtırma yntemi gven alt sınırlarının ortalama geniřliklerinin, Peng, Lee ve Liu (2000) tarafından nerilen, oklu karřılařtırma yntemi gven alt sınırlarının ortalama geniřliklerine oranı izelge 4.3' de verilmiřtir. Ayrıca hem Dunnet oklu karřılařtırma yntemine gre, hem de Peng, Lee ve Liu oklu karřılařtırma yntemi iin negatif olmayan gven alt sınırlarının olasılıkları izelgelenmiř ve izelge 4.4' de zetlenmiřtir. Cochran ve Cox (1957) alışmasından alınan rnek ile Peng Lee ve Liu oklu karřılařtırma ynteminin uygulanması zetlenmiřtir. Bu rnek zerinde hem Dunnet oklu karřılařtırma yntemi iin, Peng, Lee ve Liu yntemi iin hesaplamalar yapılmıř ve her iki yntem ile hesaplanan gven alt sınırları izelge 4.5' de verilmiřtir.

Dunnet yntemi, Geniřletilmiř dunnet yntemi ve Peng Lee ve Liu ynteminin karřılařtırılması amacıyla 1200 tekrarlı simlasyon alışması dzenlenmiřtir. Bu alışmaya ait sonular beřinci blmde zetlenmiřtir.  yntemin karřılařtırılması amacıyla iřlemlerle kontroln farkı iin yanlıř olduėu bilinen H_0 hipotezinin red edilme olasılıkları izelgelenmiřtir. Ayrıca Geniřletilmiři Dunnet Yntemi ve Peng, Lee ve Liu yntemi iin iki faktrl durum gz nne alınarak yine yanlıř olduėu bilinen H_0 hipotezinin red edilme olasılıkları izelgelenmiřtir

Son bölüm uygulamaya ayrılarak Türk (2005)' ün çalışmasından alınan gözlemlere Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi, genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ve çoklu karşılaştırma için Peng, Lee ve Liu yöntemi uygulanmıştır. Üç yöntemde Türk (2005)' ün çalışmasında ulaşılan sonuçları vermiştir.

2. DUNNET ÇOKLU KARŞILAŞTIRMA YÖNTEMİ

İşlemlerin bir kontrol ya da standart ile karşılaştırıldığı deneylerde kukla değişken biçiminde bir kontrol ya da bilinen bir standartın deneye katılması sıkça başvurulan bir yöntemdir. Kontrolle ilgili geçmiş deneylerin yeterli olmadığı durumlarda ise deneye üzerinde deneyle ilgili işlemin uygulanmadığı bloklar eklenir.

Kontrol ile “ p ” sayıda işlemin karşılaştırılacağı bir deney düzeni üzerinde çalıştığımızı varsayalım. $\bar{X}_0, \bar{X}_1, \dots, \bar{X}_p$ şeklinde sıralanan ortalamalar $p+1$ grubun ortalamaları olup bağımsız ve normal dağıldıkları kabul edilir. $\bar{X}_0$ kontrol ortalamasını, $\bar{X}_i$ ise işlemlerin ortalamalarını temsil etmektedir. “ s ” ise gözlemlerin $p+1$ kümesinin genel standart sapmasının bağımsız bir tahminidir. “Dunnet grup içi yöntemi” olarak da adlandırılan “Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi” p tane $\mu_i - \mu_0$ farklarının karşılaştırılması işlemi için güvenilir bir yöntem sunmaktadır.

2.1. Tanımlar ve Karşılaştırma Yöntemi

Bu alt bölümde p sayıda işlemin bir kontrol ile karşılaştırılması için Dunnet (1955) tarafından önerilen Çoklu karşılaştırma yöntemi tanıtılmıştır. Çizelge 2.1 – Çizelge 2.4 ile kritik değerlere ve sayısal örneğe yer verilmiştir. Ayrıca Dunnet (1955)’ de açıklandığı biçimde p tane $\mu_i - \mu_0$ farklarının karşılaştırılması için güven sınırlarının oluşturulması incelenmiştir.

n_0 kontrolün gözlem sayısını ve $n_1, n_2, \dots, n_p$, sırasıyla, $1, 2, \dots, p$ işlemleri için gözlem sayılarını gösteyin. İşlemlere ilişkin gözlemler

$$X_{ij} \quad (i = 1, \dots, p; \quad j = 1, 2, \dots, n_i)$$

ile ve i . işlem ortalaması

$$\bar{X}_i = \sum_{j=1}^{n_i} X_{ij} / n_i \quad (2.1)$$

ile gösterilir. Benzer biçimde kontrole ait gözlemler

$$X_{i0} \quad (i = 1, \dots, n_0)$$

ile gösterilir ve kontrol ortalaması da

$$\bar{X}_0 = \sum_{i=1}^{n_0} X_{i0} / n_0 \quad (2.2)$$

formülü ile hesaplanır.

X_{ij} ve X_{i0} gözlemleri bağımsız olup σ^2 ortak varyans ve μ_i ortalama ile normal dağılmaktadırlar. Ortak varyans σ^2 'nin tahmini s^2 olup f serbestlik derecesi ile

$$s^2 = \frac{\sum_{i=0}^p \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2}{f} \quad (2.3)$$

olarak tanımlanır ve serbestlik derecesi eşit örnek çapı durumu için

$$f = \left(\sum_{i=0}^p n_i \right) - (p + 1) \quad (2.4)$$

formülü ile hesaplanır [Dunnet,1955].

$\mu_i - \mu_0$, $(i=1,2,..., p)$, farkları için ayrı güven sınırları oluşturulmak istenmektedir.

Öncelikle kontrole karşı tek bir işlem olduğu $p=1$ durumunu göz önüne alalım. Bilindiği üzere $\mu_1 - \mu_0$ farkı için güven sınırları Student - t dağılımına göre oluşturulur.

$$\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_0}{s\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_0}}} \sim t \quad (2.5)$$

$\mu_1 - \mu_0$ farkı için alt sınır;

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_0) - d' s\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_0}} \quad (2.6)$$

ile bulunur [Dunnet,1955]. Burada d' kritik değeri $\Pr(t < d') = P$ olacak şekilde elde edilir. Benzer biçimde üst güven sınırı;

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_0) + d' s\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_0}} \quad (2.7)$$

ile oluşturulur [Dunnet,1955]. $\mu_1 - \mu_0$ farkı için çift yönlü sınırlar ise

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_0) \mp d'' s\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_0}} \quad (2.8)$$

ile bulunur [Dunnet,1955]. Bu eşitlikte d'' kritik değeri $\Pr(|t| < d'') = P$ olacak şekilde elde edilir. d' ve d'' kritik değerleri Student - t çizelgelerinden bulunur.

Şimdi, p tane işlem ve bir kontrolün bulunduğu genel durumda güven sınırlarının elde edilmesini ele alalım.

$$\frac{\bar{X}_i - \bar{X}_0}{s\sqrt{1/n_i + 1/n_0}} \sim t_i \quad (2.9)$$

Student – t dağılımı bilgisi ışığında, P birleştirilmiş güven düzeyi olmak üzere, p işlemin etkisini ifade eden $\mu_i - \mu_0$ farkları için alt güven sınırları;

$$(\bar{X}_i - \bar{X}_0) - d'_i s \sqrt{1/n_i + 1/n_0} \quad , (i = 1, 2, \dots, p) \quad (2.10)$$

ve üst güven sınırları,

$$(\bar{X}_i - \bar{X}_0) + d'_i s \sqrt{1/n_i + 1/n_0} \quad , (i = 1, 2, \dots, p) \quad (2.11)$$

ile elde edilir [Dunnet, 1955]. Burada p tane d'_i kritik değeri

$$\Pr(t_1 < d'_1, t_2 < d'_2, \dots, t_p < d'_p) = P \quad (2.12)$$

eşitliğini sağlayacak şekilde seçilmelidir. Çift yönlü güven sınırları ise

$$(\bar{X}_i - \bar{X}_0) \mp d''_i s \sqrt{1/n_i + 1/n_0} \quad , (i = 1, 2, \dots, p) \quad (2.13)$$

ile bulunur [Dunnet 1955]. Benzer biçimde p tane d''_i kritik değeri

$$\Pr(|t_1| < d''_1, |t_2| < d''_2, \dots, |t_p| < d''_p) = P \quad (2.14)$$

eşitliğini sağlamalıdır. Ancak d'_i ve d''_i kritik değerlerinin elde edilebilmesi için t_i istatistiklerinin ortak dağılımına ihtiyaç vardır.

Z_i değişkeni 0 ortalama ve σ^2 varyans ile çok değişkenli normal dağılıma sahip olsun. Buna göre Z_i ile Z_j değişkenlerinin korelasyonu

$$\rho_{ij} = \frac{1}{\sqrt{\left(\frac{n_0}{n_i} + 1\right)\left(\frac{n_0}{n_j} + 1\right)}} \quad (2.15)$$

olur [Dunnet 1955].

Eş. 2.9' daki t_i istatistiklerinin ortak dağılımı Dunnet ve Sobel (1954) tarafından belirtilen çok değişkenli Student – t dağılımıdır.

Eş. 2.12 ve Eş. 2.14' ün çözümü için çok değişkenli Student - t dağılımının çizelgeleştirilmesine ihtiyaç duyulur. Bu problem çok değişkenli Normal dağılımın çizelgelenmesi problemine de indirgenebilir.

Eş. 2.12 denklemi

$$P = \Pr(Z_1 < d'_1s, Z_2 < d'_2s, \dots, Z_p < d'_ps) \quad (2.16)$$

$$P = \int_{-\infty}^{+\infty} f(d'_1s, d'_2s, \dots, d'_ps) p(s) ds \quad (2.17)$$

şeklinde tekrar yazılabilir. $f(d'_1s, d'_2s, \dots, d'_ps)$ fonksiyonu Z_i değişkenlerinin çok değişkenli normal birikimli dağılım fonksiyonu olup çizelgelenebilmesi Eş. 2.12' nin çözümünü de sağlar [Dunnet, 1955].

Benzer biçimde Eş. 2.14

$$P = \Pr(|Z_1| < d_1''s, |Z_2| < d_2''s, \dots, |Z_p| < d_p''s) \quad (2.18)$$

$$P = \int_{-\infty}^{+\infty} G(d_1''s, d_2''s, \dots, d_p''s) p(s) ds \quad (2.19)$$

şeklinde düzenlenebilir.

$G(d_1'', d_2'', \dots, d_p'')$ fonksiyonu $|Z_i|$ değişkenlerinin birikimli dağılım fonksiyonudur ve G çizelgeleştirilerek Eş. 2.19 denklemi üzerinden Eş. 2.14 denklemi p 'nin fonksiyonu olarak ifade edilebilir [Dunnet, 1955].

F ve G fonksiyonları $p = 2$ için Pearson'ın iki değişkenli normal dağılım çizelgelerinden bulunabileceği gibi Dunnet ve Sobel (1954) 'ın sonuçlarından da elde edilebilir. Ayrıca F fonksiyonunun $p \leq 9$ ve $\rho_{ij} = 1/2$ durumları için National Bureau of Standarts (1953) tarafından hazırlanmış çizelgeleri mevcuttur.

Dunnet ve Sobel (1955) 'in verdiği sonuçlar ışığında

$$\Pr(t_1 < d_1', t_2 < d_2', \dots, t_p < d_p') \geq \prod_{i=1}^p \Pr(t < d_i') \quad (2.20)$$

ve

$$\Pr(|t_1| < d_1'', |t_2| < d_2'', \dots, |t_p| < d_p'') \geq \prod_{i=1}^p \Pr(|t| < d_i'') \quad (2.21)$$

şeklinde yazılabilir. d_i' ve d_i'' sabitleri için üst sınırlar istenilen P değeri Eş. 2.20 ve Eş. 2.21' in sağ tarafları eşitlenerek elde edilebilir. Bu işlem sadece Student - t dağılımı olasılık integrali ile gerçekleştirilebilir ve bu çizelgeler Hartley ve Pearsen (1950) tarafından hesaplanmıştır [Dunnet, 1955].

Eş. 2.12 ve Eş. 2.14 eşitlikleri için Eş. 2.20 ve Eş. 2.21 eşitliklerinin vereceği

çözümlerden daha yakın alt sınırlar $\rho_{ij} = 0$ iken elde edilebilir. Pillai ve Ramachandran (1954) $d'_1 = d'_2 = \dots = d'_p$ ve $d''_1 = d''_2 = \dots = d''_p$ alarak $P = 0,95$ ve $\rho_{ij} = 0$ için çözümler elde etmişlerdir.

Dunnet ve Sobel (1955) tarafından gösterildiği üzere iki değişkenli Student - t dağılımına dayanan alt sınırlar elde edilebilir.

$$d'_1 = d'_2 = \dots = d'_p = d' \text{ ve } d''_1 = d''_2 = \dots = d''_p = d''$$

alınarak

$$\Pr(t_1 < d', t_2 < d', \dots, t_p < d' / \rho_{ij} = \rho) \geq \left[\Pr(t_1 < d', t_2 < d' / \rho_{ij} = \rho) \right]^{\rho/2} \quad (2.22)$$

$$\Pr(|t_1| < d'', |t_2| < d'', \dots, |t_p| < d'' / \rho_{ij} = \rho) \geq \left[\Pr(|t_1| < d'', |t_2| < d'' / \rho_{ij} = \rho) \right]^{\rho/2} \quad (2.23)$$

yazılabilir. Kareli parantez içindeki olasılıklar Student - t dağılımının olasılık integrallerinden elde edilebilir. ρ korelasyonlu iki değişkenli Student - t dağılımının olasılık integrali Dunnet ve Sobel (1954) tarafından çalışılmıştır.

Eş. 2.22 ve Eş. 2.23' den elde edilen sınırlar Eş. 2.20 ve Eş. 2.21 denklemlerinde elde edilen sınırlardan ve Pillai ve Ramachandran (1954) çizelgelerinden daha keskin olmaktadır [Dunnet, 1955].

Dunnet (1955) tarafından oluşturulan, p 'nin 1'den 9'a kadar olan değerleri için, tek yönlü kritik değerler $P = 0,95$ için Çizelge 2.1' de, $P = 0,99$ için Çizelge 2.2' de ve çift yönlü karşılaştırmalara ait kritik değerler $P = 0,95$ için Çizelge 2.3' de, $P = 0,99$ için Çizelge 2.4' de verilmiştir. Tüm kümelerdeki gözlem sayıları birbirine eşit olduğunun varsayıldığı durumda çizelgeler p tane $\mu_i - \mu_0$ farkının tek yönlü üst (ya da alt) güven sınırlarının

oluşturulmasını ve benzer biçimde p tane $\mu_i - \mu_0$ farkının çift yönlü güven sınırlarının oluşturulabilmesini sağlar. Çizelgeler gözlem sayıları birbirine eşit değilken de kullanılabileceği gibi kontrol ile p tane işlemin güven sınırlarının oluşturulması amacıyla da kullanılabilirler. Çizelge 2.1 ve Çizelge 2.2 sırasıyla; $P = 0,95$ ve $P = 0,99$ iken $p \leq 9$ ve $\rho_{ij} = \frac{1}{2}$ için Eş. 2.12' in $d' = d'_1 = d'_2 = \dots = d'_p$ çözümlerini vermektedir. Çizelge 2.1 ve Çizelge 2.2, F fonksiyonunun National Bureau of Standards (1955) tarafından yayınlanmış çizelgelerinin sayısal integrasyonu ile elde edilmiş olup çizelgelerin oluşturulması ile ilgili bilgiye Dunnett (1955) 'den ulaşılabilir.

Çizelge 2.1. $P = 0,95$ iken; p işlem ve kontrol arasındaki tek yönlü karşılaştırmalar için d' kritik değerleri.

Serbestlik Derecesi (f)	p ; İşlem ortalamalarının sayısı (kontrol hariç)								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
5	2,02	2,44	2,68	2,85	2,98	3,08	3,16	3,24	3,30
6	1,94	2,34	2,56	2,71	2,83	2,92	3,00	3,07	3,12
7	1,89	2,27	2,48	2,62	2,73	2,82	2,89	2,95	3,01
8	1,86	2,22	2,42	2,55	2,66	2,74	2,81	2,87	2,92
9	1,83	2,18	2,37	2,50	2,60	2,68	2,75	2,81	2,86
10	1,81	2,15	2,34	2,47	2,56	2,64	2,70	2,76	2,81
11	1,80	2,13	2,31	2,44	2,53	2,60	2,67	2,72	2,77
12	1,78	2,11	2,29	2,41	2,50	2,58	2,64	2,69	2,74
13	1,77	2,09	2,27	2,39	2,48	2,55	2,61	2,66	2,71
14	1,76	2,08	2,25	2,37	2,46	2,53	2,59	2,64	2,69
15	1,75	2,07	2,24	2,36	2,44	2,51	2,57	2,62	2,67
16	1,75	2,06	2,23	2,34	2,43	2,50	2,56	2,61	2,65
17	1,74	2,05	2,22	2,33	2,42	2,49	2,54	2,59	2,64
18	1,73	2,04	2,21	2,32	2,41	2,48	2,53	2,58	2,62
19	1,73	2,03	2,20	2,31	2,40	2,47	2,52	2,57	2,61
20	1,72	2,03	2,19	2,30	2,39	2,46	2,51	2,56	2,60
24	1,71	2,01	2,17	2,28	2,36	2,43	2,48	2,53	2,57
30	1,70	1,99	2,15	2,25	2,33	2,40	2,45	2,50	2,54
40	1,68	1,97	2,13	2,23	2,31	2,37	2,42	2,47	2,51
60	1,67	1,95	2,10	2,21	2,28	2,35	2,39	2,44	2,48
120	1,66	1,93	2,08	2,18	2,26	2,32	2,37	2,41	2,45
∞	1,64	1,92	2,06	2,16	2,23	2,29	2,34	2,38	2,42

Çizelge 2.2. $P = 0,99$ iken; p işlem ve kontrol arasındaki tek yönlü karşılaştırmalar için d' kritik değerleri.

p ; İşlem ortalamalarının sayısı (kontrol hariç)									
Serbestlik Derecesi (f)	1	2	3	4	5	6	7	8	9
5	3,37	3,90	4,21	4,43	4,60	4,73	4,85	4,94	5,03
6	3,14	3,61	3,88	4,07	4,21	4,33	4,43	4,51	4,59
7	3,00	3,42	3,66	3,83	3,96	4,07	4,15	4,23	4,30
8	2,90	3,29	3,51	3,67	3,79	3,88	3,96	4,03	4,09
9	2,82	3,19	3,40	3,55	3,66	3,75	3,82	3,89	3,94
10	2,76	3,11	3,31	3,45	3,56	3,64	3,71	3,78	3,83
11	2,72	3,06	3,25	3,38	3,48	3,56	3,63	3,69	3,74
12	2,68	3,01	3,19	3,32	3,42	3,50	3,56	3,62	3,67
13	2,65	2,97	3,15	3,27	3,37	3,44	3,51	3,56	3,61
14	2,62	2,94	3,11	3,23	3,32	3,40	3,46	3,51	3,56
15	2,60	2,91	3,08	3,20	3,29	3,36	3,42	3,47	3,52
16	2,58	2,88	3,05	3,17	3,26	3,33	3,39	3,44	3,48
17	2,57	2,86	3,03	3,14	3,23	3,30	3,36	3,41	3,45
18	2,55	2,84	3,01	3,12	3,21	3,27	3,33	3,38	3,42
19	2,54	2,83	2,99	3,10	3,18	3,25	3,31	3,36	3,40
20	2,53	2,81	2,97	3,08	3,17	3,23	3,29	3,34	3,38
24	2,49	2,77	2,92	3,03	3,11	3,17	3,22	3,27	3,31
30	2,46	2,72	2,87	2,97	3,05	3,11	3,16	3,21	3,24
40	2,42	2,68	2,82	2,92	2,99	3,05	3,10	3,14	3,18
60	2,39	2,64	2,78	2,87	2,94	3,00	3,04	3,08	3,12
120	2,36	2,60	2,73	2,82	2,89	2,94	2,99	3,08	3,06
∞	2,33	2,56	2,68	2,77	2,84	2,89	2,93	2,97	3,00

Çizelge 2.3 ve Çizelge 2.4; $P = 0,95$ ve $P = 0,99$ iken ve $p \leq 9$ ve $\rho_{ij} = \frac{1}{2}$ için Eş. 2.23' ün sağ tarafına $d'' = d_1'' = d_2'' = \dots = d_p''$ çözümlerini vermektedirler

Çizelge 2.3. $P = 0,95$ iken; p işlem ve kontrol arasındaki çift yönlü karşılaştırmalar için d'' kritik değerleri

p ; İşlem ortalamalarının sayısı (kontrol hariç)									
Serbestlik Derecesi (f)	1	2	3	4	5	6	7	8	9
5	2,57	3,03	3,39	3,66	3,88	4,06	4,22	4,36	4,49
6	2,45	2,86	3,18	3,41	3,60	3,75	3,88	4,00	4,11
7	2,36	2,75	3,04	3,24	3,41	3,54	3,66	3,76	3,86
8	2,31	2,67	2,94	3,13	3,28	3,40	3,51	3,60	3,68
9	2,26	2,61	2,86	3,04	3,18	3,29	3,39	3,48	3,55
10	2,23	2,57	2,81	2,97	3,11	3,21	3,31	3,39	3,46
11	2,20	2,53	2,76	2,92	3,05	3,15	3,24	3,31	3,38
12	2,18	2,50	2,72	2,88	3,00	3,10	3,18	3,25	3,32
13	2,16	2,48	2,69	2,84	2,96	3,06	3,14	3,21	3,27
14	2,14	2,46	2,67	2,81	2,93	3,02	3,10	3,17	3,23
15	2,13	2,44	2,64	2,79	2,90	2,99	3,07	3,13	3,19
16	2,12	2,42	2,63	2,77	2,88	2,96	3,04	3,10	3,16
17	2,11	2,41	2,61	2,75	2,85	2,94	3,01	3,08	3,13
18	2,10	2,40	2,59	2,73	2,84	2,92	2,99	3,05	3,11
19	2,09	2,39	2,58	2,72	2,82	2,90	2,97	3,04	3,09
20	2,09	2,38	2,57	2,70	2,81	2,89	2,96	3,02	3,07
24	2,06	2,35	2,53	2,66	2,76	2,84	2,91	2,96	3,01
30	2,04	2,32	2,50	2,62	2,72	2,79	2,86	2,91	2,96
40	2,02	2,29	2,47	2,58	2,67	2,75	2,81	2,86	2,90
60	2,00	2,27	2,43	2,55	2,63	2,70	2,76	2,81	2,85
120	1,98	2,24	2,40	2,51	2,59	2,66	2,71	2,76	2,80
∞	1,96	2,21	2,37	2,47	2,55	2,62	2,67	2,71	2,75

