T.C.
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

PARAMETRİK OLMAYAN ÇOKLU KARŞILAŞTIRMALARDA *p*-DEĞERİ BAZLI DÜZELTME YÖNTEMLERİNİN PERFORMANSLARININ İNCELENMESİ

MEHMET AKİF MİNİÇ

YÜKSEK LİSANS TEZİ
İSTATİSTİK ANABİLİM DALI
İSTATİSTİK PROGRAMI

DANIŞMAN
DOÇ. DR. İBRAHİM DEMİR

İSTANBUL, 2015

T.C.
YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

PARAMETRİK OLMAYAN ÇOKLU KARŞILAŞTIRMALARDA *p*-DEĞERİ BAZLI DÜZELTME YÖNTEMLERİNİN PERFORMANSLARININ İNCELENMESİ

MEHMET AKİF MİNİÇ tarafından hazırlanan tez çalışması 02.07.2015 tarihinde aşağıdaki jüri tarafından Yıldız Teknik Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü İstatistik Anabilim Dalı'nda **YÜKSEK LİSANS TEZİ** olarak kabul edilmiştir.

Tez Danışmanı
Doç. Dr. İbrahim DEMİR
Yıldız Teknik Üniversitesi

Jüri Üyeleri
Doç. Dr. İbrahim DEMİR
Yıldız Teknik Üniversitesi ____________________

Prof. Dr. İbrahim GÜNEY
Yıldız Teknik Üniversitesi ____________________

Doç. Dr. Barış AŞIKGİL
Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi ____________________

ÖNSÖZ

Yüksek lisans öğrenimim boyunca benden yardımlarını esirgemeyen, saygıdeğer danışman hocam Doç. Dr. İbrahim DEMİR'e, beni her koşulda destekleyen annem Aynur MİNİÇ'e, babam Mehmet MİNİÇ'e ve eşim Özge MİNİÇ'e teşekkür ederim.

Temmuz, 2015

Mehmet Akif MİNİÇ

İÇİNDEKİLER

Sayfa

SİMGE LİSTESİ

k	Grup sayısı
m	Karşılaştırma sayısı
p	olasılık değeri
α	Tip I hata
β	Tip II hata
$1-\beta$	Testin Gücü
μ	Ortalama
d	Etki büyüklüğü
H_0	Yokluk hipotezi – Sıfır hipotezi
$\lambda_ü$	Üstel dağılım parametresi
λ_p	Poisson dağılım parametresi

KISALTMA LİSTESİ

AA	Aritmetik ortalama
FDR	False Discovery Rate - Yanlış Bulgu Oranı
FWER	Family-Wise Error Rate - Deneysel Hata
H-C	Holland - Copenhaver
Maks.	Maksimum
MCA	All-pairwise multiple comparisons - Tüm ikili karşılaştırmalar
MCB	Multiple comparisons with the best - En iyi ile çoklu karşılaştırmalar
MCC	Multiple comparisons with a control - Kontrol ile karşılaştırmalar
MCM	Multiple comparisons with the mean - Ortalama ile çoklu karşılaştırmalar
Min.	Minimum
PCE	Per Comparison Error Rate - Karşılaştırma başına hata oranı
SH	Standart Hata (Standard Error)
SS	Standart Sapma