Çizelge 2.4. $P = 0,99$ iken; p işlem ve kontrol arasındaki çift yönlü karşılaştırmalar için d'' kritik değerleri

p ; İşlem ortalamalarının sayısı (kontrol hariç)									
Serbestlik Derecesi (f)	1	2	3	4	5	6	7	8	9
5	4,03	4,63	5,09	5,44	5,73	5,97	6,18	6,36	6,53
6	3,71	4,22	4,60	4,88	5,11	5,30	5,47	5,61	5,74
7	3,50	3,95	4,28	4,52	4,71	4,87	5,01	5,13	5,24
8	3,36	3,77	4,06	4,27	4,44	4,58	4,70	4,81	4,90
9	3,25	3,63	3,90	4,09	4,24	4,37	4,48	4,57	4,65
10	3,17	3,53	3,78	3,95	4,10	4,21	4,31	4,40	4,47
11	3,11	3,45	3,68	3,85	3,98	4,09	4,18	4,26	4,33
12	3,05	3,39	3,61	3,76	3,89	3,99	4,08	4,15	4,22
13	3,01	3,33	3,54	3,69	3,81	3,91	3,99	4,06	4,13

Çizelge 2.4. (Devam) $P = 0,99$ iken; p işlem ve kontrol arasındaki çift yönlü karşılaştırmalar için d'' kritik değerleri

Serbestlik Derecesi (f)	p ; İşlem ortalamalarının sayısı (kontrol hariç)								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
13	3,01	3,33	3,54	3,69	3,81	3,91	3,99	4,06	4,13
14	2,98	3,29	3,49	3,64	3,75	3,84	3,92	3,99	4,05
15	2,95	3,25	3,45	3,59	3,70	3,79	3,86	3,93	3,99
16	2,92	3,22	3,41	3,55	3,65	3,74	3,82	3,88	3,93
17	2,90	3,19	3,38	3,51	3,62	3,70	3,77	3,83	3,89
18	2,88	3,17	3,35	3,48	3,58	3,67	3,74	3,80	3,85
19	2,86	3,15	3,33	3,46	3,55	3,64	3,70	3,76	3,81
20	2,85	3,13	3,31	3,43	3,53	3,61	3,67	3,73	3,78
24	2,80	3,07	3,24	3,36	3,45	3,52	3,58	3,64	3,69
30	2,75	3,01	3,17	3,28	3,37	3,44	3,50	3,55	3,59
40	2,70	2,95	3,10	3,21	3,29	3,36	3,41	3,46	3,50
60	2,66	2,90	3,04	3,14	3,22	3,28	3,33	3,38	3,42
120	2,62	2,84	2,98	3,08	3,15	3,21	3,25	3,30	3,33
∞	2,58	2,79	2,92	3,01	3,08	3,14	3,18	3,22	3,25

Çizelge 2.1 ve Çizelge 2.2 Benchofer (1954) tarafından belirtilen “Yığın ortalamalarının tabalakalanması için çoklu seçim yöntemi” ne uyarlanabilir. Yine Çizelge 2.1 ve Çizelge 2.2 Paulson (1952) tarafından formüle edilen “Bazı deneysel kategorilerin bir kontrolle karşılaştırılmasında çoklu seçim yöntemi” için de kullanılabilir.

Her ne kadar oluşturulan çizelgeler eşit gözlem sayısı için oluşturulmuş olsa da, pratikte bu koşulu sağlamak pek mümkün değildir. Bu problemin çözümü için pratikte izlenen yöntem ise mevcut gözlemlerin kontrol ve işlemler arasında bölünmesi şeklindedir [Dunnet,1955].

Gözlemlerin kontrol ve işlemler arasında paylaştırılması için en sık kullanılan paylaştırma şekli, gözlemlerin kontrol için n_0 gözlem ve işlemlerin $n_1 = n_2 = \dots = n_p$ $n_1 \neq n_0$ olacak şekilde düzenlenmesidir. Gözlemlerin paylaştırılması Dunnet (1955) tarafından incelenmiştir. Dunnet (1955)

çalışmasında serbestlik derecesinin küçük olduğu durumlar dışında $\frac{n_0}{n_1}$ oranının $\sqrt{p}$ değerinden küçük olduğu durumlarda optimum paylaşımın sağlandığı açıklanmıştır. Yine Dunnet (1955) çalışmasında $n = \infty$ serbestlik derecesi için $\frac{n_0}{n_1} = 1$ iken $P = 0,99$ seçilir ise optimum paylaşımın $\sqrt{p}$ değerine daha da yaklaştığı görülmektedir. Sonuç olarak birleştirilmiş güven katsayısı $P = 0,95$ ve daha büyük ise deney $\frac{n_0}{n_1} = \sqrt{p}$ olacak şekilde düzenlenmelidir [Dunnet,1955].

2.2. Çoklu Karar Yöntemi

Önceki alt bölümde Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi, bu yöntem için çizelgelerin oluşturulması ve gözlemlerin kontrol ile işlemlere paylaştırılması açıklanmıştı. Bu alt bölümde ise Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemine ait çoklu karar yöntemi tanıtılacaktır.

Dunnet (1955) yöntemi Paulson (1952)' in seçim yönteminin genişletilmiş şeklidir. $p+1$ tane etkiden en iyisinin seçilmesine dair bir karar yöntemi Paulson (1952) tarafından verilmiştir. Paulson karar yöntemi aşağıdaki şekilde özetlenebilir.

Bu yöntemde hipotezler

H_0 : kontrol en iyidir

ve

H_1 : i. kategori en iyi faktör düzeyidir.

şeklinde ifade edilir.

$$\bar{X}^* = maks(\bar{X}_1, \bar{X}_2, ..., \bar{X}_p) \quad (2.24)$$

olarak tanımlansın. Buna göre $n_0 = n_1 = \dots = n_i = n$ olduğu durumda

$$(\bar{X}^* - \bar{X}_0) \geq \lambda_n s \sqrt{2/n} \quad (2.25)$$

eşitsizliğini sağlayan $\bar{X}^*$ 'a uygun H_1 hipotezi en iyi olarak seçilir.

$$(\bar{X}^* - \bar{X}_0) < \lambda_n s \sqrt{2/n} \quad (2.26)$$

eşitsizliği sağlanırsa kontrol en iyi olarak seçilir. Buradaki λ_n değeri p tane işlemin tümü kontrole eşit iken H_0 hipotezinin seçilmesi olasılığının önceden belirlenen P 'ye eşit olacak şekilde seçilir ve $d' = \lambda_n$ durumu Eş. 2.12 için bir çözümdür. Sonuç olarak Çizelge 2.1 $P = 0,95$ ve Çizelge 2.2 $P = 0,99$ için λ_n kritik değerini vermektedir.

Bazı durumlarda hangisinin en iyi seçim olacağı konusunda aşağıdaki seçenekler arasından seçim yapılması daha iyi sonuç verecektir. Bu seçim Paulson karar yöntemine göre daha ayrıntılı sonuçlara ulaşmamızı ve farklılıkların kesin olarak belirlenmesini sağlayacaktır.

Bu seçim için hipotezler kümesi

H_0 : kontrol en iyidir

H_i : sadece i . işlem kontrolden daha iyidir ($i = 1, 2, \dots, p$)

H_{ij} : sadece i ve j sıralamayı önemsemeden kontrolden daha iyi iki işlemdir ($i, j = 1, 2, \dots, p; i \neq j$)

•
•
•

$H_{1,2,\dots,p}$: p işlemin tümü sıralamayı önemsemeden kontrolden daha iyidir

şeklinde tanımlanabilir.

Yukarıda 2^p sayıda kararın birinin seçilmesi için Dunnet (1955) tarafından önerilen karar kuralı ise

Tüm i 'ler için $\bar{X}_i - \bar{X}_0 < ds\sqrt{2/n}$ ise H_0 hipotezini seçiniz

Tüm $j \neq i$ için $\bar{X}_i - \bar{X}_0 \geq ds\sqrt{2/n}$ ve $\bar{X}_j - \bar{X}_0 < ds\sqrt{2/n}$ ise H_i hipotezini seçiniz

Tüm $k \neq i$ yada j için $\bar{X}_i - \bar{X}_0 \geq ds\sqrt{2/n}$, $\bar{X}_j - \bar{X}_0 \geq ds\sqrt{2/n}$ ve $\bar{X}_k - \bar{X}_0 < ds\sqrt{2/n}$ ise H_{ij} hipotezini seçiniz

•
•
•

Tüm i 'ler için $\bar{X}_i - \bar{X}_0 \geq ds\sqrt{2/n}$ ise $H_{1,2,\dots,p}$ hipotezini seçiniz.

olacak şekilde adımların tanımlanmasıdır [Dunnet,1955].

d kritik değeri Eş 2.12 eşitliğini sağlayacak şekilde seçilerek, tüm işlemler kontrole eşitken H_0 hipotezinin seçilmesi olasılığının önceden belirlenen P değerine eşit olacağı garanti edilmektedir. Çizelge 2.1 $P = 0,95$ için ve Çizelge 2.2 $P = 0,99$ için d kritik değerini vermektedir.

İşlemlerin tamamı kontrole eşit değilken, bazı kararların seçilmesi olasılığının belirli bir değer olarak elde edilmesini sağlayacak örnek çapı belirlenebilir. Bu işlemin ayrıntısı Dunnet (1955) çalışmasından elde edilebilir.

2.3. Dunnet Çoklu Karşılaştırma Yönteminin Uygulamasına İlişkin Örnekler

Bu bölümde Dunnet çoklu karşılaştırma yönteminin iki ayrı örneğe uygulaması yapılmıştır. İlk örnek Dunnet yönteminin eşit örnek çapı durumu için uygulanışını ikinci örnek ise eşit olmayan örnek çapı durumu için uygulanışını içermektedir.

2.3.1. Maddenin kırılma gücüne ilişkin uygulama

Bu örnek Villars'ın (1951) çalışmasından alınmıştır. Bir standartla üç farklı kimyasal işlemin karşılaştırıldığı deneyde, işleme maruz kalan maddenin kırılma gücü ölçümleri aşağıdaki gibidir.

Çizelge 2.5. Kırılma gücü ölçümleri

Kontrol	İşlemler		
	1. Kimyasal işlem	2. Kimyasal işlem	3. Kimyasal işlem
55	55	55	50
47	64	49	44
48	64	52	41

İşlem sayısının $p = 3$ olduğu görülmektedir. Hem kontrol hemde işlemler için gözlem sayısı $n_0 = n_1 = n_2 = n_3 = 3$ 'dür.

İşlem ortalamaları

$$\bar{X}_i = \sum_{j=1}^{n_i} X_{ij} / n_i$$

formülü ile $\bar{X}_1 = 61$, $\bar{X}_2 = 52$ ve $\bar{X}_3 = 45$ olarak elde edilir. Kontrol ortalaması

ise $\bar{X}_0 = 45$ olarak bulunur. Serbestlik derecesi

$$f = (p + 1)(n - 1) = (3 + 1)(3 - 1) = 8$$

olarak hesaplanmıştır.

Ortak varyans tahmini;

$$s^2 = \frac{\sum_{i=0}^p \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2}{f}$$

formülü ile $s^2 = 19$ ve standart sapma da $s = \sqrt{19} = 4,36$ olarak elde edilir.

Ortalamlar arasındaki farkın tahmin edilen standart hatası ise

$$s \sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_0}}$$

ile bulunur. Bu örnekteki gibi kontrol ve işlemlerin eşit örnek çapına sahip olduğu durumlarda ($n_0 = n_1 = \dots = n_i = n$)

$$s \sqrt{\frac{2}{n}}$$

şeklinde kısaltılarak kullanılır. Buna göre ortalamalar arasındaki farkın tahmin edilen standart hatası

$$s \sqrt{\frac{2}{n}} = 4,36 \sqrt{\frac{2}{3}} = 3,56$$

olarak hesaplanır.

Güven sınırlarının oluşturulmasında ortalamalar arasındaki farka eklenmesi

ya da çıkarılması gereken değer “Tolerans” olarak adlandırılmaktadır. Tolerans değeri

$$A = d's \sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_0}} \quad (2.27)$$

ile bulunur. Bu değer ortalamalar arasındaki farkın standart hatasının hesaplanması formülünün kısaltılarak kullanılmasına benzer şekilde işlemlerin eşit örnek çapına sahip olduğu durumlarda ($n_0 = n_1 = \dots = n_i = n$)

$$A = d's \sqrt{\frac{2}{n}}$$

biçiminde kısaltılarak kullanılabilir.

Tek yönlü sınırlar için d' kritik değeri Çizelge 2.1 yada Çizelge 2.2 'den, çift yönlü sınırlar için d'' kritik değeri Çizelge 2.3 yada Çizelge 2.4 'den bulunur. Çizelgelerden kritik değerleri bulmak için p işlem sayısı ve f serbestlik derecesinden yararlanılmaktadır.

$P = 0,95$ için, tek yönlü sınırlar d' kritik değeri Çizelge 2.1 'den çift yönlü sınırlar için d'' kritik değeri ise Çizelge 2.3 'den alınır. İşlem sayısı $p = 3$ ve serbestlik derecesi $f = 8$ iken tek yönlü sınırlar için kritik değer $d' = 2,42$ olarak elde edilir. Çift Yönlü sınırlar için ise kritik değer $d'' = 2,94$ olarak bulunur.

Tek yönlü sınırlar için tolerans değeri

$$A = d's \sqrt{\frac{2}{n}} = (2,42)(3,56) = 9$$

olarak hesaplanır. Buradan hareketle, Villars (1951) çalışmasından alınan

verilere göre, alt sınırlar için aşağıdaki sonuçlar çıkarılabilir:

$$i. \quad ((\bar{X}_1 - \bar{X}_0) - d's\sqrt{2/n}) = (61 - 50) - 9 = 2$$

olup, 1. kimyasal işlem maddenin kırılma gücünü kontrole göre en az 2 birim artırır,

$$ii. \quad ((\bar{X}_2 - \bar{X}_0) - d's\sqrt{2/n}) = (52 - 50) - 9 = -7$$

olup, 2. kimyasal işlem maddenin kırılma gücünü kontrole göre en fazla 7 birim azaltır,

$$iii. \quad ((\bar{X}_3 - \bar{X}_0) - d's\sqrt{2/n}) = (45 - 50) - 9 = -14$$

olup, 3. kimyasal işlem maddenin kırılma gücünü kontrole göre en fazla 14 birim azaltır.

Üst sınırlar da benzer biçimde elde edilerek aşağıdaki sonuçlar çıkartılabilir.

$$iv. \quad ((\bar{X}_1 - \bar{X}_0) + d's\sqrt{2/n}) = (61 - 50) + 9 = 20$$

olup, 1. kimyasal işlem maddenin kırılma gücünü kontrole göre en fazla 20 birim artırır,

$$v. \quad ((\bar{X}_2 - \bar{X}_0) + d's\sqrt{2/n}) = (52 - 50) + 9 = 11$$

olup, 2. kimyasal işlem maddenin kırılma gücünü kontrole göre en fazla 11 birim artırır,

$$vi. \quad ((\bar{X}_3 - \bar{X}_0) + d's\sqrt{2/n}) = (45 - 50) + 9 = 4$$

olup, 3. kimyasal işlem maddenin kırılma gücünü kontrole en fazla 4 birim artırır,

Çift yönlü sınırlar için tolerans değeri

$$A = d''s\sqrt{\frac{2}{n}} = (2,94)(3,56) = 11$$

olarak hesaplanır ve buradan da aşağıdaki sonuçlar çıkarılabilir:

$$\text{vii. } ((\bar{X}_1 - \bar{X}_0) \mp d''s\sqrt{\frac{2}{n}}) = (61 - 50) \mp 11 = 0;22$$

olup, 1. kimyasal işlemin kullanıldığı durumda maddenin kırılma gücü 0 ile 22 birim arasında,

$$\text{viii. } ((\bar{X}_2 - \bar{X}_0) \mp d''s\sqrt{\frac{2}{n}}) = (52 - 50) \mp 11 = -9;13$$

olup, 2. kimyasal işlemin kullanıldığı durumda maddenin kırılma gücü -9 ile 13 birim arasında,

$$\text{ix. } ((\bar{X}_3 - \bar{X}_0) \mp d''s\sqrt{\frac{2}{n}}) = (45 - 50) \mp 11 = -16;6$$

olup, 3. kimyasal işlemin kullanıldığı durumda maddenin kırılma gücü -16 ile 16 birim arasında

kontrolden farklılaşır.

2.3.2. Kan sayım değerleri uygulaması

Dunnet (1955) çalışmasından alınan veride üç grup hayvan üzerinde uygulanan kan sayım sonuçları yer almaktadır. İki gruba tedavi uygulanmış bir grup ise kontrol amacıyla tedavi görmemiştir.

Çizelge 2.6. Kan sayım değerleri

Kontrol	1.Grup Tedavi	2.Grup Tedavi
7,4	9,76	12,8
8,5	8,8	9,68
7,2	7,68	12,16
8,24	9,36	9,2
9,84		10,55
8,32		

Tedavide yaşanan kayıplardan dolayı gözlem sayıları birbirine eşit değildir. Burada kontrolün gözlem sayısı $n_0 = 6$, 1. grup tedavinin gözlem sayısı $n_1 = 4$ ve 2. grup tedavinin gözlem sayısının $n_2 = 5$ 'dir. İşlem ortalamaları

$$\bar{X}_i = \sum_{j=1}^{n_i} X_{ij} / n_i$$

formülü ile hesaplanarak, işlemin ortalamaları $\bar{X}_1 = 8,9$ ve $\bar{X}_2 = 10,88$ olarak, kontrol ortalaması ise $\bar{X}_0 = 8,25$ olarak bulunur.

Ortak varyansın tahmini

$$s^2 = \frac{\sum_{i=0}^p \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2}{f}$$

formülü ile hesaplanarak $s^2 = 1,3805$ ve standart sapması $s = 1,175$ olarak elde edilir.

Serbestlik derecesi

$$f = (6 - 1) + (4 - 1) + (5 - 1) = 12$$

olarak hesaplanır.

$P = 0,95$ serbestlik derecesi $f = 12$ ve işlem sayısı $p = 2$ iken tek yönlü karşılaştırmalar için d' kritik değeri Çizelge 2.1 'den $d' = 2,11$ olarak bulunur. Çift yönlü karşılaştırmalar için d'' kritik değeri ise Çizelge 2.3 'den $d'' = 2,50$ olarak elde edilir.

Tolerans değerleri de aşağıdaki şekilde hem tek yönlü hem de çift yönlü karşılaştırmalar için hesaplanabilir.

Tek yönlü karşılaştırmalar yapılmak istendiğinde tolerans değerleri

$$1. \text{ grup tedavi için } (2,11)(1,175)\sqrt{\frac{1}{6} + \frac{1}{4}} = 1,60$$

ve

$$2. \text{ grup tedavi için } (2,11)(1,175)\sqrt{\frac{1}{6} + \frac{1}{5}} = 1,50$$

bulunur.

Çift yönlü karşılaştırmalar yapılmak istendiğinde tolerans değerleri

$$1. \text{ grup tedavi için } (2,50)(1,175)\sqrt{\frac{1}{6} + \frac{1}{4}} = 1,90$$

ve

$$2. \text{ grup tedavi için } (2,50)(1,175)\sqrt{\frac{1}{6} + \frac{1}{5}} = 1,78$$

olarak hesaplanır.

Hesaplanan tolerans değerlerinden hareketle Dunnet (1955) çalışmasından alınan veriler için kontrolden farkların üst sınırları ile ilgili aşağıdaki yorumlar yapılabilir:

$$i. \quad ((\bar{X}_1 - \bar{X}_0) + d's\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_0}}) = (8,90 - 8,25) + 1,60 = 2,25$$

olup, 1.grup tedavi kan sayım değerini kontrole göre en fazla 2,25 arttırır,

$$ii. \quad ((\bar{X}_2 - \bar{X}_0) + d's\sqrt{\frac{1}{n_2} + \frac{1}{n_0}}) = (10,88 - 8,25) + 1,50 = 4,13$$

olup, 2.grup tedavi kan sayım değerini kontrole göre en fazla 4,13 arttırır.

Benzer yorumlar alt sınırlar için de yapılabilir.

$$iii. \quad ((\bar{X}_1 - \bar{X}_0) - d's\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_0}}) = (8,90 - 8,25) - 1,60 = -0,95$$

olup, 1.grup tedavi kan sayım değerini kontrole göre en fazla 0.95 azaltır,

$$iv. \quad ((\bar{X}_2 - \bar{X}_0) - d's\sqrt{\frac{1}{n_2} + \frac{1}{n_0}}) = (10,88 - 8,25) - 1,50 = 1,13$$

olup, 2.grup tedavi kan sayım değerini kontrole göre en az 1.13 arttırır.

Yine Dunnet (1955) çalışmasından alınan veriler için kontrolden farkların eşanlı alt ve üst sınırları ile ilgili çift yönlü güven sınırları için ise aşağıdaki yorumlar yapılabilir:

$$v. \quad ((\bar{X}_1 - \bar{X}_0) \mp d''s\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_0}}) = (8,90 - 8,25) \mp 1,90 = -0,25; 2,55$$

olup, 1.grup tedavi ile kan sayım değeri - 0,25 ile 2,55 arasında,

$$vi. \quad ((\bar{X}_2 - \bar{X}_0) \mp d''s\sqrt{\frac{1}{n_2} + \frac{1}{n_0}}) = (10,88 - 8,25) \mp 1,78 = 0,85; 4,41$$

olup, 2.grup tedavi kan sayım değeri 0,85 ile 4,41 arasında,

kontrolden farklılaşır.