ŞEKİL LİSTESİ

Sayfa

ÇİZELGE LİSTESİ

Sayfa

ÖZET

PARAMETRİK OLMAYAN ÇOKLU KARŞILAŞTIRMALARDA *p*-DEĞERİ BAZLI DÜZELTME YÖNTEMLERİNİN PERFORMANSLARININ İNCELENMESİ

Mehmet Akif MİNİÇ

İstatistik Anabilim Dalı

Yüksek Lisans Tezi

Tez Danışmanı: Doç. Dr. İbrahim DEMİR

Çoklu karşılaştırma problemi birden fazla istatistiksel karşılaştırmanın eş zamanlı olarak yapıldığı zaman ortaya çıkmaktadır. 2'den fazla grubun karşılaştırılması işleminden sonra eğer küresel H_0 hipotezi reddedilirse farklı olan grupları belirlemek için çoklu karşılaştırma testleri kullanılmaktadır. Hipotezler eş zamanlı karşılaştırılırken, karşılaştırılan hipotez sayısı arttıkça en az bir doğru H_0 hipotezini yanlışlıkla reddetme olasılığı artmaktadır. Bu durumda araştırmacı m adet hipotezi eş zamanlı test ederken tip I hatanın artmamasını isteyecektir. Çoklu karşılaştırmalarda tip I hata enflasyonunun önüne geçmek amacı ile literatürde birçok düzeltme yöntemleri yer almaktadır. Bu çalışmada, *p*-değerini düzelten yöntemler incelenmiştir.

Bu çalışmada, *p*-değerini düzelten ve deneysel hatayı (FWER) istenen düzeyde tutan 8 farklı yöntem 5 farklı dağılım altında incelenmiştir. 2. bölümde, çoklu karşılaştırmalar, hata oranları, güç tanımları ve sıra toplamlarını baz alan Dunn çoklu karşılaştırma testi açıklanmıştır. 3. bölümde, düzeltme yöntemlerinden tek aşamalı Bonferroni ve Šidák, azalan aşamalı Holm ve Holland-Copenhaver, artan aşamalı Hochberg, Hommel ve Rom yöntemleri ve iki aşamalı Li yöntemi incelenmiştir. 4. bölümde, bu incelenen yöntemler ile örnek bir uygulama yapılmıştır. 5. bölümde ise bu yöntemlerin simülasyon ile 3, 4, 5 ve 6 grup için farklı örneklem büyüklüklerinde deneysel hata ve güç bakımından karşılaştırmaları yapılmıştır. Sonuç olarak, Hommel ve Li yöntemlerinin diğer yöntemlerden daha güçlü olduğu, ancak Li yönteminin deneysel hatayı belirlenen nominal seviyede koruyamadığı görülmüştür. Bonferroni ve Šidák yöntemlerinin ise karşılaştırılan hipotez sayısı arttıkça tutuculuğunun arttığı saptanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Çoklu karşılaştırmalar, tip I hata, deneysel hata oranı, güç (1-β), simülasyon

ABSTRACT

EXAMINING THE PERFORMANCE OF *p*-VALUE BASED ADJUSTMENT PROCEDURES IN NONPARAMETRIC MULTIPLE COMPARISONS

Mehmet Akif MİNİÇ

Department of Statistics

MSc. Thesis

Adviser: Assoc. Prof. İbrahim DEMİR

In statistics, multiple comparisons occurs when one considers a set of statistical inferences simultaneously. Multiple comparisons tests are used to determine which group or groups are different after global null hypothesis is rejected. Type I error is increased by performing simultaneous multiple comprasions. In order to avoid this, researchers developed procedures to control the inflation of Type I error. There are many procedures in the literature. In this study, *p*-value based multiple comparison adjustment procedures are examined.

In this study, 8 *p*-value based multiple comparison adjustment procedures are compared under 5 different distiributions. In chapter 2, definitions of multiple comparisons, error rates, powers and Dunn's multiple comparison test using rank sums are given. In chapter 3, single step Bonferroni and Šidák, step down Holm and Holland-Copenhaver, step up Hochberg, Hommel, Rom and two step Li procedures are examined. In chapter 4, an example is given in order to understand *p*-value based procedures. In chapter 5, simulation is performed for 3, 4, 5 and 6 groups and different sample sizes for each pair. Family-wise error rate (FWER) and average power are calculated. As a result, Hommel and Li procedures are much more powerful than other *p*-value based procedures, but as seen in our results, Li procedure does not always preserve the FWER. Bonferroni and Šidák procedures seem to be too conservative as the number of comparisons increase.

Keywords: Multiple comparisons, type I error, family-wise error rate, power (1-β), simulation

YILDIZ TECHNICAL UNIVERSITY

GRADUATE SCHOOL OF NATURAL AND APPLIED SCIENCES

BÖLÜM 1

GİRİŞ

1.1 Literatür Özeti

Çoklu karşılaştırma konusunun temelleri 20. yüzyılın ortalarında atılmıştır. Konu ile ilgili ilk fikirler Fisher, Student gibi bilim adamları tarafından ortaya atılsa da önemli çalışmalar 1940'lı yılların sonunda ortaya çıkmaya başlamıştır. David Duncan, S.N Roy, Henry Scheffé, R. C. Bose, ve John Tukey gibi önemli bilim adamları bu konuda çalışmalar yapmıştır [1], [2], [3], [4]. Tukey, 1953 yılında yayınlanmamış bazı önemli notlar hazırlamıştır [5]. Konunun popüler olması ise 1966 yılında Miller tarafından yazılan kitap sayesinde olmuştur [6]. Bu tarihten itibaren özellikle 1970'li yıllarda hem giriş seviyesinde hem de ileri düzeyde birçok önemli yayın yapılmıştır [7], [8].

İstatistikte tek bir hipotezin karşılaştırılmasında iki farklı hata söz konusudur, tip I ve tip II hata. Tip I hata, H_0 hipotezi doğru iken yanlışlıkla reddetme olasılığıdır. Tip II hata ise H_0 gerçekte yanlış iken kabul etme olasılığıdır [9].

Çoklu hipotez testlerinde ise birden fazla hipotezin eş zamanlı olarak test edilmesi gerekmektedir [7]. Bu durumda, araştırmacı m adet hipotezi eş zamanlı test ederken tip I hatanın artmamasını isteyecektir. Çoklu karşılaştırma problemleri tek değişkenli yaklaşımlar ile çözümlenirse yanlış pozitif yani tip I hatanın artacağı açıktır [10]. Örneğin 4 grubun ikili karşılaştırmalarında her bir grup için hata oranı %5 olarak belirlenirse, hata oranı toplamda $1-(1-0,05)^6$ yani yaklaşık %26 olacaktır. Bu durumun önüne geçmek için tip I hatayı kontrol etmek amacı ile p değerini düzelten yöntemler geliştirilmiştir. Bu yöntemler genellikle test istatistiklerinin bileşik dağılımından etkilenmediği için dağılımdan bağımsız (distribution-free) yöntemler olarak düşünülebilir. Kolay uygulanabilir bu yöntemler temel olarak tip I hatanın artmasını engellemektedir [11].

Çoklu karşılaştırmalarda düzeltme yöntemlerinin çoğu geleneksel olarak deneysel hata oranını (FWER) kontrol etmeyi amaçlamaktadır [12]. Bu prosedürler hata oranının belirlenen α seviyesine eşit veya altında olmasını sağlar. Araştırmacı çoklu karşılaştırma yaparken tip I ve tip II hata oranlarının belirli seviyeleri aşmamasını ister, bunun için çoklu karşılaştırmalarda anlamlılık seviyelerini düzelten yöntemler ile tip I hata belirlenen seviyede tutulurken tip II hatanın da artmaması amaçlanmaktadır.

Bu konuda ilk ve en basit yöntem Bonferroni yöntemidir [12]. İtalyan matematikçi Carlo Emilio Bonferroni tarafından Boole eşitsizliğini kullanarak geliştirilmiş ancak ilk defa Olive Jean Dunn tarafından makalelerinde kullanılmıştır [13], [14], [15]. Bonferroni yönteminde m tane hipotez testi α/m önemlilik seviyesinde test edilir. Test sonucunda eğer $p_i < \alpha/m$ ise H_0 hipotezi reddedilir [16].