3. DUNNET ÇOKLU KARŞILAŞTIRMA YÖNTEMİNİN İKİ FAKTÖRLÜ DENEYLERDE KULLANIMI İÇİN GENİŞLETİLMİŞ DUNNET YÖNTEMİ

Önceki bölümde tanıtılan Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi eşanlı karşılaştırmalarda sıklıkla kullanılan bir yöntemdir. Ancak pratikte çoğu zaman birden fazla faktör için eşanlı karşılaştırma yapma gereği duyulmaktadır. Bu bölümde $r(p+1)$ sayıda hücrenin herbirinde, n sayıda gözlem olduğunu varsayımı ile p tane işlem ve bir kontrolden oluşan r tane grubun, rp sayıda işlem ile kontrolün eşanlı karşılaştırmaları tanıtılacaktır. Bu analizde gruplayıcı faktörün her düzeyi için Dunnet yönteminin ayrı ayrı uygulandığı "Dunnet grup içi yöntemi" kullanılır.

Dunnet yöntemi tek grup için şekillendirilmiştir, önemli nokta ilgilenilen hipotezler ailesinin deneyde kontrole karşı gelen tüm rp sayıda işlemin kümesi olması ya da her grupta tüm p tane hipotezlerin kümesi olmasıdır [Cheung ve Holland,1991].

Genişletilmiş Dunnet yöntemi r tane grup içindeki tüm rp sayıda karşılaştırma için uygundur. $k = 1,2,...,n$ $i = 1,2,...,r$ ve $j = 0,1,2,...,p$ iken X_{ijk} i . grubun j . işleminin, k . gözlemini ifade eder. $j = 0$ kontrol ya da standardı temsil etmektedir ve $r = 1$ durumu önceki bölümde incelenen Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemidir.

$$\bar{X}_{ij} = \sum_{k=1}^n X_{ijk} / n \quad (3.1)$$

olmak üzere,

$$s^2 = \frac{\sum_i^r \sum_j^p \sum_k^n (X_{ijk} - \bar{X}_{ij})^2}{f} \quad (3.2)$$

olarak tanımlanır. s^2 formülünde bulunan f serbestlik derecesi olup

$$f = r(p+1)(n-1) \quad (3.3)$$

şeklinde formüle edilir.

3.1. Dunnet Çoklu Karşılaştırma Yönteminin Genişletilmesi

Bu alt bölümde Dunnet çoklu karşılaştırma yönteminin birden fazla faktörün bulunduğu duruma genişletilmesine ilişkin Cheung ve Holland (1991) tarafından önerilen test yöntemi tanıtılmıştır. Tanıtımı yapılan bu test yöntemine ilişkin kritik değer çizelgelerinin oluşturulması özetlenmiştir ve ilgili kritik değerler Çizelge 3.1 – Çizelge 3.4’ de verilmiştir. Kontrol ile işlemlerin karşılaştırılmasına ilişkin hipotezler ve güven aralıklarının oluşturulması açıklanmıştır.

p işlem ve bir kontrolden oluşan r sayıda grubun; rp sayıda işlemin kontrol ile eşanlı karşılaştırmalarının yapılabilmesi için birden fazla yöntem bulunmaktadır. Cheung ve Holland (1991)’ in tek yönlü güven sınırları ve tek yönlü alternatif hipotezlerde kullanılmak üzere önerdiği test istatistiği

$$D_1 = \max_{\substack{1 \leq i \leq r \\ 1 \leq j \leq p}} \frac{\bar{X}_{ij} - \bar{X}_{i0}}{\sqrt{2s^2/n}} \quad (3.4)$$

olarak tanımlanır. Benzer biçimde, çift yönlü güven sınırları ve çift yönlü hipotez testleri için önerilen test istatistiği ise

$$D_2 = \max_{\substack{1 \leq i \leq r \\ 1 \leq j \leq p}} \frac{|\bar{X}_{ij} - \bar{X}_{i0}|}{\sqrt{2s^2/n}} \quad (3.5)$$

olarak tanımlanmıştır [Cheung ve Holland, 1991].

Tahmin ve test problemlerinde kullanılmak üzere

$$\Pr[D_1 \leq d_1(\alpha, r, p, f)] = \Pr[D_2 \leq d_2(\alpha, r, p, f)] = 1 - \alpha \quad (3.6)$$

eşitliğini sağlayan D_1 ve D_2 'nin sırasıyla $d_1(\alpha, r, p, f)$ ve $d_2(\alpha, r, p, f)$ ile ifade edilen üst yüzdelik değerlerinin olasılık dağılımlarından elde edilmesi gerekir. Kullanım kolaylığı açısından $d_1(\alpha, r, p, f)$ ve $d_2(\alpha, r, p, f)$ notasyonlarını $d_{1\alpha}$ ve $d_{2\alpha}$ şeklinde kısaltarak kullanılmaktadır.

D_1 ve D_2 'nin üst yüzdelik değerleri olan $d_{1\alpha}$ ve $d_{2\alpha}$ kritik değerleri Cheung ve Holland (1991) tarafından Fortran programı kullanılarak elde edilmiştir. $d_{1\alpha}$ ve $d_{2\alpha}$ kritik değer çizelgeleri aşağıda sunulmaktadır. Çizelge 3.1 ve Çizelge 3.2 sırasıyla $P = 0,90$ ve $P = 0,95$ durumlarında ve serbestlik derecesi $f < 20$ iken $d_{1\alpha}$ ve $d_{2\alpha}$ kritik değerlerini sağlamaktadır.

Çizelge 3.1. $P = 0,95$, $P = 0,90$ ve $f < 20$ iken Çift yönlü karşılaştırmalar için $d_{2\alpha}$ kritik değerleri.

Gözlem Sayısı	Grup Sayısı	α	İşlem sayısı (kontrol hariç)						
			2	3	4	5	6	7	8
2	2	0,05	3,34	3,29	3,27	3,26	3,25	3,25	3,25
		0,10	2,77	2,81	2,83	2,85	2,87	2,88	2,90
	3	0,05	3,24	3,24	3,25	3,26			
		0,10	2,78	2,84	2,88	2,91			
	4	0,05	3,21	3,24					
		0,10	2,81	2,88					
	5	0,05	3,20						
		0,10	2,84						
	6	0,05	3,21						
		0,10	2,87						

Çizelge 3.1. (Devam) $P = 0,95$, $P = 0,90$ ve $f < 20$ iken Çift yönlü karşılaştırmalar için $d_{2\alpha}$ kritik değerleri.

Gözlem Sayısı	Grup Sayısı	α	İşlem sayısı (kontrol hariç)						
			2	3	4	5	6	7	8
3	2	0,05	2,86	2,92					
		0,10	2,47	2,56					
	3	0,05	2,90						
		0,10	2,56						
4	2	0,05	2,72						
		0,10	2,37						

Çizelge 3.2. $P = 0,95$, $P = 0,90$ ve $f < 20$ iken Tek yönlü karşılaştırma için $d_{1\alpha}$ kritik değerleri.

Gözlem Sayısı	Grup Sayısı	α	İşlem sayısı (kontrol hariç)						
			2	3	4	5	6	7	8
2	2	0,05	2,82	2,85	2,86	2,88	2,89	2,90	2,92
		0,10	2,28	2,37	2,43	2,47	2,50	2,53	2,55
	3	0,05	2,83	2,88	2,91	2,94			
		0,10	2,38	2,47	2,53	2,58			
	4	0,05	2,85	2,91					
		0,10	2,45	2,55					
	5	0,05	2,87						
		0,10	2,51						
	6	0,05	2,90						
		0,10	2,55						
	3	0,05	2,48	2,58					
		0,10	2,08	2,20					
4	2	0,05	2,39						
		0,10	2,02						
	3	0,05	2,58						
		0,10	2,22						

Çizelge 3.1 ve Çizelge 3.2' nin oluşturulmasında $r = 2$ durumu için Dunnet (1955) çalışması referans noktası olarak alınmıştır. $r > 2$ iken r değerinin hali hazırda hesaplanmış bulunan çizelgeleri kullanılmıştır. Cheung ve

Holland (1991) 'de çizelgelerin oluşturulması için kullanılan yöntem $r = 1$ özel durum için ayrıca uygulanmış ve Benchhofer ve Dunnet (1988) 'de elde edilen çizelgelerle en az üç basamağının uyduğu gözlenmiştir. Yine aynı koşullarda denenen algoritmanın sonuçları Hochenberg ve Tamtane (1987) ile uyum göstermektedir [Cheung ve Holland,1991]. Çizelge 3.3 ve Çizelge 3.4 sırasıyla $P = 0,90$, $P = 0,95$ ve serbestlik derecesi $f \geq 20$ iken $d_{1\alpha}$ ve $d_{2\alpha}$ kritik değerlerini sağlamaktadır.

Çizelge 3.3. $P = 0,95$, $P = 0,90$ ve $f \geq 20$ iken Çift yönlü karşılaştırma için $d_{2\alpha}$ kritik değerleri.

İşlem sayısı (kontrol hariç)											
Grup sayısı	f	α	2	3	4	5	6	8	10	15	20
2	20	0,05	2,69	2,85	2,96	3,04	3,11	3,21	3,29	3,43	3,52
		0,10	2,35	2,51	2,62	2,71	2,77	2,87	2,95	3,08	3,17
	40	0,05	2,58	2,72	2,82	2,90	2,95	3,05	3,12	3,24	3,32
		0,10	2,28	2,42	2,53	2,60	2,66	2,75	2,83	2,95	3,03
	60	0,05	2,54	2,68	2,78	2,85	2,91	2,99	3,06	3,18	3,26
		0,10	2,25	2,40	2,49	2,57	2,63	2,72	2,79	2,91	2,99
	120	0,05	2,51	2,64	2,73	2,80	2,86	2,94	3,01	3,12	3,20
		0,10	2,23	2,37	2,46	2,53	2,59	2,68	2,75	2,86	2,94
	∞	0,05	2,47	2,60	2,69	2,76	2,81	2,89	2,95	3,06	3,14
		0,10	2,20	2,34	2,43	2,50	2,56	2,64	2,71	2,82	2,90
3	20	0,05	2,87	3,03	3,14	3,22	3,28	3,39	3,46	3,60	3,69
		0,10	2,54	2,69	2,80	2,88	2,95	3,05	3,12	3,26	3,35
	40	0,05	2,74	2,88	2,98	3,05	3,11	3,20	3,27	3,39	3,47
		0,10	2,45	2,59	2,69	2,76	2,82	2,91	2,98	3,11	3,19
	60	0,05	2,70	2,83	2,93	3,00	3,05	3,14	3,21	3,32	3,40
		0,10	2,42	2,56	2,65	2,72	2,78	2,87	2,94	3,06	3,14
	120	0,05	2,66	2,79	2,88	2,94	3,00	3,08	3,14	3,26	3,33
		0,10	2,39	2,52	2,62	2,69	2,74	2,83	2,89	3,01	3,09
	∞	0,05	2,62	2,74	2,83	2,89	2,94	3,02	3,08	3,19	3,26
		0,10	2,36	2,49	2,58	2,65	2,70	2,79	2,85	2,96	3,03

Çizelge 3.3. (Devam) $P = 0,95$, $P = 0,90$ ve $f \geq 20$ iken Çift yönlü karşılaştırma için $d_{2\alpha}$ kritik değerleri.

İşlem sayısı (kontrol hariç)											
Grup sayısı	f	α	2	3	4	5	6	8	10	15	20
4	20	0,05	3,00	3,15	3,26	3,34	3,41	3,51	3,58	3,72	3,81
		0,10	2,67	2,82	2,93	3,01	3,07	3,17	3,24	3,38	3,47
	40	0,05	2,85	2,99	3,09	3,16	3,22	3,30	3,37	3,49	3,58
		0,10	2,56	2,70	2,80	2,88	2,93	3,02	3,09	3,21	3,30
	60	0,05	2,80	2,94	3,03	3,10	3,15	3,24	3,31	3,42	3,50
		0,10	2,53	2,67	2,76	2,83	2,89	2,98	3,04	3,16	3,24
	120	0,05	2,76	2,89	2,97	3,04	3,09	3,18	3,24	3,35	3,42
		0,10	2,50	2,63	2,72	2,79	2,84	2,93	2,99	3,11	3,18
	∞	0,05	2,71	2,84	2,92	2,98	3,04	3,11	3,17	3,28	3,35
		0,10	2,46	2,59	2,68	2,75	2,80	2,88	2,94	3,05	3,13
5	20	0,05	3,09	3,25	3,35	3,43	3,50	3,60	3,68	3,81	3,90
		0,10	2,76	2,92	3,02	3,10	3,16	3,26	3,34	3,47	3,56
	40	0,05	2,94	3,07	3,17	3,24	3,30	3,39	3,45	3,57	3,66
		0,10	2,65	2,79	2,89	2,96	3,02	3,11	3,18	3,30	3,38
	60	0,05	2,89	3,02	3,11	3,18	3,23	3,32	3,38	3,50	3,57
		0,10	2,61	2,75	2,84	2,91	2,97	3,06	3,12	3,24	3,32
	120	0,05	2,84	2,96	3,05	3,11	3,17	3,25	3,31	3,42	3,49
		0,10	2,58	2,71	2,80	2,87	2,92	3,01	3,07	3,18	3,26
	∞	0,05	2,79	2,91	2,99	3,05	3,10	3,18	3,24	3,34	3,42
		0,10	2,54	2,67	2,76	2,82	2,88	2,96	3,02	3,12	3,20
6	20	0,05	3,17	3,32	3,43	3,51	3,57	3,67	3,75	3,88	3,98
		0,10	2,84	2,99	3,10	3,18	3,24	3,34	3,41	3,54	3,63
	40	0,05	3,00	3,14	3,23	3,30	3,36	3,45	3,52	3,64	3,72
		0,10	2,72	2,86	2,96	3,03	3,09	3,18	3,24	3,36	3,44
	60	0,05	2,95	3,08	3,17	3,24	3,29	3,38	3,44	3,56	3,63
		0,10	2,68	2,82	2,91	2,98	3,04	3,12	3,19	3,30	3,38
	120	0,05	2,90	3,02	3,11	3,17	3,23	3,31	3,37	3,48	3,55
		0,10	2,64	2,77	2,86	2,93	2,99	3,07	3,13	3,24	3,32
	∞	0,05	2,85	2,97	3,05	3,11	3,16	3,24	3,29	3,40	3,47
		0,10	2,61	2,73	2,82	2,88	2,93	3,01	3,08	3,18	3,25
8	20	0,05	3,29	3,44	3,55	3,63	3,69	3,79	3,87	4,00	4,09
		0,10	2,96	3,11	3,21	3,29	3,36	3,45	3,53	3,66	3,75
	40	0,05	3,11	3,24	3,34	3,41	3,46	3,55	3,62	3,74	3,82
		0,10	2,83	2,97	3,06	3,13	3,19	3,28	3,35	3,46	3,55
	60	0,05	3,05	3,18	3,27	3,34	3,39	3,47	3,54	3,65	3,73
		0,10	2,79	2,92	3,01	3,08	3,14	3,22	3,29	3,40	3,48
	120	0,05	2,99	3,12	3,20	3,27	3,32	3,40	3,46	3,56	3,64
		0,10	2,75	2,87	2,96	3,03	3,08	3,16	3,23	3,33	3,41
	∞	0,05	2,94	3,06	3,14	3,20	3,25	3,32	3,38	3,48	3,55
		0,10	2,70	2,83	2,91	2,98	3,03	3,11	3,16	3,27	3,34

Çizelge 3.3. (Devam) $P = 0,95$, $P = 0,90$ ve $f \geq 20$ iken Çift yönlü karşılaştırma için $d_{2\alpha}$ kritik değerleri.

İşlem sayısı (kontrol hariç)											
Grup sayısı	f	α	2	3	4	5	6	8	10	15	20
10	20	0,05	3,38	3,53	3,64	3,72	3,78	3,88	3,96	4,09	4,18
		0,10	3,05	3,20	3,31	3,38	3,45	3,54	3,62	3,74	3,83
	40	0,05	3,19	3,32	3,42	3,49	3,54	3,63	3,69	3,81	3,89
		0,10	2,91	3,05	3,14	3,21	3,27	3,36	3,42	3,54	3,62
	60	0,05	3,13	3,26	3,34	3,41	3,46	3,55	3,61	3,72	3,80
		0,10	2,87	3,00	3,09	3,16	3,21	3,30	3,36	3,47	3,55
	120	0,05	3,07	3,19	3,27	3,34	3,39	3,47	3,52	3,63	3,70
		0,10	2,82	2,95	3,04	3,10	3,15	3,24	3,30	3,41	3,48
	∞	0,05	3,01	3,12	3,20	3,26	3,31	3,38	3,44	3,54	3,61
		0,10	2,78	2,90	2,98	3,05	3,10	3,17	3,23	3,34	3,41
15	20	0,05	3,55	3,70	3,80	3,88	3,94	4,04	4,11	4,25	4,34
		0,10	3,22	3,36	3,47	3,54	3,60	3,70	3,77	3,90	3,99
	40	0,05	3,33	3,46	3,56	3,62	3,68	3,77	3,83	3,95	4,03
		0,10	3,06	3,20	3,29	3,36	3,41	3,50	3,56	3,68	3,76
	60	0,05	3,26	3,39	3,48	3,54	3,59	3,68	3,74	3,85	3,93
		0,10	3,01	3,14	3,23	3,29	3,35	3,43	3,49	3,61	3,68
	120	0,05	3,20	3,31	3,40	3,46	3,51	3,59	3,65	3,75	3,82
		0,10	2,96	3,08	3,17	3,23	3,28	3,36	3,42	3,53	3,60
	∞	0,05	3,13	3,24	3,32	3,38	3,43	3,50	3,55	3,65	3,72
		0,10	2,91	3,03	3,11	3,17	3,22	3,29	3,35	3,45	3,52
20	20	0,05	3,66	3,81	3,91	3,99	4,05	4,15	4,22	4,36	4,45
		0,10	3,33	3,48	3,58	3,65	3,71	3,81	3,88	4,01	4,09
	40	0,05	3,43	3,56	3,65	3,72	3,78	3,86	3,93	4,04	4,12
		0,10	3,17	3,30	3,39	3,46	3,51	3,60	3,66	3,78	3,86
	60	0,05	3,36	3,48	3,57	3,63	3,69	3,77	3,83	3,94	4,01
		0,10	3,11	3,24	3,32	3,39	3,44	3,52	3,59	3,70	3,77
	120	0,05	3,29	3,40	3,48	3,54	3,59	3,67	3,73	3,83	3,90
		0,10	3,05	3,18	3,26	3,32	3,37	3,45	3,51	3,62	3,69
	∞	0,05	3,21	3,32	3,40	3,46	3,50	3,58	3,63	3,73	3,80
		0,10	3,00	3,11	3,19	3,25	3,30	3,38	3,43	3,53	3,60

Çizelge 3.4. $P = 0,95$, $P = 0,90$ ve $f \geq 20$ iken Tek yönlü karşılaştırma için $d_{1\alpha}$ kritik değerleri.

İşlem sayısı (kontrol hariç)											
Grup sayısı	f	α	2	3	4	5	6	8	10	15	20
2	20	0,05	2,37	2,53	2,64	2,72	2,79	2,89	2,97	3,10	3,20
		0,10	2,01	2,17	2,28	2,37	2,43	2,53	2,61	2,75	2,84
	40	0,05	2,28	2,43	2,53	2,61	2,67	2,76	2,84	2,96	3,04
		0,10	1,95	2,11	2,21	2,29	2,35	2,45	2,52	2,65	2,73
	60	0,05	2,26	2,40	2,50	2,58	2,63	2,72	2,79	2,91	3,00
		0,10	1,94	2,09	2,19	2,27	2,33	2,42	2,49	2,62	2,70
	120	0,05	2,23	2,37	2,47	2,54	2,60	2,69	2,75	2,87	2,95
		0,10	1,92	2,07	2,17	2,25	2,31	2,40	2,47	2,59	2,67
	∞	0,05	2,21	2,34	2,44	2,51	2,56	2,65	2,71	2,82	2,90
		0,10	1,90	2,05	2,15	2,22	2,28	2,37	2,44	2,55	2,63
3	20	0,05	2,56	2,72	2,82	2,91	2,97	3,07	3,15	3,29	3,38
		0,10	2,21	2,37	2,48	2,56	2,62	2,73	2,80	2,94	3,03
	40	0,05	2,46	2,60	2,70	2,78	2,84	2,93	3,00	3,12	3,21
		0,10	2,14	2,29	2,39	2,47	2,53	2,63	2,70	2,82	2,91
	60	0,05	2,43	2,57	2,66	2,74	2,79	2,88	2,95	3,07	3,15
		0,10	2,12	2,27	2,37	2,44	2,50	2,59	2,66	2,78	2,87
	120	0,05	2,39	2,53	2,62	2,69	2,75	2,84	2,90	3,02	3,09
		0,10	2,10	2,24	2,34	2,41	2,47	2,56	2,63	2,75	2,83
	∞	0,05	2,36	2,50	2,59	2,65	2,71	2,79	2,85	2,96	3,04
		0,10	2,08	2,22	2,31	2,39	2,44	2,53	2,60	2,71	2,79
4	20	0,05	2,69	2,85	2,95	3,03	3,10	3,20	3,28	3,41	3,51
		0,10	2,34	2,50	2,61	2,69	2,76	2,86	2,93	3,07	3,16
	40	0,05	2,58	2,72	2,82	2,89	2,95	3,04	3,11	3,23	3,32
		0,10	2,27	2,42	2,52	2,59	2,65	2,75	2,82	2,94	3,02
	60	0,05	2,54	2,68	2,77	2,84	2,90	2,99	3,06	3,17	3,25
		0,10	2,24	2,39	2,49	2,56	2,62	2,71	2,78	2,90	2,98
	120	0,05	2,50	2,64	2,73	2,80	2,85	2,94	3,00	3,12	3,19
		0,10	2,22	2,36	2,46	2,53	2,59	2,67	2,74	2,86	2,94
	∞	0,05	2,47	2,60	2,69	2,75	2,81	2,89	2,95	3,06	3,13
		0,10	2,20	2,33	2,43	2,50	2,55	2,64	2,70	2,81	2,89

Çizelge 3.4. (Devam) $P = 0,95$, $P = 0,90$ ve $f \geq 20$ iken Tek yönlü karşılaştırma için $d_{1\alpha}$ kritik değerleri.

Grup sayısı	f	α	İşlem sayısı (kontrol hariç)								
			2	3	4	5	6	8	10	15	20
5	20	0,05	2,79	2,94	3,05	3,13	3,20	3,30	3,38	3,51	3,60
		0,10	2,45	2,60	2,71	2,79	2,86	2,96	3,03	3,17	3,26
	40	0,05	2,67	2,81	2,90	2,98	3,04	3,13	3,20	3,32	3,40
		0,10	2,36	2,51	2,61	2,68	2,74	2,84	2,91	3,03	3,11
	60	0,05	2,63	2,76	2,86	2,93	2,98	3,07	3,14	3,25	3,33
		0,10	2,34	2,48	2,58	2,65	2,71	2,80	2,86	2,98	3,06
	120	0,05	2,59	2,72	2,81	2,88	2,93	3,02	3,08	3,19	3,27
		0,10	2,31	2,45	2,54	2,61	2,67	2,76	2,82	2,94	3,02
	∞	0,05	2,55	2,68	2,76	2,83	2,88	2,96	3,02	3,13	3,20
		0,10	2,28	2,42	2,51	2,58	2,63	2,72	2,78	2,89	2,97
6	20	0,05	2,87	3,02	3,13	3,21	3,28	3,38	3,45	3,59	3,68
		0,10	2,53	2,69	2,79	2,87	2,94	3,04	3,11	3,25	3,34
	40	0,05	2,74	2,88	2,97	3,05	3,11	3,20	3,26	3,38	3,47
		0,10	2,44	2,58	2,68	2,76	2,82	2,91	2,98	3,10	3,18
	60	0,05	2,70	2,83	2,92	2,99	3,05	3,14	3,20	3,32	3,40
		0,10	2,41	2,55	2,65	2,72	2,78	2,87	2,93	3,05	3,13
	120	0,05	2,65	2,78	2,87	2,94	3,00	3,08	3,14	3,25	3,33
		0,10	2,38	2,52	2,61	2,68	2,74	2,82	2,89	3,00	3,08
	∞	0,05	2,61	2,74	2,83	2,89	2,94	3,02	3,08	3,19	3,26
		0,10	2,35	2,49	2,58	2,64	2,70	2,78	2,85	2,96	3,03
8	20	0,05	2,99	3,15	3,25	3,34	3,40	3,50	3,58	3,71	3,80
		0,10	2,66	2,81	2,92	3,00	3,06	3,16	3,24	3,37	3,46
	40	0,05	2,85	2,99	3,08	3,15	3,21	3,30	3,37	3,49	3,57
		0,10	2,56	2,70	2,80	2,87	2,93	3,02	3,09	3,21	3,29
	60	0,05	2,80	2,94	3,03	3,10	3,15	3,24	3,30	3,42	3,50
		0,10	2,53	2,66	2,76	2,83	2,89	2,97	3,04	3,16	3,24
	120	0,05	2,76	2,89	2,97	3,04	3,09	3,17	3,24	3,35	3,42
		0,10	2,49	2,63	2,72	2,79	2,84	2,93	2,99	3,10	3,18
	∞	0,05	2,71	2,84	2,92	2,98	3,03	3,11	3,17	3,28	3,35
		0,10	2,46	2,59	2,68	2,75	2,80	2,88	2,94	3,05	3,13
10	20	0,05	3,09	3,24	3,35	3,43	3,49	3,59	3,67	3,80	3,90
		0,10	2,76	2,91	3,01	3,09	3,16	3,26	3,33	3,46	3,55
	40	0,05	2,93	3,07	3,17	3,24	3,29	3,38	3,45	3,57	3,65
		0,10	2,65	2,79	2,88	2,96	3,01	3,10	3,17	3,29	3,37
	60	0,05	2,88	3,02	3,11	3,17	3,23	3,31	3,38	3,49	3,57
		0,10	2,61	2,75	2,84	2,91	2,97	3,05	3,12	3,24	3,32
	120	0,05	2,83	2,96	3,05	3,11	3,17	3,25	3,31	3,42	3,49
		0,10	2,58	2,71	2,80	2,87	2,92	3,00	3,07	3,18	3,26
	∞	0,05	2,79	2,91	2,99	3,05	3,10	3,18	3,24	3,34	3,41
		0,10	2,54	2,67	2,76	2,82	2,87	2,95	3,02	3,12	3,20

Çizelge 3.4. (Devam) $P = 0,95$, $P = 0,90$ ve $f \geq 20$ iken Tek yönlü karşılaştırma için $d_{1\alpha}$ kritik değerleri.

Grup sayısı	f	α	İşlem sayısı (kontrol hariç)								
			2	3	4	5	6	8	10	15	20
15	20	0,05	3,26	3,41	3,52	3,60	3,66	3,76	3,84	3,97	4,06
		0,10	2,93	3,08	3,18	3,26	3,33	3,42	3,50	3,63	3,72
	40	0,05	3,08	3,22	3,31	3,38	3,44	3,53	3,59	3,71	3,79
		0,10	2,80	2,94	3,04	3,11	3,16	3,25	3,32	3,44	3,52
	60	0,05	3,03	3,16	3,25	3,31	3,37	3,45	3,51	3,63	3,71
		0,10	2,76	2,90	2,99	3,06	3,11	3,20	3,26	3,38	3,45
	120	0,05	2,97	3,10	3,18	3,24	3,30	3,38	3,44	3,54	3,62
		0,10	2,72	2,85	2,94	3,01	3,06	3,14	3,20	3,31	3,39
	∞	0,05	2,92	3,04	3,12	3,18	3,23	3,30	3,36	3,46	3,53
		0,10	2,68	2,81	2,89	2,95	3,01	3,08	3,14	3,25	3,32
20	20	0,05	3,38	3,53	3,63	3,71	3,78	3,88	3,95	4,09	4,18
		0,10	3,05	3,20	3,30	3,38	3,44	3,54	3,61	3,74	3,83
	40	0,05	3,19	3,32	3,41	3,48	3,54	3,63	3,69	3,81	3,89
		0,10	2,91	3,05	3,14	3,21	3,27	3,36	3,42	3,54	3,62
	60	0,05	3,13	3,25	3,34	3,41	3,46	3,55	3,61	3,72	3,80
		0,10	2,87	3,00	3,09	3,16	3,21	3,30	3,36	3,47	3,55
	120	0,05	3,07	3,19	3,27	3,33	3,39	3,46	3,52	3,63	3,70
		0,10	2,82	2,95	3,04	3,10	3,15	3,23	3,30	3,40	3,48
	∞	0,05	3,01	3,12	3,20	3,26	3,31	3,38	3,44	3,54	3,61
		0,10	2,78	2,90	2,98	3,04	3,10	3,17	3,23	3,34	3,41

rp sayıda hipotezin eşanlı çift yönlü testleri aşağıdaki biçimde ifade edilebilir.

Hipotezler,

$$H_0 : \mu_{ij} = \mu_{i0}$$

ve

$$H_1 : \mu_{ij} \neq \mu_{i0}$$

şeklinde olup, D_{2ij} istatistiğinin değeri $d_{2\alpha}$ 'dan büyükse ya da, eşdeğer olarak,

$$|\bar{X}_{ij} - \bar{X}_{i0}| > d_{2\alpha} \sqrt{2s^2/n} \quad (3.7)$$

eşitsizliğin sağlanması halinde tüm $H_0 : \mu_{ij} = \mu_{i0}$ hipotezleri reddedilir [Cheung ve Holland,1991].

$i = 1, 2, \dots, r$ ve $j = 1, 2, \dots, p$ iken $\mu_{ij} - \mu_{i0}$ ortalamalardan farkları için çift yönlü güven aralıkları

$$(\bar{X}_{ij} - \bar{X}_{i0}) \mp d_{2\alpha} \sqrt{2s^2/n} \quad (3.8)$$

şeklinde de ifade edilmektedir. Benzer biçimde

$$H_0 : \mu_{ij} = \mu_{i0}$$

hipotezinin tek yönlü

$$H_1 : \mu_{ij} < \mu_{i0} \text{ ya da } H_1 : \mu_{ij} > \mu_{i0}$$

hipotezine karşı testi için D_{1ij} istatistiği kullanılır.

$H_1 : \mu_{ij} < \mu_{i0}$ alternatifleri için D_{1ij} istatistiğinin değeri $-d_{1\alpha}$ değerinden küçük ya da eşdeğer olarak

$$(\bar{X}_{ij} - \bar{X}_{i0}) < -d_{1\alpha} \sqrt{2s^2/n} \quad (3.9)$$

eşitsizliği sağlanır ise tüm $H_0 : \mu_{ij} = \mu_{i0}$ hipotezleri reddedilir [Cheung ve Holland,1991].

$H_1 : \mu_{ij} > \mu_{i0}$ alternatiflerine karşı test için D_{ij} istatistiğinin değeri $d_{1\alpha}$ 'dan büyükse ve ya eşdeğer olarak

$$(\bar{X}_{ij} - \bar{X}_{i0}) > d_{1\alpha} \sqrt{2s^2/n} \quad (3.10)$$

eşitsizliği sağlanıyor ise $H_0 : \mu_{ij} = \mu_{i0}$ hipotezleri H_1 lehine reddedilir [Cheung ve Holland,1991].

$\mu_{ij} - \mu_{i0}$ ortalamalardan farkları için $i = 1,2,...,r$ ve $j = 1,2,...,p$ iken tek yönlü alt sınırlar

$$(\bar{X}_{ij} - \bar{X}_{i0}) - d_{1\alpha} \sqrt{2s^2/n} \quad (3.11)$$

ve üst sınırlar

$$(\bar{X}_{ij} - \bar{X}_{i0}) + d_{1\alpha} \sqrt{2s^2/n} \quad (3.12)$$

olarak tanımlanır [Cheung ve Holland,1991].

Cheung ve Holland tarafından önerilen Genişletilmiş Dunnet yönteminin özelliği $H_0 : \mu_{ij} = \mu_{i0}$ hipotezlerinin herbiri için istatistiğin hesaplanan değerinin aynı yüzdelik değer ile karşılaştırılmasıdır. Bu tarz test işlemi Gabriel (1969) tarafından eşanlı test işlemleri (simultaneous test procedures) STP olarak adlandırılmıştır. Özetlemeye çalıştığımız Cheung ve Holland (1991) tarafından önerilen Genişletilmiş Dunnet test işlemi STP sınıfının tüm özelliklerini taşımakla birlikte, oluşturulan güven aralıkları Gabriel (1969) tarafından verilen özellikleri sağlamaktadır [Cheung ve Holland,1991].

Dunnet Çoklu karşılaştırma yönteminin genişletilmiş hali yokluk hipotezinin büyük bir kümesi için $d_{1\alpha}$ ve $d_{2\alpha}$ değerleri Dunnet yüzdeliklerinden (d' ve d'') daha büyük olmasından dolayı Dunnet grup içi yöntemine nazaran 1. tip hataya karşı daha duyarlıdır. Sonuç olarak genişletilmiş çoklu test yöntemi Dunnet grup içi yönteminden daha az güçlü ve aralık tahminleri Dunnet grup içi aralıklarından daha geniştir. Ayrıca grup sayısı ne kadar artarsa iki yöntem arasındaki fark o kadar artacaktır [Cheung ve Holland,1991].

3.2. Genişletilmiş Dunnet Çoklu Karşılaştırma Yöntemine ilişkin Örnekler

Genişletilmiş Dunnet yönteminin iki ayrı örneğe uygulaması yapılmıştır. İlk örnek hayvan patolojisi verisi genişletilmiş Dunnet yönteminin kullanımını göstermekte ve ikinci örnek olan yulaf verisi ise hipotez kümesinin seçimine değinmektedir.

3.2.1. Hayvan patolojisi uygulaması

Nichols, Maickel ve Vim (1985) tarafından incelenen, kötü huylu bir dizi fizyolojik ölüm ile anoreksia arasındaki ilişkiyi gözlemlemek üzere yapılan deneyde, her grup için ayrı Dunnet testinin uygulandığı sonuçların bir bölümü bulunmaktadır.

Çizelge 3.5. Hayvan patolojisi verileri Dunnet testi uygulama sonuçları

Beslenme	İşlemler		
	Kontrol	Çift besleme	Tümör
20%	32,9	36,3	41,2
40%	32,5	31,2	49,8

Her hücre mg/ml ile ölçülen alt hücrenin ortalamasını temsil etmekte ve çizelgede her biri $n = 6$ gözleme dayalı hücre ortalamaları yer almaktadır.

Ortak varyansın tahmini

$$s^2 = \frac{\sum_i^r \sum_j^p \sum_k^n (X_{ijk} - \bar{X}_{ij})^2}{f}$$

formülü ile hesaplanarak $s^2 = 20,42$ olarak elde edilmiştir. Buradan da standart sapma $s = 4,52$ olarak elde edilir. Serbestlik derecesi

$$f = r(p+1)(n-1) = 2(2+1)(6-1) = 30$$

olarak elde edilir. İşlem sayısı ve beslenme düzeyi sayısı birbirine eşit olup $r = p = 2$ 'dur.

$P = 0,95$ iken çift yönlü karşılaştırmalar için $d_{2\alpha}$ kritik değeri değeri Çizelge 3.3' den yararlanılarak bulunur. Çizelge 3.3 serbestlik derecesi $f \geq 20$ iken çift yönlü karşılaştırmalar için $d_{2\alpha}$ yüzdelik değerlerini sağlamaktadır. Bu çizelge incelenecek olursa grup sayısı $r = 2$ ve $P = 0,95$ iken $f = 30$ serbestlik derecesi için yüzdelik değeri bulunmadığı görülecektir. Ancak $r = 2$, İşlem sayısı $p = 2$, serbestlik derecesi $f = 20$ ve $P = 0,95$ iken $d_{2\alpha}$ değeri Çizelge 3.3' den 2,69 olarak elde edilir. Yine Çizelge 3.3' den grup sayısı $r = 2$, işlem sayısı $p = 2$ serbestlik derecesi $f = 40$ ve $P = 0,95$ için $d_{2\alpha} = 2,58$ olarak bulunur. $f = 20$ ve $f = 40$ serbestlik dereceli yüzdelik değerlerin ortalamaları alınarak serbestlik derecesi $f = 30$ için

$$d_{2\alpha} = \frac{(2,69 + 2,58)}{2} = 2,635$$

olarak bulunan değer kullanılır. Önceki bölümde de tolerans olarak adlandırılan, güven sınırlarının oluşturulması için ortalamadan farklara

eklenen yada çıkartılan değer her hücredeki gözlem sayısı birbirine eşit iken,

$$d_{2\alpha} \sqrt{2s^2/n} = (2.635) \sqrt{2(20,42)/6} = 6,9$$

olarak elde edilir.

Şimdi $P = 0,95$ iken çift yönlü karşılaştırmalar için Dunnet yöntemi tolerans değerini hesaplamaya çalışalım. Önceki bölümde Dunnet yöntemi için kullandığımız tolerans formülü

$$A = d''s \sqrt{2/n}$$

şeklinde tanımlanmıştı. d'' kritik değeri yine önceki bölümde verilen Çizelge 2.3' den $f = 30$ ve $p = 2$ için $d' = 2,32$ olarak bulunacaktır.

Buna göre Dunnet yöntemi tolerans değeri;

$$A = d''s \sqrt{2/n} = (2,32)(4,52) \sqrt{2/6} = 6,1$$

olarak hesaplanır.

Nichols, Maickel ve Vim (1985) çalışmasından alınan veriler için Genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ve Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi için oluşturulan çift yönlü güven sınırları karşılaştırılmalı olarak Çizelge 3.6' da özetlenmiştir.

Çizelge 3.6. Hayvan patolojisi verileri için karşılaştırmalı çift yönlü güven sınırları

İşlemler	Güven Sınırları			
	Dunnet Yöntemi		Genişletilmiş Dunnet Yöntemi	
Çift besleme				
20%	-2.7	9.5	-3.5	10.3
40%	-7.4	4.8	-8.2	5.6
Tümör				
20%	2.2	14.4	1.4	15.2
40%	10.8	23	10	23.8

Ortalamadan farklar,

$$\bar{X}_{11} - \bar{X}_{10} = (36,3 - 32,9) = 3,4$$

$$\bar{X}_{12} - \bar{X}_{10} = (41,2 - 32,9) = 8,3$$

$$\bar{X}_{21} - \bar{X}_{20} = (31,2 - 32,5) = -1,3$$

$$\bar{X}_{22} - \bar{X}_{20} = (49,8 - 32,9) = 16,9$$

olarak elde edilir. Sonuç olarak hem Eş. 3.7 ile verilmiş olan genişletilmiş Dunnet yöntemi karar kuralına göre, hem de Eş. 2.25 ile verilmiş olan Dunnet grup içi yöntemi karar kuralına göre; her iki besleme düzeyinde tümör kontrolden belirgin şekilde farklılaşmakta ve çift besleme kontrolden çok fazla farklılaşmamaktadır. Ancak genişletilmiş Dunnet yöntemine göre elde edilen tolerans değerinin 6,9 ve Dunnet grup içi yöntemine göre elde edilen tolerans değerinin değeri 6,1 olduğu göz önüne alınırsa; Dunnet grup içi yönteminin , genişletilmiş Dunnet yöntemine göre daha belirgin fark verdiği aşıkardır.

3.2.2. Yulaf verisi uygulaması

3 tanesi kimyasal işlem görmüş, biri kontrol olarak bırakılmış 4 yulaf tohum grubu deneylerinin sonuçları Stell ve Torrie (1980) tarafından yayımlanmıştır. Deney düzeni 4 grup ve 4 işlemin bulunduğu ayırık parseller düzenidir. 4 grup

ve 4 işlem için blok ortalamaları aşağıdaki şekilde verilmiştir.

Çizelge 3.7. Yulaf verisi blok ortalamaları

Tohum Grupları	Tohum işlemleri			
	Kontrol	Cresan M	Panogen	Agrox
Vicland(1)	36,1	50,6	45,9	37,3
Vicland(2)	50,9	55,4	53,1	54,3
Clinton	53,9	51,4	55,9	56,1
Branch	61,9	63,4	57,7	61,3

Her hücre dönüm başına kile ile ölçülen 4 gözlemin ortalamasını içermektedir. Grup sayısı $r = 4$, işlem sayısı $p = 3$ ve her gruptaki gözlem sayısı $n = 4$ iken ortak varyansın tahmini $s^2 = 20,31$ ve standart sapma $s = 4,506$ olarak hesaplanmış ve Dunnet grup içi testi uygulanmıştır. Kimyasal işlemlerin verimi arttırdığı öncelikli olarak kabul edildiği için tek yönlü testler kullanılmıştır. Sonuç olarak Vicland(1) grubu için, Dunnet grup içi yöntemi ile hem $P = 0,95$ hem de $P = 0,99$ durumunda Cresan M ve Panogen gruplarının kontrole göre belirgin fark yarattığı belirlenmiştir [Cheung ve Holland,1991].

Ayrık parseller düzeni için serbestlik derecesi;

$$f = (r - 1)(p + 1)(n - 1) = (4 - 1)(3 + 1)(4 - 1) = 36$$

olarak elde edilmiştir. Serbestlik derecesi $f = 36$ iken tek yönlü karşılaştırma için $d_{1\alpha}$ kritik değeri Çizelge 3.4' den elde edilecektir. Ancak bu çizelgede $f = 36$ serbestlik derecesinin karşılığı bulunmamaktadır. Önceki örnekte de yaptığımız gibi $f = 36$ için $d_{1\alpha}$ kritik değeri $f = 20$ ve $f = 40$ için çizelgeden elde edilen kritik değerlerin orantılanması yardımıyla hesaplanacaktır.

Grup sayısı $r = 4$, İşlem sayısı $p = 3$ ve $P = 0,95$ iken $f = 20$ serbestlik derecesinde $d_{1\alpha}$ kritik değeri 2,85 ve $f = 40$ serbestlik derecesi için $d_{1\alpha}$ kritik değeri 2,72 olarak elde edilir. Çizelge 3.4' in geneli incelendiğinde verilen tüm grup sayıları için serbestlik derecesi f büyüdükçe $d_{1\alpha}$ kritik değerinin küçüldüğü görülmektedir. Orantılandığında; f serbestlik derecesi 20'den 40'a 20 birim artarken, $d_{1\alpha}$ kritik değeri 0,13 birim küçülmektedir. Yani f serbestlik derecesi 1 birim büyüdüğünde $d_{1\alpha}$ kritik değeri 0,0065 birim küçülmektedir. Bu durumda f serbestlik derecesi 20'den 36'ya 16 birim arttığında $d_{1\alpha}$ kritik değeri 0,104 birim küçülecektir. Sonuç olarak $f = 36$ için ,

$$d_{1\alpha} = 2,85 - 0,104 = 2,75$$

olarak elde edilecektir. Buradan hesaplanacak olan Genişletilmiş Dunnet yöntemine ilişkin tolerans değeri;

$$d_{1\alpha} \sqrt{2s^2/n} = (2,75) \sqrt{2(20,31)/4} = 8,8$$

olacaktır.

Aynı koşullara karşılık gelen Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemine ilişkin kritik değerleri hesaplamaya çalışalım. Burada ihtiyacımız olacak d' kritik değeri önceki bölümde verilen Çizelge 2.1'den elde edilecektir. Ancak Çizelge 2.1 $f = 36$ değerini içermediği için d' kritik değeri $d_{1\alpha}$ gibi orantı yardımıyla elde edilecektir. Çizelge 2.1' den $f = 30$ serbestlik derecesi için $d' = 2,15$ ve $f = 40$ serbestlik derecesi için $d' = 2,13$ olarak elde edilir. Orantılandığında; f serbestlik derecesi 30'dan 40'a 10 birim artarken, d' kritik değeri 0,02 birim küçülmektedir. Yani f serbestlik derecesi 1 birim büyüdüğünde d' kritik değeri 0,002 birim küçülmektedir. Bu durumda f

serbestlik derecesi 30'dan 36'ya 6 birim arttığında d' kritik değeri 0,012 birim küçülecektir. Sonuç olarak $f = 36$ için ,

$$d' = 2,15 - 0.012 = 2.14$$

olarak elde edilecektir. Bu durumda Dunnet yöntemi için tolerans değeri

$$A = d's\sqrt{\frac{2}{N}} = (2,14)(4,5)\sqrt{\frac{2}{4}} = 6,8$$

olarak hesaplanır.

Bir önceki örnekte olduğu gibi Stell ve Torrie (1980) çalışmasından alınan veriler için hem Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemine göre hem de genişletilmiş Dunnet yöntemine göre üst güven sınırları hesaplanmış ve karşılaştırmalı olarak Çizelge 3.8' de özetlenmiştir.