Ŝidák tarafından [17] 1967 yılında yayınlanan makalede ise düzeltme yöntemi olarak m karşılaştırma sayısını göstermek üzere $\alpha = 1-(1-\alpha)^{1/m}$ olmasını önermiştir. p değerleri küçüldükçe Ŝidák ve Bonferroni yöntemleri arasındaki fark azalmaktadır [10]. Eşit şartlar altında ise Ŝidák yöntemi daha iyi performans sergilemektedir [18]. Ŝidák ve Bonferroni yöntemlerinin karşılaştırma sayısı arttıkça veya karşılaştırılan testlerin bağımsızlığı azaldıkça tutuculuğu artmaktadır [16].

Dunnet ve Tamhane [19], önemlilik seviyelerini düzeltmek için geliştirilen yöntemleri tek aşamalı (single step), azalan aşamalı (step down) ve artan aşamalı (step up) yöntemler olarak 3 başlıkta kategorize etmişlerdir. Tek aşamalı yöntemlerde, test istatistiklerinin yani düzeltilmemiş p değerlerinin sırası dikkate alınmaz, azalan aşamada en önemli p değerinden başlanarak sıralanır, artan aşamalıda ise en önemsiz p değerinden başlanarak sıralama yapılır.

Holm 1979 yılında yayınladığı makalede [20], Bonferroni yönteminin bir uyarlaması olarak azalan aşamalı bir yöntem önermiştir. Bu yöntemde, $p_1, p_2, p_3, \ldots\ldots, p_m$ olasılıkları küçükten büyüğe doğru sıralanır i'inci karşılaştırma için $\alpha_i^* = \alpha/(m-i+1)$ olarak hesaplanır. Eğer $p_i > \alpha_i^*$ ise H_i yokluk hipotezi reddedilir ve diğer karşılaştırmalara bakılmaz. Shaffer [21], Holland ve Copenhaver [22] ve Finner [23] Holm yöntemine göre daha az tutucu olan azalan aşamalı yöntemler önermiştirler. Simes'ın [24] önerdiği yöntemde ise $p_i < i\alpha/m$ olduğunda H_i yokluk hipotezi reddedilir.

Hommel, Simes’ın önerdiği yöntemde tip I hatanın nominal α seviyesini aştığını belirtmiştir [10], [25]. Hochberg [26], Hommel [27] ve Rom [28] ise Simes ve Bonferroni metotlarının uyarlanmış versiyonları olan artan aşamalı yöntemler geliştirmiştir. Li ise 2008 yılında iki aşamalı bir yöntem önermiştir [29].

Benjamini ve Hochberg 1995 yılında deneysel hatanın (FWER) kontrol edilmesi yaklaşımına bazı eleştirilerde bulunmuştur [30]. Buna göre deneysel hatanın kontrol edilmesi için geliştirilen yöntemlerin çoğunlukla testlerin dağılımına karşı hassas olduğunu, bu yöntemlerin diğer yöntemlere göre düşük güçte olduğunu ayrıca yapılan karşılaştırmalarda her zaman FWER değerinin kontrol edilmesinin gerekli olmayabileceğini söylemiştirler Bunun sonucunda Yanlış Bulgu Oranını (False Discovery Rate-FDR) önermiştirler [30]. Bu yöntem kısaca, yanlışlıkla reddedilen yokluk hipotezlerinin beklenen oranı olarak ifade edilebilir. Tüm hipotezler doğru olduğunda FDR değeri FWER değerine eşit olmakta, aksi durumda ise FDR<FWER olmaktadır.

Benjamini ve Hochberg ‘in [30] Yanlış Bulgu Oranı ile ilgili yayınlamış olduğu bu öncü makaleden sonra bu yönteme dayalı birçok uyarlanmış yöntem geliştirilmiştir. Aynı yazarlar 2000 yılında [31], bu yöntemin uyarlanmış bir versiyonunu yayınlamışlardır. Benjamini ve Yakutelli [32] ve [33], Efron ve arkadaşları [34], Storey [35], Benjamini ve Liu [36], [37] yanlış bulgu oranı ile ilgili kapsamlı çalışmalar yapmıştırlar.

Deneysel Hata Oranını (FWER) ve Yanlış Bulgu Oranını (FDR) kontrol eden bu yöntemler dışında, 1993 yılında Westfall ve Young tarafından popülerliğe kavuşturulan yeniden örneklemeye dayalı çoklu karşılaştırma yöntemleri (Resampling Based) özellikle klinik ve genetik çalışmalarda kullanılmaktadır [38].

1.2 Tezin Amacı

Normal dağılımlı verilerde küresel H_0 hipotezinin reddedilmesi durumunda kullanılabilecek çoklu karşılaştırma testlerini yaygın olarak kullanılan paket programların içerisinde bulmak mümkündür. Ancak, verinin normal dağılım göstermediği durumlarda ise hangi yöntem veya testlerin kullanılabileceği, tip I hata enflasyonunun nasıl önüne geçileceği konunun uzmanları haricinde araştırmacılarda kafa karışıklığı yaratmaktadır. Çalışmamızda, ana amacımız, parametrik olmayan bir karşılaştırmadan sonra deneysel hatayı (FWER) kontrol eden ve kolay uygulanabilir olan yöntemlerin tanıtılması, farklı örneklem genişlikleri, karşılaştırma sayıları ve farklı dağılımlar altındaki performanslarını incelemektir.

Bu kapsamda, tek aşamalı yöntemlerden Bonferroni ve Ŝidák, azalan aşamalı yöntemlerden Holm ve Holland-Copenhaver, artan aşamalı yöntemlerden ise Hochberg, Hommel ve Rom yöntemleri, ayrıca iki aşamalı bir yöntem olan Li yöntemi olmak üzere toplamda 8 farklı yöntem incelenmiştir. Bu yöntemlerin 5 farklı dağılımda ve farklı örneklemler için deneysel hata oranları (FWER) ve ortalama istatistiksel güç değerleri hesaplanmıştır.

1.3 Hipotez

Literatürde, parametrik olmayan testlerden sonra deneysel hatanın nasıl korunduğuna dair çalışmalara rastlanılmamıştır. Parametrik olmayan çoklu karşılaştırmalarda tip I hata enflasyonun önüne geçmek amacıyla deneysel hatayı (FWER) kontrol eden yöntemlerin farklı dağılımlar altında, farklı örneklem genişliklerinde ve farklı karşılaştırma sayılarında deneysel hatayı korumadaki performanslarına bakılacaktır. Örneklem büyüklükleri arttıkça deneysel hatayı korumanın kolaylaştığı, karşılaştırma sayıları arttıkça ise bu yöntemlerin tutuculuğunun arttığı düşünülmektedir.

BÖLÜM 2

GENEL TANIMLAR

2.1 Çoklu Karşılaştırmalar

Çoklu karşılaştırma problemi, aynı anda birden fazla hipotezi karşılaştırmamız gerektiğinde karşımıza çıkmaktadır [6]. İki grubun karşılaştırılmasında tek bir yokluk (H_0) hipotezi, 3 grubun tüm ikili karşılaştırılmasında 3 adet, 5 grubun tüm ikili karşılaştırılmasında ise 10 adet yokluk hipotezi gerekmektedir. k grubun tüm ikili karşılaştırmaları için $m=\binom{k}{2}$ adet karşılaştırma yapılması gerekmektedir. Bu şekilde aynı anda birden fazla hipotezi test ederken en az bir yokluk hipotezini yanlışlıkla reddetme olasılığımız da $1-(1-\alpha)^m$ olacaktır. Buna çoklu karşılaştırma problemi denebilir. Bu problemin çözümü için 1950'li yıllardan beri birçok yöntem geliştirilmiştir. Bu yöntemlerden en popüleri hiç şüphesiz ki deneysel hatayı (FWER) nominal seviyede tutmayı amaçlayan yöntemlerdir. Bu yöntemlerin kullanımı kolay olduğu için literatürde sıklıkla kullanılmaktadır. Bunun yanında, Yanlış Bulgu Oranını (FDR) kontrol etmeyi amaçlayan yöntemler son yıllarda popülerliğini artırmıştır. Bu iki yaklaşım dışında yeniden örneklemeye dayalı yöntemler konunun uzmanları tarafından kullanılmaktadır.