Çizelge 3.8. Yulaf verisi için karşılaştırmalı güven üst sınırları

İşlemler	Güven Üst Sınırları	
	Dunnet Yöntemi	Genişletilmiş Dunnet Yöntemi
Cresan M		
Vicland 1	21.3	23.3
Vicland 2	11.3	13.3
Clinton	4.3	6.3
Branch	8.3	10.3
Panogen		
Vicland 1	16.6	18.6
Vicland 2	9	11
Clinton	8.8	10.8
Branch	2.6	4.6
Agrox		
Vicland 1	8	10
Vicland 2	10.2	12.2
Clinton	9	11
Branch	6.2	8.2

Burada Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ve genişletilmiş Dunnet yöntemine ait değerler incelendiğinde tüm işlemler için genişletilmiş Dunnet yöntemiyle elde edilen güven sınırlarının Dunnet yöntemiyle elde edilen sınırlardan daha geniş olduğu görülmektedir.

Ortalamadan farklar birinci işlem için,

$$\bar{X}_{11} - \bar{X}_{10} = 14,5$$

$$\bar{X}_{21} - \bar{X}_{20} = 4,5$$

$$\bar{X}_{31} - \bar{X}_{30} = -2,5$$

$$\bar{X}_{41} - \bar{X}_{40} = 1,5$$

olarak, ikinci işlem için,

$$\bar{X}_{12} - \bar{X}_{10} = 9,8$$

$$\bar{X}_{22} - \bar{X}_{20} = 2,2$$

$$\bar{X}_{32} - \bar{X}_{30} = 2$$

$$\bar{X}_{42} - \bar{X}_{40} = -4,2$$

olarak ve üçüncü işlem için ise,

$$\bar{X}_{13} - \bar{X}_{10} = 1,2$$

$$\bar{X}_{23} - \bar{X}_{20} = 3,4$$

$$\bar{X}_{33} - \bar{X}_{30} = 2,2$$

$$\bar{X}_{43} - \bar{X}_{40} = -0,6$$

olarak hesaplanır. Eş. 3.10 ile verilen genişletilmiş Dunnet yöntemi karar kuralına göre ve Eş. 2.25 ile verilen Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi karar kuralına göre bu örnekte 12 adet işlem ve kontrol karşılaştırmasında ne

Geniřletilmiř Dunnet yntemi ile ne de Dunnet grup ii yntemi ile belirgin bir fark elde edilememiř ve $P = 0,95$ iin Steel ve Torie'nin ulařtıęı sonuların aynısına ulařmıřtır [Cheung ve Holland,1991],

Sonu olarak; ama her biri sadece bir grup tohum kullanan pek ok ifti iin kimyasal iřlem tavsiyesinde bulunacak deneyi yapmak ise Dunnet grup ii ynteminin kullanılması yerinde olacaktır. Ancak ama, drt tohum trnn tamamını kullanan bir iftiye hangi iřlemi hangi tohum ile kullanacaęı tavsiyesinde bulunmak ise, Genelleřtirilmiř Dunnet yntemi daha verimli sonu verecektir [Cheung ve Holland,1991] .

4. İKİ FAKTÖRLÜ DENEYLERDE ÇOKLU KARŞILAŞTIRMALAR İÇİN PENG, LEE VE LIU YÖNTEMİ

Herhangi bir işlemin kontrolden belirgin biçimde farklı olup olmadığının incelenmesi için pek çok çoklu karşılaştırma yöntemi bulunmaktadır. Ancak sorun eşanlı güven alt sınırlarının oluşturulması olduğunda çoklu karşılaştırma yöntemlerinin sadece birkaçı çözüm sağlayabilmektedir.

Önceki bölümde tanıtımı yapılan Dunnet çoklu karşılaştırma yönteminde birleştirilmiş işlem ortalamaları kontrol ortalaması ile karşılaştırılmakta ve eşanlı güven alt sınırlarının oluşturulması sağlanmaktadır.

Peng, Lee ve Liu (2000) iki faktörlü deneylerde çoklu karşılaştırma problemlerinin eşanlı güven sınırlarının oluşturulmasında kullanılmak üzere yeni bir test istatistiği önermektedirler. Önerilen bu yöntemde I düzeyli A faktörü, J düzeyli B faktörü ve 0 indisi ile gösterilen kontrol ile verilen iki yönlü toplamsal model göz önüne alınmakta ve varyans analizinin bilinen varsayımları kabul edilmektedir. Bu varsayımlar, kontrol grubundan $X_{01}, \dots, X_{0n_0}$ bağımsız gözlemlerinin ve işlem gruplarından $X_{ij1}, \dots, X_{ijn}$ ($i = 1, \dots, I$ ve $j = 1, \dots, J$) gözlemlerinin bilinmeyen σ^2 ortak varyans (homojen varyans) ve sırasıyla μ_0 ve μ_{ij} ortalama, ile normal dağıldıklarıdır.

$\sum_{i=1}^I \alpha_i = 0$ ve $\sum_{j=1}^J \beta_j = 0$ iken toplamsal model

$$\mu_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij} \quad (4.1)$$

şeklindedir. Burada,

μ : işlem gruplarının genel ortalaması

α_i : A faktörünün i . düzeyinin etkisi

β_j : B faktörünün j . düzey etkisidir.

Ayrıca $\bar{X}_0$ kontrol grubunun, $\bar{X}_{ij}$ ise işlem grubunun örnek ortalamasıdır. μ_0 'ın μ_{ij} ile karşılaştırılmasının yanısıra $\mu_{i.}$ 'nin $\mu_{.j}$ ile karşılaştırılması ile de ilgilenilmektedir.

Belirtilen ortalamalar için

$$\mu_{i.} = \sum_{j=1}^J \mu_{ij} / J \quad (4.2)$$

$$\mu_{.j} = \sum_{i=1}^I \mu_{ij} / I \quad (4.3)$$

$$\mu = \sum_i \sum_j \mu_{ij} / IJ \quad (4.4)$$

eşitlikleri yazılabilir. Toplam örnek çapı,

$$N = n_0 + IJn \quad (4.5)$$

ve serbestlik derecesi,

$$f = N - IJ - 1 \quad (4.6)$$

formülleri ile bulunur. Ortak varyans σ^2 , nin bilinen birleştirilmiş tahmin edicisi olan s^2 ise

$$s^2 = \frac{\left[\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \sum_{r=1}^R (X_{ijr} - \bar{X}_{ij})^2 + \sum_{L=1}^{n_0} (X_{0L} - \bar{X}_0)^2 \right]}{f} \quad (4.7)$$

formülü ile elde edilir. s^2 istatistiği $\bar{X} = (\bar{X}_0, \bar{X}_{11}, \dots, \bar{X}_{IJ})$ ortalama vektöründen bağımsızdır ve fs^2/σ^2 ise f serbestlik dereceli ki-kare dağılımına sahiptir [Peng, Lee ve Liu , 2000].

Yokluk hipotezi,

$$H_0 : \mu_0 = \mu_{11} = \dots = \mu_{ij} \quad (4.8)$$

ve alternatif hipotez,

$$H_1 : \mu_0 \leq \mu_{ij} \quad (i = 1, \dots, I; j = 1, \dots, J) \quad (4.9)$$

şeklinde olup bu hipotez düzeni literatürde basit ağaç sıralaması (simple tree ordering) olarak adlandırılmaktadır [Peng, Lee ve Liu , 2000].

Dunnet' in

$$D_k = \max_{\substack{1 \leq i \leq I \\ 1 \leq j \leq J}} \frac{\bar{X}_{ij} - \bar{X}_0}{s \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}}} \quad (4.10)$$

istatistiğinin yeteri kadar büyük değerleri için H_0 'ın reddini önerdiği yöntem ve $k = IJ$ işlem grubu için oluşturduğu kritik değer çizelgeleri önceki bölümde incelenmişti. Miller (1981) ikili karşılaştırmalarda ağırlıklı ortalamaları kullanmıştır. Çoklu karşılaştırma problemlerinde kullanılmak üzere Bartholomew (1959) LRT (likelihood ratio test – olabilirlik oran testi) 'ni geliştirmiştir. Bu testin gücü yeterli olsada hesaplaması oldukça zordur. Olabilirlik oran testi için kritik değerler ise Robertson, Wridht ve Dykastra (1988) tarafından çalışılmıştır [Peng, Lee ve Liu , 2000].

4.1. Tanımlar ve Çoklu Karşılaştırma Yönteminin Oluşturulması

Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi bir kontrol ile işlem ortalamalarının farkı için güven sınırları oluşturulmasında kullanılmaktadır. Bu alt bölümde iki faktörlü deneylerde işlem ortalamaları ve bir kontrol ortalamasının farkı için eşanlı güven alt sınırlarının oluşturulmasında kullanılmak üzere Peng, Lee ve Liu (2000) tarafından önerilen çoklu karşılaştırma yöntemi tanıtılmıştır. Bu yöneme ilişkin teorik temel özetlenmiş, kritik değer çizelgelerine yer verilmiştir.

Çizelge 4.1 ve Çizelge 4.2 çoklu karşılaştırmalarda Peng, Lee ve Liu yöntemi için kritik değerleri vermektedir. Ayrıca Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ile Peng, Lee ve Liu yönteminin kıyaslamaları da ele alınmıştır.

İki faktörün ve bir kontrolün bulunduğu deneyde μ_0 ile μ_{ij} , μ_i , μ_j yada μ değerinin karşılaştırılması ile ilgilenilmektedir.

Karşılaştırma için ilgilenilen hücrelerin sayısı C ile belirtilmektedir. C ile belirtilen hücrelerin birleştirilmiş işlem ortalaması $\bar{X}_c$ ve örnek çapı n_c iken ($k = IJ$)

$$G_{k,c} = \max_{C \in c} \frac{\bar{X}_c - \bar{X}_0}{s \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}}} \quad (4.11)$$

istatistiğinin yeteri kadar büyük değerlerleri için H_0 hipotezi H_1 lehine rededilir.

$I \geq 2$ ve $J \geq 2$ iken yığın, tüm $\{(i, j)\}$ birimlerini, tüm $\{(i,1),(1,2),\dots,(i, J)\}$ satırlarını ve $\{(i, j); i = 1, \dots, I; j = 1, \dots, J\}$ tüm işlem kümesini içeren $(I + 1)(J + 1)$

tane alt kümeden oluşur. $I=1$ yada $J=1$ iken C yığını $(I \times I + 1)$ tane alt kümeden oluşur [Peng, Lee ve Liu , 2000].

Bu test istatistiğinin kritik değerleri Simülasyon yardımıyla Genz (1992)' in çalışmasından türetilerek Peng, Lee ve Liu (2000) çalışmasında verilmiştir. H_0 doğru iken $c_{k,c,f}^\alpha$ ile gösterilen değer $G_{k,c}$ dağılımının $1-\alpha$ yüzdeliği olarak kabul edilmiş, Genz (1992)' nin yaptığı gibi bu yüzdelikler Peng, Lee ve Liu (2000) tarafından boyutun sayısal integrasyonu ile türetilmiş ve $\{G_{k,c} \leq c_{k,c,f}^\alpha\}$ kabul bölgesinin karmaşıklığı nedeniyle bu yüzdelikler simülasyon yardımı ile hesaplanmıştır.

Peng, Lee ve Liu (2000)'nin simülasyon yoluyla belirledikleri kritik değerler $\alpha = 0,1$, $\alpha = 0,5$ ve $\alpha = 0,01$ işlem grupları $k = 2$, $k = 4$, $k = 6$, $k = 8$, $k = 10$ serbestlik dereceleri $f = 5$, $f = 7$, $f = 10$, $f = 15$, $f = 20$, $f = 25$, $f = 30$, $f = 40$, $f = 60$, $f = 100$, $f = \infty$ için ve eşit örnek çapı durumu göz önüne alınarak Çizelge 4.1 ' de gösterilmektedir.

Pratikte çoğunlukla kontrolün örnek çapı işlemlerin örnek çapından daha büyüktür ayrıca kontrol grubunun işlem grubunun iki katı örnek çapına sahip olması yaygındır ve Çizelge 4.2 $n_1 = n_2 = \dots = n_k = n$ ve $n_0 = 2n$ durumlarını içermektedir.

Peng, Lee ve Liu (2000) , Eş. 4.10 ve Eş. 4.11' den $G_{k,c} \geq D_k$ olduğunu göstermişlerdir. Burada $c_{k,c,f}^\alpha$ kritik değerinin $1-\alpha$ yüzdeliği Dunnet yönteminde karşılığı olan d' ve d'' kritik değerlerinden daha büyüktür [Peng, Lee ve Liu , 2000].

Çizelge 4.1. $P = 0,99$, $P = 0,95$ ve $P = 0,90$ iken $I \times J$ sayıda deney için $G_{k,c}$ istatistiğinin üst yüzdelik değerleri ($n_0 = n_1 = \dots = n_k$)

f	α	k = işlem grubu					
		2x1	2x2	2x3	2x4	3x3	2x5
5	0,10	1,90	2,29	2,48	2,62	2,67	2,72
	0,05	2,48	2,91	3,12	3,28	3,33	3,39
	0,01	3,96	4,53	4,80	5,00	5,07	5,16
7	0,10	1,80	2,16	2,33	2,45	2,49	2,55
	0,05	2,29	2,68	2,86	2,98	3,03	3,08
	0,01	3,47	3,92	4,13	4,28	4,34	4,40
10	0,10	1,74	2,07	2,23	2,34	2,37	2,42
	0,05	2,18	2,52	2,68	2,80	2,83	2,88
	0,01	3,16	3,54	3,71	3,83	3,87	3,92
15	0,10	1,69	2,00	2,15	2,25	2,29	2,33
	0,05	2,10	2,41	2,56	2,66	2,70	2,73
	0,01	2,96	3,27	3,41	3,52	3,56	3,61
20	0,10	1,67	1,97	2,11	2,22	2,24	2,29
	0,05	2,06	2,35	2,50	2,60	2,63	2,67
	0,01	2,86	3,16	3,29	3,39	3,42	3,46
25	0,10	1,65	1,95	2,09	2,19	2,22	2,26
	0,05	2,03	2,33	2,46	2,55	2,59	2,63
	0,01	2,80	3,09	3,22	3,31	3,34	3,38
30	0,10	1,64	1,94	2,08	2,17	2,20	2,25
	0,05	2,02	2,31	2,44	2,53	2,56	2,60
	0,01	2,76	3,04	3,17	3,26	3,28	3,32
40	0,10	1,63	1,92	2,06	2,15	2,19	2,23
	0,05	2,00	2,28	2,41	2,50	2,54	2,57
	0,01	2,72	2,99	3,11	3,19	3,23	3,26
60	0,10	1,62	1,91	2,04	2,14	2,17	2,20
	0,05	1,98	2,26	2,39	2,47	2,50	2,54
	0,01	2,68	2,94	3,05	3,13	3,17	3,19
100	0,10	1,61	1,90	2,03	2,12	2,15	2,19
	0,05	1,97	2,24	2,36	2,45	2,48	2,52
	0,01	2,65	2,90	3,01	3,08	3,11	3,15
∞	0,10	1,60	1,88	2,01	2,10	2,13	2,16
	0,05	1,94	2,21	2,33	2,42	2,44	2,48
	0,01	2,59	2,84	2,95	3,02	3,04	3,08

Çizelge 4.2. $P = 0,99$, $P = 0,95$ ve $P = 0,90$ iken $I \times J$ sayıda için $G_{k,c}$ istatistiğinin üst yüzdelik değerleri ($n_0 = 2n_1 = \dots = 2n_k$)

		k= işlem grubu					
f	α	2x1	2x2	2x3	2x4	3x3	2x5
5	0,10	1,95	2,41	2,63	2,79	2,85	2,91
	0,05	2,53	3,05	3,29	3,46	3,52	3,59
	0,01	4,02	4,70	5,02	5,24	5,31	5,42
7	0,10	1,85	2,27	2,46	2,60	2,64	2,70
	0,05	2,35	2,79	2,99	3,13	3,18	3,25
	0,01	3,53	4,04	4,27	4,45	4,51	4,58
10	0,10	1,78	2,17	2,35	2,47	2,51	2,56
	0,05	2,23	2,62	2,80	2,92	2,96	3,02
	0,01	3,21	3,63	3,83	3,96	4,00	4,06
15	0,10	1,73	2,09	2,26	2,37	2,41	2,46
	0,05	2,14	2,49	2,66	2,77	2,81	2,85
	0,01	3,00	3,35	3,51	3,62	3,66	3,71
20	0,10	1,71	2,06	2,22	2,33	2,36	2,41
	0,05	2,09	2,44	2,59	2,70	2,73	2,78
	0,01	2,89	3,23	3,38	3,48	3,51	3,56
25	0,10	1,69	2,03	2,19	2,30	2,33	2,38
	0,05	2,07	2,40	2,55	2,65	2,69	2,74
	0,01	2,83	3,16	3,30	3,39	3,42	3,47
30	0,10	1,68	2,02	2,18	2,28	2,31	2,36
	0,05	2,05	2,38	2,53	2,63	2,66	2,70
	0,01	2,79	3,11	3,24	3,34	3,36	3,41
40	0,10	1,67	2,01	2,16	2,26	2,29	2,34
	0,05	2,03	2,36	2,50	2,60	2,63	2,67
	0,01	2,75	3,05	3,18	3,27	3,30	3,34
60	0,10	1,66	1,99	2,14	2,24	2,27	2,31
	0,05	2,01	2,33	2,47	2,56	2,59	2,63
	0,01	2,70	3,00	3,12	3,20	3,23	3,26
100	0,10	1,65	1,98	2,12	2,22	2,25	2,29
	0,05	2,00	2,31	2,44	2,54	2,57	2,60
	0,01	2,67	2,96	3,07	3,15	3,18	3,21
∞	0,10	1,63	1,96	2,10	2,20	2,23	2,27
	0,05	1,98	2,28	2,41	2,50	2,52	2,57
	0,01	2,62	2,89	3,01	3,08	3,10	3,14

$\mu = (\mu_0, \mu_{11}, \dots, \mu_{IJ})$ üzerindeki $G_{k,c}$ testinin gücü $\pi(\mu)$ şeklinde ifade edilmektedir. $G_{k,c}$ testi için $\mu_{ij} - \mu_0 \leq v_{ij} - v_0$, $i = 1, \dots, I$ ve $j = 1, \dots, J$ iken $\pi(\mu) \leq \pi(v)$ olduğu, yansızlığı ve tutarlılığı Peng, Lee ve Liu (2000) tarafından

hem eşit örnek çapı hem de eşit olmayan örnek çapı durumlarında ispatlanmıştır. Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yönteminin hem eşit örnek çapı hem de eşit olmayan örnek çapı durumları incelenmiş, LRT testi, Dunnet testi ile arasındaki güç karşılaştırılması Monte Carlo metodu kullanılarak Peng, Lee ve Liu (2000) tarafından yapılmıştır. Standart sapmaları en fazla 0.005' dir. Kolaylık açısından, n toplam örnek çapı iken, $\sigma^2/n = 1$ olan eşit örnek çapı durumu göz önüne alınmıştır. Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yönteminin μ_0 ile μ_1 'nin karşılaştırılmasında LRT ve Dunnet testinden daha güçlü olduğunu göstermişlerdir. Ayrıca Peng, Lee ve Liu (2000)' nun çıkarımlarından işlem ortalaması kontrol ortalamasından büyük iken işlemin kontrolden daha iyi olduğuda söylenebilir [Peng, Lee ve Liu , 2000].

Herbir işlem ortalaması, μ_{ij} , ile kontrol ortalaması, μ_0 , arasındaki fark için Dunnet yönteminin tek yönlü eşanlı güven alt sınırları aşağıdaki biçimdedir.

$$(\mu_{ij} - \mu_0) \geq (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_0) - d's \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}} \quad (4.12)$$

Eş. 4.12' nin ağırlıklı ortalamaları Miller (1981)' deki gibi kullanılabilir, buna uygun eşanlı güven alt sınırları ise aşağıdaki şekilde oluşturulabilir.

$$(\mu_{i.} - \mu_0) \geq (\bar{X}_{i.} - \bar{X}_0) - d's \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}} \quad (4.13)$$

Burada örnek ortalaması

$$\bar{X}_{i.} = \frac{\sum_{j=1}^J \bar{X}_{ij}}{J}$$

formülü ile hesaplanır. Aynı biçimde $\mu_{.j} - \mu_0$ ve $\mu - \mu_0$ için de eşanlı güven alt sınırları aşağıdaki şekilde oluşturulabilir.

$$(\mu_{.j} - \mu_0) \geq (\bar{X}_{.j} - \bar{X}_0) - d's \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}} \quad (4.14)$$

$$(\mu - \mu_0) \geq (\bar{X} - \bar{X}_0) - d's \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}} \quad (4.15)$$

Burada da örnek ortalamaları

$$\bar{X}_{.j} = \frac{\sum_{i=1}^I \bar{X}_{ij}}{I}$$

ve

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \bar{X}_{ij}}{IJ}$$

formülleri ile hesaplanılır.

Peng, Lee ve Liu (2000) her bir işlem ortalaması μ_{ij} ile kontrol ortalaması μ_0 arasındaki fark için ve ağırlıklı ortalamalar için eşanlı güven alt sınırlarını

$$(\mu_{ij} - \mu_0) \geq (\bar{X}_{ij} - \bar{X}_0) - c_{k,c,f}^{\alpha} s \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}} \quad (4.16)$$

ve

$$(\mu_{i.} - \mu_0) \geq (\bar{X}_{i.} - \bar{X}_0) - c_{k,c,f}^{\alpha} s \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}} \quad (4.17)$$

biçiminde vermişlerdir. Benzer şekilde $\mu_{.j} - \mu_0$ ve $\mu - \mu_0$ için de eşanlı güven alt sınırları

$$(\mu_{.j} - \mu_0) \geq (\bar{X}_{.j} - \bar{X}_0) - c_{k,c,f}^{\alpha} s \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}} \quad (4.18)$$

ve

$$(\mu - \mu_0) \geq (\bar{X} - \bar{X}_0) - c_{k,c,f}^{\alpha} s \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}} \quad (4.19)$$

şekilde oluşturulabilir. Eş. 4.12, Eş. 4.13, Eş. 4.16 ve Eş. 4.17 tek yönlü eşanlı güven alt sınırları $\mu_{ij} \geq \mu_0$ varsayımı olmadan da kullanılabilir.