Araştırmacıların amacına göre literatürde görülen dört tip çoklu karşılaştırma yapılabilir [8], [39]:

i. Tüm ikili çoklu karşılaştırmalar (all-pairwise multiple comparison -MCA), $i \neq j$ olmak üzere tüm μ_i-μ_j farklarının karşılaştırılması dikkate alınmaktadır,

ii. En iyi ile çoklu karşılaştırmalar (multiple comparison with the best – MCB), $i \neq j$ ve $i=1,2,\ldots,k$ olmak üzere tüm μ_i - $max\mu_j$ farklarının karşılaştırılması dikkate alınmaktadır,

iii. Bir kontrol ile çoklu karşılaştırmalar (multiple comparison with a control - MCC), $i=1,2,\ldots,k-1$ olmak üzere tüm μ_i-μ_k farklarının karşılaştırılması dikkate alınmaktadır,

iv. Ortalama ile çoklu karşılaştırmalar (multiple comparison with the mean -MCM), $i=1,2,\ldots,k$ olmak üzere tüm μ_i -$\bar{u}$ farklarının karşılaştırılması dikkate alınmaktadır.

Tüm ikili karşılaştırmalarda bütün değerler ikili olarak birbirleri ile karşılaştırırılar. Kontrol grubu ile karşılaştırmalarda ise belirlenen bir kontrole karşılık karşılaştırmalar yapılır. Örneğin bir üniversitede okuyan 1, 2, 3 ve 4. sınıflardaki öğrencileri başarı bakımından karşılaştıracak olsak, her bir sınıf arasında anlamlı bir fark olup olmadığını bulmak için 1-2, 1-3, 1-4, 2-3, 2-4, 3-4, olmak üzere 6 farklı karşılaştırma yapılması gerekmektedir. Eğer 1. sınıf burada kontrol değişkeni olsaydı 1-2, 1-3, 1-4 olmak üzere toplamda 3 farklı karşılaştırma yapılması gerekecekti.

Çoklu karşılaştırmalar ilaç şirketlerinde, klinik ve genetik araştırmalarda, eğitim, psikoloji, veri madenciliği ve pazar araştırması gibi farklı disiplinlerde kullanılmaktadır. Çoklu karşılaştırmaların kullanıldığı bazı örnek durumlar;

- Medikal araştırmacının bir hastalığa karşı geliştirmiş olduğu ilacın farklı dozlarının etkilerini araştırılması,
- Sistem tasarımlarının simülasyon ile karşılaştırılması,
- Klinik bir çalışmada standart tedaviye karşı yeni geliştirilen tedavi yöntemlerinin karşılaştırılması [8].

Yukarıdaki örnekler dışında daha birçok alanda çoklu karşılaştırma problemi ile karşılaşılmaktadır.

2.2 Hata Türleri

Hipotez testinde, H_0 yokluk hipotezini test ederken genel olarak iki tür hatadan söz edilebilir. Bu hatalardan birincisi, tip I hata (yanlış pozitif) olarak tanımlanan, H_0 hipotezi gerçekten doğru iken bu hipotezin yanlışlıkla reddedilme olasılığıdır ve α ile gösterilir. Diğer hata türü ise tip II hata (yanlış negatif) olarak tanımlanan, H_0 hipotezi gerçekte yanlış iken kabul edilmesi olasılığıdır ve β ile gösterilir [40].