J en az 2 iken $c_{k,c,f}^{\alpha} \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}}$ değerinin $d' \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}}$ değerinden daha küçük olduğu gözlenmiştir. Peng, Lee ve Liu (2000) Dunnet yöntemine göre Çoklu karşılaştırma yöntemi kontrol ortalaması ve belirli işlem ortalamalarının kombinasyonları için daha keskin eşanlı güven altsınırları sağladığını göstermişlerdir [Peng, Lee ve Liu , 2000].

İşlem ortalamaları, kontrol ortalamasından küçük iken sırasıyla Eş. 4.12, Eş. 4.13, Eş. 4.16 ve Eş. 4.17 için ilgili tek yönlü eşanlı güven alt sınırları

$$(\mu_0 - \mu_{ij}) \geq (\bar{X}_0 - \bar{X}_{ij}) - d' s \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}} \quad (4.20)$$

$$(\mu_0 - \mu_{i.}) \geq (\bar{X}_0 - \bar{X}_{i.}) - d' s \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}} \quad (4.21)$$

$$(\mu_0 - \mu_{ij}) \geq (\bar{X}_0 - \bar{X}_{ij}) - c_{k,c,f}^{\alpha} s \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}} \quad (4.22)$$

ve

$$(\mu_0 - \mu_{i.}) \geq (\bar{X}_0 - \bar{X}_{i.}) - c_{k,c,f}^{\alpha} s \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{Jn}} \quad (4.23)$$

olarak elde edilmiştir. [Peng, Lee ve Liu , 2000].

Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yönteminin ve Dunnet çoklu karşılaştırma yönteminin etkinliği güven alt sınırlarının ortalama genişliği bakımından karşılaştırılmıştır. Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi için güven alt sınırlarının ortalama genişliği

$$c_{k,c,f}^{\alpha} \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}} E(s) \quad (4.24)$$

iken Dunnet yöntemi için güven alt sınırlarının ortalama genişliği

$$d' \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}} E(s) \quad (4.25)$$

olarak bulunmuştur. Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi güven alt sınırları ortalama genişliğinin, Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi güven alt sınırlarının ortalama genişliğine oranı

$$R_{k,f}^{\alpha} = \frac{d' \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}}}{c_{k,c,f}^{\alpha} \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}}} \quad (4.26)$$

olarak ifade edilir [Peng, Lee ve Liu , 2000].

$\alpha = 0.05$, serbestlik derecesi $f = \infty$, gözlem sayıları $n_0 = n_1 = \dots = n_k$, işlem grupları $k = 2, k = 4, k = 6, k = 8, k = 9, k = 10$ ve test için ilgilenilen C 'nin 1'den 10'a kadar kombinasyonları için Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi

güven alt sınırları ortalama genişliğinin, Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi güven alt sınırları ortalama genişliğine oranı $R_{k,v}^{\alpha}$ 'nin elde edilen değerleri Çizelge 4.3 'de özetlenmektedir..

Çizelge 4.3. Dunnet yönteminin güven alt sınırlarının ortalama genişliğinin Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi güven alt sınırlarının ortalama genişliğine oranı
($\alpha = 0.05$, $f = \infty$, $n_0 = n_1 = \dots = n_k$)

Kombinasyonlar	$k = 2$	$k = 4$	$k = 6$	$k = 8$	$k = 9$	$k = 10$
1	0,990	0,977	0,983	0,988	0,992	0,988
2	1,143	1,129	1,135	1,140	1,145	1,141
3		1,197	1,204	1,209	1,215	1,210
4		1,236	1,243	1,249	1,255	1,250
5			1,269	1,275	1,280	1,275
6			1,287	1,293	1,299	1,293
7				1,306	1,312	1,307
8				1,317	1,322	1,317
9					1,331	1,325
10						1,332

Kontrolle karşı bir tek işlemin bulunduğu durumda Dunnet çoklu karşılaştırma yönteminin güven alt sınırlarının ortalama genişlikleri, Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi güven alt sınırlarının ortalama genişliklerinden daha kısadır. Ancak oranlar 1'e çok yakındır ve etkinlik kaybı %2,3'den fazla değildir. İki yada daha fazla işlemin kombinasyonu için Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi ortalama genişlikleri Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ortalama genişliklerinden daha kısadır. Çoklu karşılaştırma yönteminin Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemine oranı 1'den büyüktür ve etkinlik kazanımları en az %12,9'dur [Peng, Lee ve Liu , 2000].

Negatif olmayan güven alt sınır olasılıkları için Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ve Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi karşılaştırılması da yapılmıştır [Peng, Lee ve Liu , 2000].

Deney bir kontrol içeren 2x3 düzenidir. α_1 ve α_2 ile satır etkileri β_1 , β_2 ve β_3 ile de sütun etkileri ifade edilmektedir. Kontrol ortalamasının sıfır olduğu varsayımı altında $\mu_0 = 0$ ve $n_0 = 2n$ 'dir. Göz önüne alınan altı durum

- i. $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$ $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 2.0$
- ii. $\alpha_1 = 0$ $\alpha_2 = 1.0$ $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 2.0$
- iii. $\alpha_1 = 0$ $\alpha_2 = 2.0$ $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 2.0$
- iv. $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$ $\beta_1 = 1.0$ $\beta_2 = 2.0$ $\beta_3 = 3.0$
- v. $\alpha_1 = 0$ $\alpha_2 = 1.0$ $\beta_1 = 1.0$ $\beta_2 = 2.0$ $\beta_3 = 3.0$
- vi. $\alpha_1 = 0$ $\alpha_2 = 2.0$ $\beta_1 = 1.0$ $\beta_2 = 2.0$ $\beta_3 = 3.0$

olarak özetlenebilir.

Her bir durum için Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemine göre ve Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemine göre negatif olmayan güven alt sınırlarının olasılıkları hesaplanmıştır. Kolaylık sağlaması amacıyla $\sigma^2/n = 1$ varsayılmıştır. Bu hesaplama ile ilişkin sonuçlar Çizelde 4.4' de görülmektedir.

Bu olasılıklar, satır ortalaması $\mu_{i.}$ ile kontrol ortalaması μ_0 arasında, sütun ortalaması $\mu_{.j}$ ile kontrol ortalaması μ_0 arasında ve genel ortalama μ ile kontrol ortalaması μ_0 arasında fark bulunması yüzdeleridir.

Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemine göre elde edilen negatif olmayan güven alt sınır olasılıkları Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemine göre elde edilen olasılıklardan her zaman daha yüksektir [Peng, Lee ve Liu , 2000].

Çizelge 4.4. Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ve Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemine göre negatif olmayan güven alt sınırlarının olasılıkları. ($n_0 = 2n_1 = \dots = 2n_k$)

Durum	Metod	$\mu_{1.} - \mu_0$	$\mu_{2.} - \mu_0$	$\mu_{.1} - \mu_0$	$\mu_{.2} - \mu_0$	$\mu_{.3} - \mu_0$	$\mu - \mu_0$
i	D	0,171	0,171	0,193	0,193	0,193	0,144
	PLL	0,413	0,413	0,341	0,341	0,341	0,516
ii	D	0,171	0,558	0,357	0,357	0,357	0,327
	PLL	0,413	0,810	0,536	0,536	0,536	0,743
iii	D	0,171	0,893	0,553	0,553	0,553	0,565
	PLL	0,413	0,976	0,722	0,722	0,722	0,897
iv	D	0,171	0,171	0,031	0,193	0,533	0,144
	PLL	0,413	0,413	0,079	0,341	0,722	0,516
v	D	0,171	0,558	0,086	0,357	0,737	0,327
	PLL	0,413	0,810	0,181	0,536	0,862	0,743
vi	D	0,171	0,893	0,193	0,553	0,872	0,565
	PLL	0,413	0,976	0,341	0,722	0,944	0,897

(D: Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemini PLL: Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemini ifade etmektedir.)

4.2. Peng, Lee ve Liu Çoklu Karşılaştırma Yöntemine İlişkin Uygulama

Cochran ve Cox (1957) patateslerdeki kabuk problemlerinin giderilmesinde kullanılan sülfürün etkileri üzerine çalışma yapmışlardır. Faktörlerden birinin mevsim diğerinin ise gübreleme düzeyi olduğu bu çalışmanın verileri aşağıda verilmiştir. Kontrol dışındaki parsellere dönüm başına 300, 600 ve 1200 birimlik gübre karıştırılmıştır. Buna göre dönüm başına 300 birim gübre eklemesi yapılan parselden sonbaharda alınan veriler “S3” olarak, yine dönüm başına 300 birim gübre eklemesi yapılan parselden ilkbaharda alınan veriler “İ3” olarak adlandırılmıştır. Benzer biçimde dönüm başına 600 birim gübre eklemesi yapılan parselden sonbaharda alınan veriler “S6” olarak, dönüm başına 600 birim gübre eklemesi yapılan parselden ilkbaharda alınan veriler “İ6” olarak, dönüm başına 1200 birim gübre eklemesi yapılan parselden sonbaharda alınan veriler “S12” olarak ve dönüm başına 1200 birim gübre eklemesi yapılan parselden ilkbaharda alınan veriler “İ12” olarak adlandırılmıştır.

Çizelge 4.5. Patateslerdeki kabuk problemlerine sülfür etkisine ilişkin veri

Kontrol	S3	İ3	S6	İ6	S12	İ12
2	9	30	16	18	10	17
0	9	7	10	24	4	7
24	16	21	18	12	4	16
29	4	9	18	19	5	17
30						
18						
32						
26						

(İ: ilkbahar işlemlerini, S: Sonbahar işlemlerini ifade etmektedir.)

Her işlem grubu için dört gözlem ve kontrol grubu için sekiz gözlem yapılmıştır. Kontrol ortalaması

$$\bar{X}_0 = \frac{\sum_{L=1}^{n_0} X_0}{n_0}$$

formülü ile hesaplanarak $\bar{X}_0 = 22,6$ olarak elde edilmiştir. İşlemlere ait örnek ortalamaları ise

$$\bar{X}_{i.} = \frac{\sum_{j=1}^J \bar{X}_{ij}}{J}$$

ve

$$\bar{X}_{.j} = \frac{\sum_{i=1}^I \bar{X}_{ij}}{I}$$

formülleri yardımı ile ve genel işlem ortalaması

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \bar{X}_{ij}}{IJ}$$

ile hesaplanır. Buna göre işlem ortalamaları aşağıda özetlenmiştir.

Çizelge 4.6. Sülfür uygulamasına ilişkin işlem ortalamaları

Gübreleme Düzeyi	Mevsimler	
	Sonbahar	İlkbahar
300	9,5	16,8
600	15,5	18,2
1200	5,8	14,2

Mevsim faktörünün düzeylerinin ortalamaları,

$$\bar{X}_{1.} = 10,27 \text{ ve } \bar{X}_{2.} = 16,4$$

olarak ve gübreleme faktörünün düzeylerinin ortalamaları

$$\bar{X}_{.1} = 13,5, \bar{X}_{.2} = 16,85 \text{ ve } \bar{X}_{.3} = 10$$

olarak hesaplanır. Son olarak genel ortalama ise

$$\bar{X} = 13,3$$

olarak hesaplanır. Serbestlik derecesi

$$f = (8 - 1) + 6(4 - 1) = 25$$

iken, ortak varyansın tahmini

$$s^2 = \frac{\left[\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \sum_{r=1}^R (X_{ijr} - \bar{X}_{ij})^2 + \sum_{L=1}^{n_0} (X_{0L} - \bar{X}_0)^2 \right]}{f}$$

formülü ile $s^2 = 44,9$ olarak ve standart sapma ise $s = 6,7$ bulunur. Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ve Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi istatistikleri aşağıda verilmiştir.

$$D_6 = \max_{\substack{1 \leq i \leq 2 \\ 1 \leq j \leq 3}} \frac{\bar{X}_0 - \bar{X}_{ij}}{s \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}}}$$

$$G_{6,c} = \max_{C \in c} \frac{\bar{X}_0 - \bar{X}_c}{s \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}}}$$

$P = 0,95$ iken Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi tek yanlı test için kritik değeri Çizelge 2.1' den elde edilir. Bu çizelgede $f = 25$ serbestlik derecesine karşılık gelen kritik değer bulunmadığı için d' kritik değeri önceki bölümlerde de açıklandığı şekilde orantı yardımıyla elde edilecektir. Çizelge 2.1' den İşlem sayısı 6 iken $f = 24$ serbestlik derecesi için kritik değer $d' = 2,43$ olduğu ve $f = 30$ serbestlik derecesi için kritik değer $d' = 2,40$ olduğu görülmektedir. Bu bilgiler ışığında $f = 25$ serbestlik derecesi için kritik değer $d' = 2,425$ olarak elde edilir. Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi kritik değeri ise Çizelge 4.2' den $c = 2,55$ olarak elde edilir.

Cochran ve Cox (1957) çalışmasından göz önüne alınan onüç karşılaştırma için eşanlı güven alt sınırları Çizelge 4.7' de verilmiştir.

Çizelge 4.7 iki bölüme ayrılmıştır. İlk bölüm kontrole karşı bir tek işlemin olduğu $\mu_{ij} - \mu_0$ güven alt sınırları içindir. Hem Dunnet çoklu karşılaştırma

yöntemi hemde Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi S3 ile kontrol arasındaki farkı ve S12 ile kontrol arasındaki farkı ortaya koymaktadır.

Çizelge 4.7. Kabuk problemlerinde sulfur kullanımının etkisi için %95’lik eşanlı güven alt sınırları .

	İşlemler	Güven Alt Sınırları	
		Dunnet Çoklu Karşılaştırma Yöntemi	Peng Lee ve Liu Çoklu Karşılaştırma Yöntemi
Tek İşlemler			
	S3	2,91	2,62
	İ3	-4,39	-4,68
	S6	-3,09	-3,38
	İ6	-5,79	-6,08
	S12	6,61	6,32
	İ12	-1,71	-2,08
Birleştirilmiş işlemler			
	3	-0,74	0,90
	6	-4,44	-2,80
	12	2,41	4,05
	S	2,14	4,53
	İ	-3,99	-1,60
	≥ 6	-1,02	1,77
	≥ 3	-0,93	2,29

Çizelge 4.7’ in ikinci bölümü kontrole karşı birleştirilmiş işlemlerin $\mu_c - \mu_0$ güven alt sınırları içindir. Burada 3 ifadesi, dönüm başına 300 birim gübre eklemesi yapılan sonbahar gözlemi S3 ve ilkbahar gözlemi İ3 ‘ün birleştirilmiş işlemidir. Benzer biçimde açıklayacak olursak, 6 ifadesi, dönüm başına 600 birim gübre eklemesi yapılan sonbahar gözlemi S6 ve ilkbahar gözlemi İ6 ‘ün birleştirilmiş işlemi, 12 ifadesi ise dönüm başına 1200 birim gübre eklemesi yapılan sonbahar gözlemi S12 ve ilkbahar gözlemi İ12 ‘nin birleştirilmiş işlemidir. S ifadesi dönüm başına 300 birim, 600 birim ve 1200 birim gübre eklemesi yapılan sonbahar gözlemleri S3, S6 ve S12 ‘nin birleştirilmiş işlemidir. Benzer şekilde İ ile dönüm başına 300 birim, 600 birim ve 1200

birim gübre eklemesi yapılan ilkbahar gözlemleri İ3, İ6 ve İ12 'nin birleştirilmiş işlemi ifade edilmektedir. “ ≥ 6 ” ile dönüm başına 600 birim ve daha fazla gübre eklemesi yapılan sonbahar ve ilkbahar gözlemlerinin birleştirilmiş işlemi ifade edilmekte olup, bunlar S6, S12, İ6 ve İ12 gözlemleridir. Ayrıca “ ≥ 3 ” ile dönüm başına 300 birim ve daha fazla gübre eklemesi yapılan sonbahar ve ilkbahar gözlemlerinin birleştirilmiş işlemi ifade edilmekte olup, bunlar S3, S6, S12, İ3, İ6 ve İ12 gözlemleridir.

Hem Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi hemde Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi kontrol ile 12 (S12 ve İ12) arasındaki farkın yanı sıra kontrol ile S (S3,S6 ve S12) arasındaki farkı da ortaya koymaktadır. Bunun yanı sıra Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi, kontrol ile 3 (S3 ve İ3) arasındaki farkı ve ≥ 6 (S6,İ6,S12 ve İ12) arasındaki farkı da ortaya koymaktadır. Ayrıca sulfur uygulamasının ≥ 3 (S3,İ3,S6,İ6,S12 ve İ12) kabuk problemlerinde anlamlı bir azalma sağladığı bulunmuştur. Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi bu üç farkı belirlemekte başarısızdır.

Sonuç olarak bu örnekte kontrol ortalaması μ_0 ile faktör ortalamaları μ_i yada $\mu_{.j}$ arasındaki farkın belirlenmesinde Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi Dunnet çoklu karşılaştırma yönteminden daha iyi sonuçlar vermiştir [Peng, Lee ve Liu , 2000].

5. SİMÜLASYON ÇALIŞMASI

Önceki bölümlerde tanıtılan ve sayısal örnekler ile açıklanmaya çalışılan Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi, genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ve çoklu karşılaştırmalar için Peng, Lee ve Liu yönteminin birbiriyle karşılaştırılması amacıyla simülasyon çalışması düzenlenmiştir.

Beş işlem, beş grup ve bir kontrolün bulunduğu deney düzeninde çalışma yapılmıştır. Böyle bir deney düzeninde kontrol hariç beş işlem ve beş grup olduğundan $5 \times 5 = 25$ alt yığın bulunmaktadır. Kontrol için örnekler $X_0 \sim N(0.5,1)$ yığınınından seçilmiştir ve 25 alt yığın aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

Çizelge 5.1. Simülasyon çalışmasında kullanılan alt yığınların özellikleri

$X_{11} \sim N(0.5,1)$	$X_{12} \sim N(0.5,1)$	$X_{13} \sim N(37.5,1)$	$X_{14} \sim N(25,1)$	$X_{15} \sim N(12.5,1)$
$X_{21} \sim N(0.5,1)$	$X_{22} \sim N(0.5,1)$	$X_{23} \sim N(37.5,1)$	$X_{24} \sim N(25,1)$	$X_{25} \sim N(12.5,1)$
$X_{31} \sim N(0.5,1)$	$X_{32} \sim N(0.5,1)$	$X_{33} \sim N(37.5,1)$	$X_{34} \sim N(25,1)$	$X_{35} \sim N(12.5,1)$
$X_{41} \sim N(0.5,1)$	$X_{42} \sim N(0.5,1)$	$X_{43} \sim N(37.5,1)$	$X_{44} \sim N(25,1)$	$X_{45} \sim N(12.5,1)$
$X_{51} \sim N(0.5,1)$	$X_{52} \sim N(0.5,1)$	$X_{53} \sim N(37.5,1)$	$X_{54} \sim N(25,1)$	$X_{55} \sim N(12.5,1)$

Birinci ve ikinci işlem için alt yığınlara ait ortalamaların tamamı birbirine eşit alınmıştır. Bu durumda birinci ve ikinci işlemin yığın ortalamaları $\mu_{.1} = \mu_{.2} = 0,5$ olup kontrol yığın ortalamasına eşittirler. Üçüncü dördüncü ve beşinci işlemlerin herbiri için de alt yığın ortalamaları eşit olup bunlar $\mu_{.3} = 37,5$, $\mu_{.4} = 25$ ve $\mu_{.5} = 12,5$ olarak alınmıştır. Üçüncü, dördüncü ve beşinci işlemlere ilişkin yığın ortalamaları kontrolden farklıdır.

Kontrol için alt yığın çapı $n_0 = 20$ ve işlemlere ait alt yığın çapları $n_{ij} = 4$ olacak şekilde örnek seçme işlemi visual basic programında yapılmıştır.

Beş işlem ve beş grubun bulunduğu durumda genişletilmiş Dunnet yöntemi ve Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi alt gözlemlerin kontrol ile

karşılaştırılmasına ve birleştirilmiş işlemler için de kontrol ile karşılaştırma yapılmasına olanak sağlamaktadır. Ancak Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi tek faktörlü deneylerde kullanılan bir yöntem olduğu için sadece işlemler ile kontrol ortalamasının farkı için karşılaştırmaya olanak vermekte, alt gözlemlerin kontrol ile ve birleştirilmiş işlemlerin kontrol ile karşılaştırılmasında kullanılamamaktadır. Asıl amacımız iki faktörlü deneylerde kontrol ve işlem etkilerinin karşılaştırılması olup bu sebepten simülasyon çalışmamızda öncelikle işlemler ile kontrolün karşılaştırılması amaçlanmıştır.

İşlem etkileri ile kontrolün karşılaştırılması için yukarıda belirtilen örnek çekme işlemi 1200 kez tekrarlanmıştır. Bu 1200 durumun herbirinde sözü edilen çoklu karşılaştırma yöntemleri kullanılmış ve H_0 hipotezini red etme oranları hesaplanmıştır. İlgilenilen yöntemlerin $P = 0,95$ iken deneye uygun kritik değerleri sırasıyla, Dunnet yöntemi için $d'' = 2,594$, genişletilmiş Dunnet yöntemi için $d_{2\alpha} = 3,155$ ve Peng, Lee ve Liu yöntemi için $c_\alpha = 2,525$ olarak bulunmuştur.

Birinci ve ikinci işlem için kontrol ile işlem yığın ortalamalarının birbirine eşit olduğu bilinmektedir. Kontrol ile işlem yığın ortalamalarının eşitliği üzerine kurulmuş olan H_0 hipotezi doğrudur. Deneyin 1200 tekrarında Çizelge 5.1 ile özellikleri verilen alt yığınlar için doğru olan H_0 hipotezinin red edilmeme olasılıkları aşağıdaki şekilde gerçekleşmiştir.

Çizelge 5.2. H_0 hipotezinin red edilmeme olasılıkları

	1. İşlem	2. İşlem
Dunnet Çoklu Karşılaştırma Yöntemi	0,9967	0,9942
Genişletilmiş Dunnet Çoklu Karşılaştırma Yöntemi	0,98	0,9775
Peng, Lee ve Liu Çoklu Karşılaştırma Yöntemi	0,9975	0,9983

Bu oranlar $1 - \alpha$ değerinin bir tahminini vermektedir. Oranlar üç yöntem için de birbirlerine yakın olmakla birlikte Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ve Peng, Lee ve Liu yöntemi ile daha yüksek oranlar elde edildiği görülmektedir.

Üçüncü, dördüncü ve beşinci işlemlerin kontrol ile işlem yığın ortalamalarının birbirinden farklı olduğu bilinmektedir. Deneyin 1200 tekrarında yanlış olduğu bilinen hipotezin red edilme oranları aşağıdaki şekilde gerçekleşmiştir.

Çizelge 5.3. Yanlış olduğu bilinen hipotezin red edilme oranları

	3. İşlem	4. İşlem	5. İşlem
Dunnet Çoklu Karşılaştırma Yöntemi	0,9975	0,99	0,9858
Genişletilmiş Dunnet Çoklu Karşılaştırma Yöntemi	0,9733	0,9558	0,8116
Peng, Lee ve Liu Çoklu Karşılaştırma Yöntemi	0,9983	0,9925	0,9891

Bu oranlar testin gücünün bir tahminini vermektedir. Yukarıdaki özet sonuçlara bakıldığında bu oran Dunnet yöntemi ve Peng, Lee ve Liu yöntemi ile % 99' un altına düşmemiştir.

İki faktörlü deneylerde kullanılabilen genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ve çoklu karşılaştırmalar için Peng, Lee ve Liu yönteminin birbirleriyle karşılaştırması amacıyla deney tekrarlanmıştır. Bu deney için de daha önce özellikleri belirtilen yığınlardan seçim yapılmış ve 25 ayrı alt gözlem ile kontrolün karşılaştırılması 1200 kez tekrarlanmıştır. Bu 1200 durumun herbirinde genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ve Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi için H_0 hipotezini red etme oranları hesaplanmıştır. Bu deneyde alt yığın ortalamalarının kontrol yığın ortalamasından farklı olduğu bilinen üçüncü, dördüncü ve beşinci işlemler için yanlış olduğu bilinen hipotezin red edilme oranları genişletilmiş Dunnet yöntemi ve Peng, Lee ve Liu yöntemi için ayrı ayrı özetlenmiştir.

Çizelge 5.4. Dunnet yöntemi ve Peng, Lee ve Liu yöntemi için yanlış olduğu bilinen hipotezin red edilme oranları

	Genişletilmiş Dunnet Çoklu Karşılaştırma Yöntemi			Çoklu Karşılaştırmalar için Peng, Lee ve Liu Yöntemi		
	3. işlem	4. işlem	5. işlem	3. işlem	4. işlem	5. işlem
1. grup	0,9737	0,9554	0,8996	0,9970	0,9925	0,9879
2. grup	0,9696	0,9346	0,8399	0,9897	0,9862	0,9783
3. grup	0,9593	0,9497	0,9078	0,9982	0,9849	0,9792
4. grup	0,9608	0,9509	0,8773	0,9937	0,9917	0,9863
5. grup	0,9499	0,9539	0,8481	0,9960	0,9892	0,9751

Bu çalışmanın sonuçlarına göre alt gözlemlerin Çizelge 5.1 ile özellikleri verilen alt yığınlar için kontrol ile karşılaştırılmasında Peng, Lee ve Liu yönteminin genişletilmiş Dunnet yöntemine göre daha güçlü olduğu söylenebilir. Peng, Lee ve Liu yöntemine göre elde edilen oranlar % 97, 51' in altına düşmemekte, ancak genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ile elde edilen en yüksek oran % 97,37' de kalmaktadır.

6. ÇOKLU KARŞILAŞTIRMA YÖNTEMLERİNİN HAM PROTEİN VERİMİ İÇİN UYGULAMASI

Bu bölümde önceki bölümde özetlenmeye çalışılan Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi, genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ve Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi için sayısal bir örnek üzerinde uygulamaya yer verilecektir.

Çoklu karşılaştırma yöntemlerinin kullanım yeri genellikle tıbbi ve biyolojik alanlardır. İlaç geliştirme problemlerinde etkilerin bir kontrolle yada standartla karşılaştırılmasına, yada zirai amaçlı kullanımlara sıkça rastlanmaktadır. Ziraatin geliştirilmesi ve standartlarının oluşturulması amacıyla ülkemizde de yoğun olarak zirai araştırmalar yapılagelmektedir.

Korunga (*Onobrychis sativa* L.) uzun ömürlü çok yıllık, kurağa ve özellikle soğuğa dayanıklı bir yem bitkisidir. Küçük ve büyük baş hayvanlarda yem olarak çoğunlukla kurutularak kullanılan bitki, aynı zamanda iyi bir bal özü bitkisidir. 2000 – 2003 yıllarında Uludağ Üniversitesi Tarımsal araştırma ve uygulama merkezinde korunganın ülkemiz koşullarında üretim özelliklerini belirlenmesi amacıyla bir araştırma yürütülmüştür. Bu araştırmada, korungaya uygulanacak değişik sıra aralıkları (15,30,45,60,75cm) ve tohum miktarlarının (2,4,6,8,10kg / da) kuru ot ve protein verimine etkisi belirlenmeye çalışılmıştır. Araştırmanın tüm verileri Türk (2005)' den elde edilebilir.

Türk (2005) bitki boyu, kuru ot verimi ve ham protein verimlerini ayrı ayrı incelemiş, varyans analizlerini yapmıştır. Sonuçta 15cm aralık ve 10kg / da tohum miktarının en verimli sonucu verdiğini saptamıştır.

Bu araştırmanın ham protein verilerini 10kg / da kontrol olacak biçimde düzenleyerek önceki bölümlerde tanıtılan Dunnet çoklu karşılaştırma

yöntemi, genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ve Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemlerinin uygulaması yapılacaktır.

Çizelge 6.1. Türk (2005) çalışmasından alınan ham protein verimine ilişkin veri

SIRA ARASI	TOHUM MİKTARI				
	Kontrol (10kg/da)	2 kg/da	4 kg/da	6 kg/da	8 kg/da
15	82,0	45,3	69,6	65,8	76,5
	205,8	115,4	175,8	116,7	193,8
	154,6	85,7	130,5	123,7	143,6
30	66,7	59,6	50,2	61,1	57,3
	148,5	155,8	131,2	149,1	130,7
	110,2	115,6	97,4	110,7	96,2
45	49,2	46,4	48,8	51,1	49,9
	128,5	101,5	127,4	133,6	130,3
	95,4	75,3	94,6	99,2	96,8
60	43,1	32,5	47,3	47,9	48,5
	128,4	85,0	123,6	125,1	126,9
	95,3	63,1	94,6	92,9	94,2
75	39,8	23,7	30,7	25,2	34,7
	104,0	62,0	80,2	65,8	90,6
	77,2	46,0	59,5	48,9	67,2

Türk (2005) çalışmasından elde edilen veriye öncelikle Dunnet çoklu karşılaştırma yönteminin uygulaması yapılmıştır. Tohum miktarının ham protein verimi üzerindeki etkisi incelenmiştir. Üzerinde çalışılan problemde dikim sıra aralıkları ve tohum miktarının etkisi incelenmiş olmakla birlikte ham protein verimine etki eden iklim, yağış miktarı, toprağın nadasa bırakılma ve otlama sıklığı gibi başka faktörlerde mevcuttur. Ayrıca ham protein verimi negatif bir değer almamaktadır.

Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi tek faktörlü deneylerde kullanılan bir yöntem olduğu için sadece tohum sıklığının ham protein verimi üzerine etkisini irdelemek üzere uygulama yapılmıştır. Benzer biçimde deney, sıra aralıklarının ham protein verimi üzerine etkisini araştırmak için de düzenlenebilir. Bir sonraki adım ise her bir tohum miktarı için tüm sıra

aralıklarında Dunnet çoklu karşılaştırma testinin ayrı ayrı uygulanmasıdır ki, bu yöntem zaten Dunnet grup içi yöntemi olarak adlandırılmaktadır.

Türk (2005) çalışmasından alınan veri, tohum miktarının ham protein verimi üzerindeki etkisini belirlemek için Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemini uygulamak üzere tekrar düzenlenmiş ve Çizelge 6.2.' de verilmiştir. Daha önce de belirtildiği gibi 10kg / da tohum miktarı kontrol olarak tutulmaktadır.

Çizelge 6.2. Ham protein verimine ilişkin verinin Dunnet yöntemi için uyarlanması.

TOHUM MİKTARI				
Kontrol (10kg/da)	2 kg/da	4 kg/da	6 kg/da	8 kg/da
82,0	45,3	69,6	65,8	76,5
205,8	115,4	175,8	116,7	193,8
154,6	85,7	130,5	123,7	143,6
66,7	59,6	50,2	61,1	57,3
148,5	155,8	131,2	149,1	130,7
110,2	115,6	97,4	110,7	96,2
49,2	46,4	48,8	51,1	49,9
128,5	101,5	127,4	133,6	130,3
95,4	75,3	94,6	99,2	96,8
43,1	32,5	47,3	47,9	48,5
128,4	85,0	123,6	125,1	126,9
95,3	63,1	94,6	92,9	94,2
39,8	23,7	30,7	25,2	34,7
104,0	62,0	80,2	65,8	90,6
77,2	46,0	59,5	48,9	67,2

Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi işlem ortalamaları,

$$\bar{X}_i = \sum_{j=1}^{n_i} X_{ij} / n_i$$

formülü ile hesaplanarak, birinci işlem olan 2kg / da tohum miktarının ortalaması $\bar{X}_1 = 74,2$, ikinci işlem olan 4kg / da tohum miktarının ortalaması

$\bar{X}_2 = 90,8$, üçüncü işlem $6kg/da$ tohum miktarının ortalaması $\bar{X}_3 = 87,8$ ve dördüncü işlem $8kg/da$ tohum miktarının ortalaması $\bar{X}_4 = 95,8$ olarak elde edilmiştir. Kontrol olan $10kg/da$ tohum miktarının ortalaması ise ,

$$\bar{X}_0 = \sum_{i=1}^{n_0} X_{i0} / n_0$$

formülü ile hesaplanarak, $\bar{X}_0 = 101,9$ olarak bulunmuştur. Serbestlik derecesi ise,

$$f = \left(\sum_{i=0}^p n_i \right) - (p + 1)$$

formülü ile hesaplanmış ve $f = 70$ olarak elde edilmiştir. Ortak varyansın tahmini

$$s^2 = \frac{\sum_{i=0}^p \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2}{f}$$

formülü kullanılarak, $s^2 = 1641$ ve standart hatası $s = 41$ olarak elde edilmiştir.

Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemine ait tek yönlü kritik değer, $P = 0,95$ iken Çizelge 2.1'den elde edilmelidir. Ancak Çizelge 2.1 $f = 70$ serbestlik derecesi değerini içermemektedir. Bu durumda kritik değer en yakın serbestlik derecelerinden orantı yardımıyla elde edilmelidir. Çizelge 2.1 incelendiğinde, $p = 4$ işlem sayısı için $f = 60$ ve $f = 120$ serbestlik dereceleri için kritik değer içerdiği görülmektedir. Serbestlik derecesi $f = 60$ için kritik değer $d' = 2,21$ ve $f = 120$ serbestlik derecesi için kritik değer

$d' = 2,18$ olarak bulunur. Bu bilgiler ışığında işlem sayısı $p = 4$ ve serbestlik derecesi $f = 70$ için kritik değer $d' = 2,205$ olacaktır.

Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemine ait çift yönlü kritik değer ise $P = 0,95$ iken Çizelge 2.3' den elde edilmelidir. Çizelge 2.3' de Çizelge 2.1 gibi $f = 70$ serbestlik derecesi değerini içermemektedir. Kritik değer yine en yakın serbestlik derecelerinden orantı yardımıyla elde edilmelidir. Çizelge 2.3 incelendiğinde, $p = 4$ işlem sayısı için $f = 60$ ve $f = 120$ serbestlik dereceleri için kritik değer içerdiği görülmektedir. Serbestlik derecesi $f = 60$ için kritik değer $d'' = 2,55$ ve $f = 120$ serbestlik derecesi için kritik değer $d'' = 2,51$ olarak bulunur. Bu bilgiler ışığında işlem sayısı $p = 4$ ve serbestlik derecesi $f = 70$ için kritik değer $d'' = 2,544$ olacaktır.

Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi için,

H_0 : kontrol en iyidir

ve

H_1 : i. kategori en iyi faktör düzeyidir

şeklinde ifade edilen hipotezlerin testi için

$$(\bar{X}_i - \bar{X}_0) \geq d's \sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_0}}$$

eşitsizliğini sağlayan $\bar{X}_i$ 'ye uygun H_1 hipotezi en iyi olarak seçilir,

$$(\bar{X}_i - \bar{X}_0) < d's \sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_0}}$$

eşitsizliği sağlanırsa kontrol en iyi olarak seçilir. Öncelikle

$$A = d's \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n_i}}$$

olarak ifade edilen tolerans değeri hesaplanmıştır. Kontrol ve işlemlerdeki gözlem sayıları birbirine eşit olduğu için,

$$A = d's \sqrt{\frac{2}{n}}$$

olarak da kullanılabilir. Bu örnek için tek yönlü tolerans değeri $A = 33,01$ ve çift yönlü tolerans değeri $A = 38,08$ olarak hesaplanır.

Kontrolden farklar ise;

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_0) = -27,7$$

$$(\bar{X}_2 - \bar{X}_0) = -11,2$$

$$(\bar{X}_3 - \bar{X}_0) = -14,1$$

$$(\bar{X}_4 - \bar{X}_0) = -6,1$$

olarak bulunur. Görüldüğü üzere kontrolden farkların tamamı $A = 33,01$ tolerans değerinden küçüktür. Karar yöntemine göre işlemlerden hiçbirisi kontrolden daha iyi olarak kabul edilemez.

Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi için p işlemin etkisini ifade eden $\mu_i - \mu_0$ farkların güven alt sınırları;

$$(\bar{X}_i - \bar{X}_0) - d's \sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_0}}$$

ve güven üst sınırları,

$$(\bar{X}_i - \bar{X}_0) + d's\sqrt{\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_0}}$$

şeklinde ifade edilir. Türk (2005) çalışmasından alınan verilere göre edilen güven alt sınırları ile ilgili aşağıdaki yorumlar yapılabilir.

$$i. ((\bar{X}_1 - \bar{X}_0) - d's\sqrt{\frac{2}{n}}) = -27,7 - 33,01 = -60,71$$

olup, $2kg/da$ tohum miktarı uygulaması korunganın ham protein verimini kontrole göre en fazla 60,71 birim azaltır.

$$ii. ((\bar{X}_2 - \bar{X}_0) - d's\sqrt{\frac{2}{n}}) = -11,2 - 33,01 = -44,21$$

olup, $4kg/da$ tohum miktarı uygulaması korunganın ham protein verimini kontrole göre en fazla 44,21 birim azaltır.

$$iii. ((\bar{X}_3 - \bar{X}_0) - d's\sqrt{\frac{2}{n}}) = -14,1 - 33,01 = -47,02$$

olup, $6kg/da$ tohum miktarı uygulaması korunganın ham protein verimini kontrole göre en fazla 44,21 birim azaltır.

$$iv. ((\bar{X}_4 - \bar{X}_0) - d's\sqrt{\frac{2}{n}}) = -6,1 - 33,01 = -39,11$$

olup, $8kg/da$ tohum miktarı uygulaması korunganın ham protein verimini kontrole göre en fazla 39,11 birim azaltır.

Üst sınırlarla ilgili olarak ise aşağıdaki yorumlar yapılabilir.

$$v. ((\bar{X}_1 - \bar{X}_0) + d's\sqrt{\frac{2}{n}}) = -27,2 + 33,01 = 5,31$$

olup, $2kg/da$ tohum miktarı uygulaması korunganın ham protein verimini kontrole göre en fazla 5,31 birim arttırır.

$$\text{vi. } ((\bar{X}_2 - \bar{X}_0) + d's\sqrt{\frac{2}{n}}) = -11,2 + 33,01 = 21,81$$

olup, $4\text{kg}/\text{da}$ tohum miktarı uygulaması korunganın ham protein verimini kontrole göre en fazla 21,81 birim arttırır.

$$\text{vii. } ((\bar{X}_3 - \bar{X}_0) + d's\sqrt{\frac{2}{n}}) = -14,1 + 33,01 = 19$$

olup, $6\text{kg}/\text{da}$ tohum miktarı uygulaması korunganın ham protein verimini kontrole göre en fazla 19 birim arttırır.

$$\text{viii. } ((\bar{X}_4 - \bar{X}_0) + d's\sqrt{\frac{2}{n}}) = -6,1 + 33,01 = 26,91$$

olup, $8\text{kg}/\text{da}$ tohum miktarı uygulaması korunganın ham protein verimini kontrole göre en fazla 26,91 birim arttırır.

Çift yönlü testler için ise;

$$\text{ix. } ((\bar{X}_1 - \bar{X}_0) \mp d''s\sqrt{\frac{2}{n}}) = -27,7 \mp 38,08 = -65,78; 10,38$$

olup, $2\text{kg}/\text{da}$ tohum miktarı uygulandığında korunganın ham protein verimi $-65,78$ ile $10,38$ birim arasında,

$$\text{x. } ((\bar{X}_2 - \bar{X}_0) \mp d''s\sqrt{\frac{2}{n}}) = -11,2 \mp 38,08 = -49,1; 27,06$$

olup, $4\text{kg}/\text{da}$ tohum miktarı uygulandığında korunganın ham protein verimi $-49,1$ ile $27,06$ birim arasında,

$$\text{xi. } ((\bar{X}_3 - \bar{X}_0) \mp d''s\sqrt{\frac{2}{n}}) = -14,1 \mp 38,08 = -52,09; 24,07$$

olup, $6\text{kg}/\text{da}$ tohum miktarı uygulandığında korunganın ham protein verimi $-52,09$ ile $24,07$ birim arasında,

$$\text{xii. } ((\bar{X}_4 - \bar{X}_0) \mp d''s\sqrt{2/n}) = -6,1 \mp 38,08 = -44,18; 34,98$$

olup, 8kg/da tohum miktarı uygulandığında korunganın ham protein verimi $-44,18$ ile $31,98$ birim arasında,

kontrolden farklılaşır.

Türk (2005) çalışmasından alınan veriye genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yönteminin uygulanması aşağıda özetlenmeye çalışılmıştır. Bu yöntemle çalışırken hem sıra aralıkları faktörü hem de tohum miktarı faktörü dikkate alınacaktır.

Genişletilmiş Dunnet yöntemi için işlem ortalamaları

$$\bar{X}_{ij} = \sum_{k=1}^n X_{ijk} / n$$

formülüne göre ve kontrol ortalamaları

$$\bar{X}_{i0} = \sum_{k=1}^n X_{ij0} / n_0$$

formülü ile hesaplanır. Bu ortalamalar toplu olarak görülebilmesi amacıyla Çizelge 6.3' de bir araya getirilmiştir.

Çizelge 6.3. Ham protein verimine ilişkin kontrol ve işlem ortalamaları

SIRA ARASI	TOHUM MİKTARI				
	Kontrol (10kg/da)	2 kg/da	4 kg/da	6 kg/da	8 kg/da
15	147,5	82,1	125,3	102,1	138,0
30	108,5	110,3	92,9	107,0	94,7
45	91,0	74,4	90,3	94,6	92,3
60	88,9	60,2	88,5	88,6	89,9
75	73,7	43,9	56,8	46,6	64,2

Elimizdeki veriye göre, grup sayısı $r = 5$, işlem sayısı $p = 4$ ve her hücredeki gözlem sayısı $n = 3$ olduğu görülmektedir. Buna göre serbestlik derecesi,

$$f = r(p+1)(n-1)$$

formülü ile hesaplanarak, $f = 50$ olarak elde edilmiş, varyansın tahmini,

$$s^2 = \frac{\sum_i^r \sum_j^p \sum_k^n (X_{ijk} - \bar{X}_{ij})^2}{f}$$

formülü yardımıyla, $s^2 = 1557,474$ ve standart sapma, $s = 39,46$ olarak bulunmuştur.

Genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi kritik değerleri $f \geq 20$ olduğundan, çift yönlü karşılaştırmalar için Çizelge 3.3' den, tek yönlü karşılaştırmalar için ise Çizelge 3.4' den alınmalıdır. Ancak hem Çizelge 3.3 hemde Çizelge 3.4 $f = 50$ serbestlik derecesine karşılık gelen kritik değeri içermemektedir. Yine bu hesaplama orantı yardımıyla yapılmalıdır. Tek yönlü karşılaştırmalar için genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi kritik değerini bulmak için Çizelge 3.4 incelendiğinde $P = 0,95$ iken, $f = 40$ serbestlik derecesi için kritik değer $d_{1\alpha} = 2,90$ ve $f = 60$ serbestlik derecesi için kritik değerin $d_{1\alpha} = 2,86$ olduğu görülür. Bu durumda $f = 50$ serbestlik derecesi için kritik değer $d_{1\alpha} = 2,88$ olarak elde edilir. Çift yönlü karşılaştırmalar için ise Çizelge 3.3 kullanılır. Bu çizelgede $P = 0,95$ iken, $f = 40$ serbestlik derecesi için kritik değer $d_{2\alpha} = 3,17$ ve $f = 60$ serbestlik derecesi için kritik değerin $d_{2\alpha} = 3,11$ olduğu görülür. Sonuçta çift yönlü karşılaştırmalar için serbestlik derecesi $f = 50$ iken $d_{2\alpha} = 3,14$ olarak elde edilir.

Genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi için rp sayıda hipotezin

eşanlı çift yönlü testleri için hipotezler,

$$H_0 : \mu_{ij} = \mu_{i0}$$

$$H_1 : \mu_{ij} \neq \mu_{i0}$$

şeklinde olup,

$$|\bar{X}_{ij} - \bar{X}_{i0}| > d_{2\alpha} s \sqrt{\frac{1}{n_{ij}} + \frac{1}{n_0}}$$

eşitsizliğinin sağlanması halinde tüm H_0 hipotezleri reddedilir.

Tolerans değeri,

$$A = d_{2\alpha} s \sqrt{\frac{1}{n_{ij}} + \frac{1}{n_0}}$$

formülü ile tek yönlü testler için $A = 92,79$ ve çift yönlü testler için $A = 101,16$ olarak elde edilir.

Kontrolden farkların mutlak değerleri her grup için ayrı ayrı hesaplanmış ve Çizelge 6.4' de özetlenmiştir.

Çizelge 6.4. Ham protein verimine ilişkin kontrolden farkların mutlak değerleri

SIRA ARASI	TOHUM MİKTARI			
	2 kg/da	4 kg/da	6 kg/da	8 kg/da
15	65,4	22,2	45,4	9,5
30	1,8	15,6	1,5	13,8
45	16,6	0,7	3,6	1,3
60	28,7	0,4	0,3	1
75	29,8	16,9	27,1	9,5

Kontrolde farkların mutlak değerlerine bakıldığında karar yöntemimize göre hiç birinin tolerans değeri $A = 101,16$ ' dan büyük olmadığı görülür. Buna göre tüm gruplar için aynı sonuca varılır ve işlemlerin kontrolden daha iyi olduğu söylenemez.

Genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi $\mu_{ij} - \mu_{i0}$ ortalamalardan farkları için $i = 1, 2, \dots, r$ ve $j = 1, 2, \dots, p$ iken tek yönlü alt sınırlar

$$(\bar{X}_{ij} - \bar{X}_{i0}) - d_{1\alpha} \sqrt{2s^2/n}$$

ve üst sınırlar

$$(\bar{X}_{ij} - \bar{X}_{i0}) + d_{1\alpha} \sqrt{2s^2/n}$$

olarak tanımlanır. Türk (2005) çalışmasından alınan ham protein verimine ilişkin değerlere göre oluşturulan alt ve üst güven sınırları aşağıda Çizelge 6.5' de özetlenmiştir.

Çizelge 6.5. Ham protein verimine ilişkin Genişletilmiş Dunnet yöntemi ile elde edilen alt ve üst güven sınırları.

İşlemler	Güven Alt Sınırları	Güven Üst Sınırları
2 kg/da		
Sıra Arası 15	-158,19	27,39
Sıra Arası 30	-90,99	94,59
Sıra Arası 45	-109,39	76,19
Sıra Arası 60	-121,49	64,09
Sıra Arası 75	-122,59	62,99
4 kg/da		
Sıra Arası 15	-114,99	70,59
Sıra Arası 30	-108,39	77,19
Sıra Arası 45	-93,49	92,09
Sıra Arası 60	-93,19	92,39
Sıra Arası 75	-109,69	75,89

Çizelge 6.5.(Devam) Ham protein verimine ilişkin Genişletilmiş Dunnet yöntemi ile elde edilen alt ve üst güven sınırları.

İşlemler	Güven Alt Sınırları	Güven Üst Sınırları
6 kg/da		
Sıra Arası 15	-138,19	47,39
Sıra Arası 30	-94,29	91,29
Sıra Arası 45	-89,19	96,39
Sıra Arası 60	-93,09	92,49
Sıra Arası 75	-119,89	65,69
8 kg/da		
Sıra Arası 15	-102,29	83,29
Sıra Arası 30	-106,59	78,99
Sıra Arası 45	-91,49	94,09
Sıra Arası 60	-91,79	93,79
Sıra Arası 75	-102,29	83,29

Genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi için $i = 1, 2, \dots, r$ ve $j = 1, 2, \dots, p$ iken $\mu_{ij} - \mu_{i0}$ ortalamalardan farkları çift yönlü güven sınırları ise

$$(\bar{X}_{ij} - \bar{X}_{i0}) \mp d_{2\alpha} \sqrt{2s^2/n}$$

şeklinde ifade edilmektedir. Benzer biçimde bu değerlerde hesaplanarak aşağıda Çizelge 6.6' da özetlenmiştir.

Çizelge 6.6. Ham protein verimine ilişkin Genişletilmiş Dunnet yöntemi ile elde edilen çift yönlü güven sınırları.

İşlemler	Çift Yönlü Güven Sınırları	
2 kg/da		
Sıra Arası 15	-166,56	35,76
Sıra Arası 30	-99,36	102,96
Sıra Arası 45	-117,76	84,56
Sıra Arası 60	-129,86	72,46
Sıra Arası 75	-130,96	71,36

Çizelge 6.6. (Devam)Ham protein verimine ilişkin Genişletilmiş Dunnet yöntemi ile elde edilen çift yönlü güven sınırları.

İşlemler	Çift Yönlü Güven Sınırları	
4 kg/da		
Sıra Arası 15	-123,36	78,96
Sıra Arası 30	-116,76	85,56
Sıra Arası 45	-101,86	100,46
Sıra Arası 60	-101,56	100,76
Sıra Arası 75	-118,06	84,26
6 kg/da		
Sıra Arası 15	-146,56	55,76
Sıra Arası 30	-102,66	99,66
Sıra Arası 45	-97,56	104,76
Sıra Arası 60	-101,46	100,86
Sıra Arası 75	-128,26	74,06
8 kg/da		
Sıra Arası 15	-110,66	91,66
Sıra Arası 30	-114,96	87,36
Sıra Arası 45	-99,86	102,46
Sıra Arası 60	-100,16	102,16
Sıra Arası 75	-110,66	91,66

Türk (2005) çalışmasından alınan örnek için Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yönteminin de uygulamasıda yapılmıştır. Bu yöntemde de yine iki faktör kullanılmıştır. Türk (2005) çalışmasında alınan veriye ait alt gözlem ortalamaları $\bar{X}_{ij}$ aşağıda bir araya toplanmıştır.

Çizelge 6.7. Ham protein verimine ilişkin alt gözlem ortalamaları

SIRA ARASI	TOHUM MİKTARI			
	2 kg/da	4 kg/da	6 kg/da	8 kg/da
15	82,1	125,3	102,1	138
30	110,3	92,9	107	94,7
45	74,4	90,3	94,6	92,3
60	60,2	88,5	88,6	89,9
75	43,9	56,8	46,6	64,2

Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi için işlem ve grup ortalamaları

$$\bar{X}_{i.} = \sum_{j=1}^J \bar{X}_{ij} / J$$

$$\bar{X}_{.j} = \sum_{i=1}^I \bar{X}_{ij} / I$$

formülleri ile hesaplanmaktadır. Buna göre ilk işlem olan $2kg/da$ tohum miktarının ortalaması $\bar{X}_{.1} = 74,2$ olarak, ikinci işlem $4kg/da$ tohum miktarının ortalaması $\bar{X}_{.2} = 90,8$ olarak, üçüncü işlem $6kg/da$ tohum miktarının ortalaması $\bar{X}_{.3} = 87,8$ olarak, dördüncü ve son işlem $8kg/da$ tohum miktarının ortalaması $\bar{X}_{.4} = 95,8$ olarak bulunur. İlk grup olan sıra arası 15 için ortalama $\bar{X}_{1.} = 111,8$ olarak, ikinci grup olan sıra arası 30 için ortalama $\bar{X}_{2.} = 101,2$ olarak, üçüncü grup olan sıra arası 45 için ortalama $\bar{X}_{3.} = 88$ olarak, dördüncü grup olan sıra arası 60 için ortalama $\bar{X}_{4.} = 81,8$ olarak, beşinci ve son grup olan sıra arası 30 için ortalama $\bar{X}_{5.} = 52,8$ olarak elde edilir. Kontrol ortalaması ise $\bar{X}_0 = 101,9$ olarak elde edilir. Serbestlik derecesi

$$f = N - IJ - 1$$

formülüne göre hesaplanarak, $f = 54$ bulunur. Varyansın tahmini ise ,

$$s^2 = \frac{\left[\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \sum_{r=1}^R (X_{ijr} - \bar{X}_{ij})^2 + \sum_{L=1}^{n_0} (X_{0L} - \bar{X}_0)^2 \right]}{f}$$

formülü ile $s^2 = 1620$ ve standart sapması ise $s = 40,25$ olarak elde edilir.

Önceki uygulamada da seçildiği gibi kritik değerler $P = 0,95$ iken bulunmuştur. Kontrol ve işlemlerin tüm gözlem sayıları birbirine eşit olup $n = 3$ ' dür. Bu durumda kritik değerlerin bulunması için Çizelge 4.1 kullanılmalıdır.

Çizelge 4.1 $f = 54$ serbestlik derecesi için kritik değeri içermemekte ve $f = 54$ serbestlik derecesi için kritik değer yine yakın serbestlik derecelerine ait kritik değerlerden orantı yardımıyla elde edilecektir. Çizelge 4.1' den serbestlik derecesi $f = 40$ için kritik değer $c_\alpha = 2,50$ ve serbestlik derecesi $f = 60$ için kritik değer $c_\alpha = 2,47$ 'dir. Buradan hareketle serbestlik derecesi $f = 54$ için $P = 0,95$ ike kritik değer $c_\alpha = 2,476$ olarak elde edilir.

Çoklu karşılaştırma testine ilişkin hipotezler

$$H_0 : \mu_0 = \mu_{11} = \dots = \mu_{ij}$$

$$H_1 : \mu_0 \leq \mu_{ij} \quad (i = 1, \dots, I; j = 1, \dots, J)$$

şeklindedir ve

$$G_{k,c} = \max_{C \in c} \frac{\bar{X}_c - \bar{X}_0}{s \sqrt{\frac{1}{n_0} + \frac{1}{n}}}$$

istatistiğinin yeteri kadar büyük değerlerleri için H_0 hipotezi H_1 lehine reddedilir. Çizelge 6.8' de $\bar{X}_{ij} - \bar{X}_0$ kontrolden farkları özetlenmeye çalışılmıştır.

Çizelge 6.8. Ham protein verimine ilişkin kontrolden farklar

SIRA ARASI	TOHUM MİKTARI			
	2 kg/da	4 kg/da	6 kg/da	8 kg/da
15	-19,8	23,4	0,2	36,1
30	8,4	-9	5,1	-7,2
45	-27,5	-11,6	-7,3	-9,6
60	-41,7	-13,4	-13,3	-12
75	-58	-45,1	-55,3	-37,7

İşlemlerin kontrolden farkları

$$\bar{X}_{.1} - \bar{X}_0 = -27,7$$

$$\bar{X}_{.2} - \bar{X}_0 = -11,1$$

$$\bar{X}_{.3} - \bar{X}_0 = -14,1$$

$$\bar{X}_{.4} - \bar{X}_0 = -6,1$$

olarak ve grupların kontrolden farkları ise

$$\bar{X}_1 - \bar{X}_0 = 9,9$$

$$\bar{X}_2 - \bar{X}_0 = -0,7$$

$$\bar{X}_3 - \bar{X}_0 = -13,9$$

$$\bar{X}_4 - \bar{X}_0 = -20,01$$

$$\bar{X}_5 - \bar{X}_0 = -49$$

olarak elde edilir. Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yöntemi için tolerans değeri

$$A = c_\alpha s \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{n_0}} = 81,37$$

olup, bu sonuca göre hiç bir işlemin kontrolden daha iyi olduğu söylenemez. Peng, Lee ve Liu yöntemine göre hesaplanan eşanlı güven alt sınırları hesaplanmış ve aşağıda Çizelge 6.9' da birleştirilerek sunulmuştur.

Çizelge 6.9. Ham protein verimine ilişkin Peng Lee ve Liu yöntemi ile elde edilen alt güven sınırları.

İşlemler	Güven Alt Sınırları
2 kg/da	
Sıra Arası 15	101,17
Sıra Arası 30	72,97
Sıra Arası 45	108,87
Sıra Arası 60	123,07
Sıra Arası 75	139,37
4 kg/da	
Sıra Arası 15	57,97
Sıra Arası 30	90,37
Sıra Arası 45	92,97
Sıra Arası 60	94,77
Sıra Arası 75	126,47
6 kg/da	
Sıra Arası 15	81,17
Sıra Arası 30	76,27
Sıra Arası 45	88,67
Sıra Arası 60	94,67
Sıra Arası 75	136,67
8 kg/da	
Sıra Arası 15	45,27
Sıra Arası 30	88,57
Sıra Arası 45	90,97
Sıra Arası 60	93,37
Sıra Arası 75	119,07
Birleştirilmiş İşlemler	Güven Alt Sınırları
2 kg/da	109,07
4 kg/da	92,47
6 kg/da	95,47
8 kg/da	87,47
Sıra Arası 15	71,47
Sıra Arası 30	82,07
Sıra Arası 45	95,27
Sıra Arası 60	101,38
Sıra Arası 75	130,37

Ulaşılan sonuçlara göre, Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi, genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ve Peng, Lee ve Liu çoklu karşılaştırma yönteminin uygulandığı örnekte tüm yöntemler ile aynı sonuca ulaşarak işlemlerin hiç birisinin kontrolden daha iyi olmadığı belirlenmiştir.

Türk (2005) çalışmasında da belirtildiği üzere ham protein verimi için en uygun tohum sıklığı $10\text{kg}/\text{da}$ olup hesaplamalarımızda varılan sonuç kontrol olarak kabul edilen $10\text{kg}/\text{da}$ tohum sıklığından daha iyi bir işlem belirlenememiştir.

7. SONUÇ

Bu çalışmada kontrol ve işlemler arasındaki farkın belirlenmesi için üç ayrı çoklu karşılaştırma yöntemi tanıtılmıştır. Dunnet (1955) tarafından önerilen çoklu karşılaştırma yöntemi, tek faktörlü deneylerde kullanılabilen bir yöntemdir. Cheung ve Holland (1991) ' ın önerdiği genişletilmiş Dunnet yöntemi, Dunnet çoklu karşılaştırma yönteminin birden fazla grubun bulunduğu duruma genişletilmiş halidir. Peng, Lee ve Liu (2000) tarafından önerilen çoklu karşılaştırma yöntemi özellikle iki faktörlü deneylerde kullanım için uygundur.

Bu yöntemlere ait teorik özellikler, test istatistiklerinin ve bu istatistiklere ait kritik değer çizelgelerinin oluşturulması, güven aralıklarının elde edilmesi açıklanmıştır. Her üç yöntem için sayısal örnek çözümleri yapılmıştır. Dunnet yönteminin uygulaması Villars (1951) çalışmasından ve Dunnet (1955) çalışmasından alınan veriler üzerinde açıklanmaya çalışılmıştır. Genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi için Nichols, Maickel ve Vim (1985) çalışmasından ve Stell ve Torrie (1980) çalışmasından alınan veri üzerinde uygulama yapılmıştır. Peng, Lee ve Liu yönteminin uygulaması Cochran ve Cox (1957) çalışmasından elde edilen veri üzerinden yapılmıştır.

Kontrol ile işlemler arasındaki farkı belirlenmesinde kullanılan üç çoklu karşılaştırma yönteminin karşılaştırılması amacıyla 1200 tekrarlı simülasyon çalışması düzenlenmiştir. Kontrol hariç beş işlem ve beş grubun bulunduğu deney düzeninde çalışma yapılmıştır. Yanlış olan H_0 hipotezinin rededilme oranları göz önüne alınmış ve testin gücünün bir tahmini elde edilmeye çalışılmıştır.

Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi, genişletilmiş Dunnet yöntemi ve Peng, Lee ve Liu yönteminin üçünün karşılaştırılabilmesi için öncelikle sadece işlemlerin kontrolden farkı gözönüne alınmıştır. 1200 tekrar sonucunda

Çizelge 5.1' de belirtilen özellikteki alt yığınlardan seçilen örnekler için yanlış olan H_0 hipotezinin rededilme oranları, Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi ile en yüksek % 99,75 genişletilmiş Dunnet yöntemi ile en yüksek % 97,33 ve Peng Lee ve Liu yöntemi ile de en yüksek % 99,83 olarak elde edilmiştir.

İki faktörlü durumda genişletilmiş Dunnet yöntemi ve Peng, Lee ve Liu yönteminin karşılaştırılması için Çizelge 5.1' de belirtilen özellikteki alt yığınlardan çekilen örnekler ile 1200 tekrar daha yapılmış ve yine yanlış olan H_0 hipotezinin rededilme oranları hesaplanmıştır. Hem işlemlerin hem de grupların göz önüne alındığı bu tekrarlar da elde edilen oranlar, genişletilmiş Dunnet yöntemi için en yüksek % 97,37 ve Peng, Lee ve Liu yöntemi için ise en yüksek % 99,82 olarak elde edilmiştir.

Gözönüne alınan alt yığın özellikleri için Peng, Lee ve Liu tarafından önerilen çoklu karşılaştırma yönteminin, Dunnet yöntemi ve genişletilmiş Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemine göre daha güçlü olduğu söylenebilir.

Türk (2005) çalışmasından elde edilen ham protein verimine ilişkin veri üzerinde Dunnet çoklu karşılaştırma yöntemi, genişletilmiş Dunnet yöntemi ve Peng, Lee ve Liu yöntemlerinin ayrı ayrı uygulaması yapılmıştır. Türk (2005) çalışmasında varyans analizi yöntemiyle $10\text{kg} / \text{da}$ tohum sıklığının en iyi sonuç verdiği gösterilmiştir. Bu çalışmada $10\text{kg} / \text{da}$ tohum sıklığı kontrol olarak kabul edilmiştir. Veriler Dunnet yönteminin uygulaması için tek faktörlü, genişletilmiş Dunnet yöntemi ve Peng, Lee ve Liu yönteminin uygulaması için ise iki faktörlü olacak şekilde düzenlenmiştir. Yapılan hipotez testleri sonucunda her üç yöntem ile kontrol olan $10\text{kg} / \text{da}$ tohum sıklığı en iyi olarak belirlenmiştir. Türk (2005) çalışmasından elde edilen veri ile her üç yöntem için de güven sınırları oluşturulmuş ve çizelge halinde özetlenmiştir.

KAYNAKLAR

Alberson,R.P., Tukey,J.W., "Efficient utilization of non-numerical information in quantitative analysis: General theory and the case of simple order", ***Annals of Mathematical Statistics***, 34: 1347-69 (1963).

Bartholomew,D.J., "A test of homogeneity for ordered alternatives", ***Biometrika***, 46: 36-48 (1959).

Benchofer,R.E., "A Single-sample multiple decision procedure for ranking means of normal populations with known variances", ***Annals of Mathematical Statistics***, 25: 16-39 (1954).

Benchhofer,R.E., Dunnet,C.W., "Percentage points of multivariate Student t distributions, selected tables in mathematical statistics, vol.11", ***Rhode Island, American Mathemetical Society*** (1988).

Cheung,S.H., Holland.B., "Extension of Dunnet's Multiple Comparison Procedure to the case of several groups", ***Biometrics***, 47: 21-32 (1991).

Cochran,W.G., Cox,G.M., "Experimental designs", ***New York, John Wiley and sons***, 19-63 (1957).

Dunnet,C.W., Sobel, M., "A bivariate genarilization of Student's t-distrubition with tables for certain cases", ***Biometrika***, 41: 69-153 (1954).

Dunnet,C.W., "A multiple comparison procedure for comparing several treatments with a control", ***Journal of the American Statistics Association***, 50: 1096-1121 (1955).

Dunnet,C.W., Sobel,M., "Approximations to the probability integral and certain percentage points of a multivariate analogue of Student's t-distribution", ***Biometrika***, 42: 60-258 (1955).

Gabriel,K.R., "Simultaneous test procedures – some theory of multiple comparisons", ***Annals of Mathematical statistics***, 40: 224-250 (1969).

Genz,A., "Numerical computation of multivariate normal probabilities", ***Journal of Computational and Graphical Statistics***,1: 141-149 (1992).

Hartley, H.O., Pearson,E.S., "Table of the probability integral of the t-distrubition", ***Biometrika***, 37: 168-72 (1950).

Hochberg,Y., Tamhane,A.C., "Multiple comparison procedures", ***New York,Wiley***, 5-71 (1987).

Marcus,R., Talpas,H., “Further results on testing homogeneity of normal means against simple tree alternatives”, ***Communication in Statistics***, 21: 2135-2149 (1992).

Miller,R.G.Jr., “Simultaneous statistical inferenece”, ***New York, Spring – Verlag***, 49-53 (1981).

Mukerjee,H., Robertson,T., Wright,F.T., “ Comparison of several treatments with a control using multiple contrasts”, ***Journal of the American Statistics Association***, 82: 902-910 (1987).

National Bureau of Standarts, “Tables of normal probability functions”, ***US. Government Printing Office***, 3-19 (1953).

Nichols, M.B., Maickel,R.P., Yim,G.K.W., “Brain catechlomine alterations accompanying development of anorexia in rats bearing the Walker 256 carcionoma”, ***Life Sciences***, 36: 2223-2231 (1985).

Paulson,E., “On the comparisons of several experimental categories with a control”, ***Annals of Mathematical Statistics***, 23: 23-46 (1952).

Peng,J., Lee,C.C., Liu,L., “A multiple comparison procedure for detecting differences between treatments and a control in two factor experiments”, ***Communication in Statistics***, 29: 1197-1217 (2000)

Pillai,K.C., Ramachandran,K.V., “On the distrubition of the ratio of the ith observation in an ordered sample from a normal population to an independent estimate of the standart deviation”, ***Annals of Mathematical Statistics***, 25: 56-72 (1954).

Robertson,T., Wright,F.T., Dykastra, R.L., “Ordered restricted statistical inference”, ***New York, John Wiley***, 39-103 (1988).

Roessler,E.B., “Testing the significance of observations compared with a control”, ***Proceedings of the American Society for Horticultural Science***, 47: 249-51 (1946).

Scheffe,H., “A method for judging all contrasts in the analysis of variance ” , ***Biometrica***, 40: 87-104 (1953)

Stell,R.G.D., Torrie,J.H., “Principles and Procedures of Statistics – A Biometrical Approach, 2nd edition”, ***New York, McGraw-Hill***, 52-94 (1980).

Tang,D.I., Lin,S.P.,” An approximate likelihood ratio test for comparing several treatments with a control ”, ***Journal of the American Statistics Association***, 92: 1155-116 (1997).

Türk,M., “Farklı ekim sıklıklarının korunganın kuru ot ve ham protein verimi üzerine etkisi”, ***Tarım Bilimleri Dergisi***, 11: 292-298 (2005).

Villars,D.S., “Statistical design and analysis of experiments for development research”, ***Dubuque,Iowa, Wm.C. Brown Company***, 5-29 (1951).

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Soyadı, Adı : ÖZBEN, Özge
 Uyruğu : T.C.
 Doğum tarihi ve yeri : 04.12.1978, Ankara
 Medeni hali : Bekar
 Telefon : 0 (312) 215 85 63
 e-mail : ozge.ozben@sekerbank.com.tr

Eğitim

Derece	Eğitim Birimi	Mezuniyet Tarihi
Lisans	Gazi Üniversitesi	
	Fen Edb. Fakültesi İstatistik Bölümü	2001
Lise	Ankara Atatürk Anadolu Lisesi	1996

İş Deneyimi

Yıl	Yer	Görev
2002-2004	Ortadoğu Yazılım Hiz. AŞ.	Kurumsal Satış Temsilcisi
2004-	Şekerbank T.A.Ş.	Uzman Yardımcısı

Yabancı Dil

İngilizce ve Almanca

Hobiler

Türk Süsleme Sanatları, Klasik müzik, Trekking ve Gümüş takı tasarımı