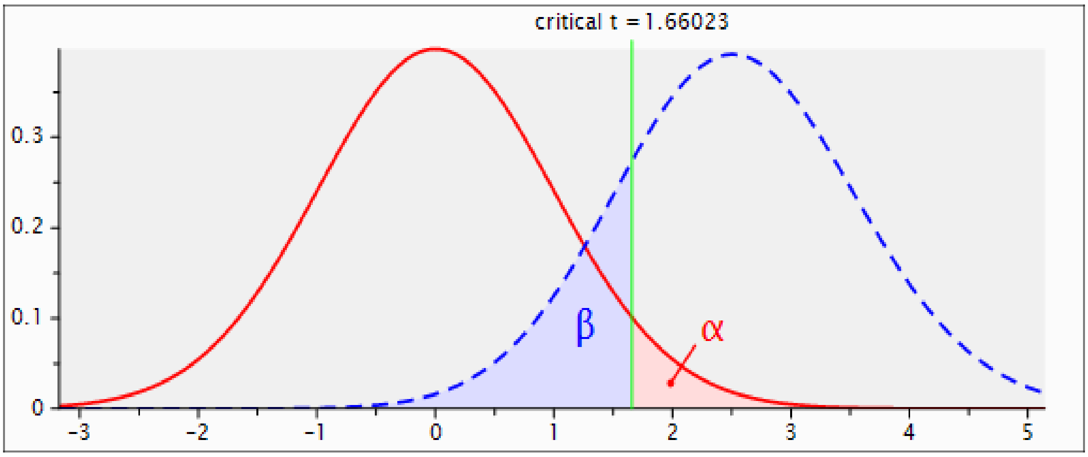
Tek bir hipotez testi sınandığında olası sonuçlar Çizelge 2. 1'deki gibi özetlenebilir.

Çizelge 2. 1 Hipotez testi olası sonuçları

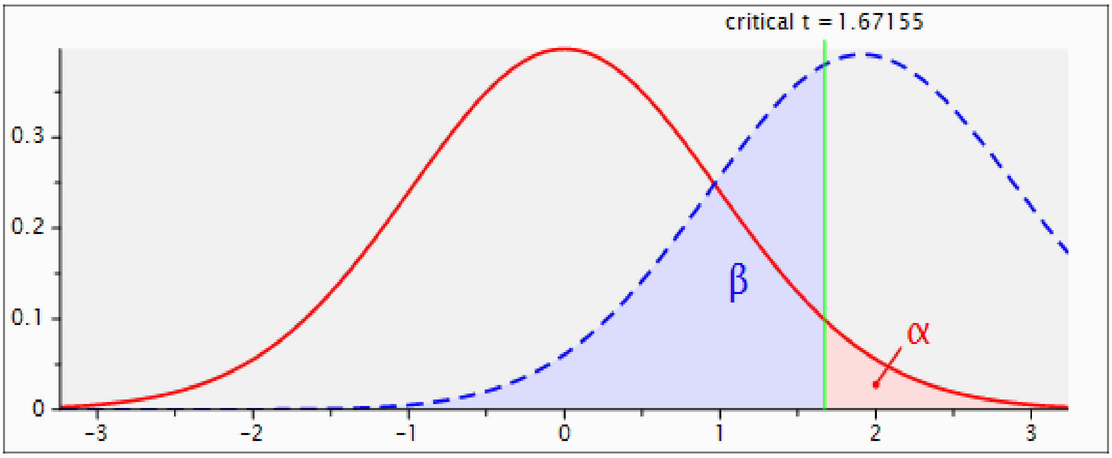
Test sonucu	Gerçek Durum	
	H_0 doğru	H_0 yanlış
H_0 kabul	Doğru Karar(1- α)	Tip II Hata (β)
H_0 ret	Tip I Hata (α)	Doğru Karar (1-β=Güç)

Araştırmacı uyguladığı test sonucunda doğru veya yanlış karar verir. H_0 doğru iken reddettiğinde (α) veya H_0 yanlış iken kabul ettiğinde (β) yanlış karar, H_0 doğru iken kabul ettiğinde ($1- \alpha$) veya H_0 yanlış iken reddettiğinde ($1-\beta$) ise doğru karar vermiş olacaktır.

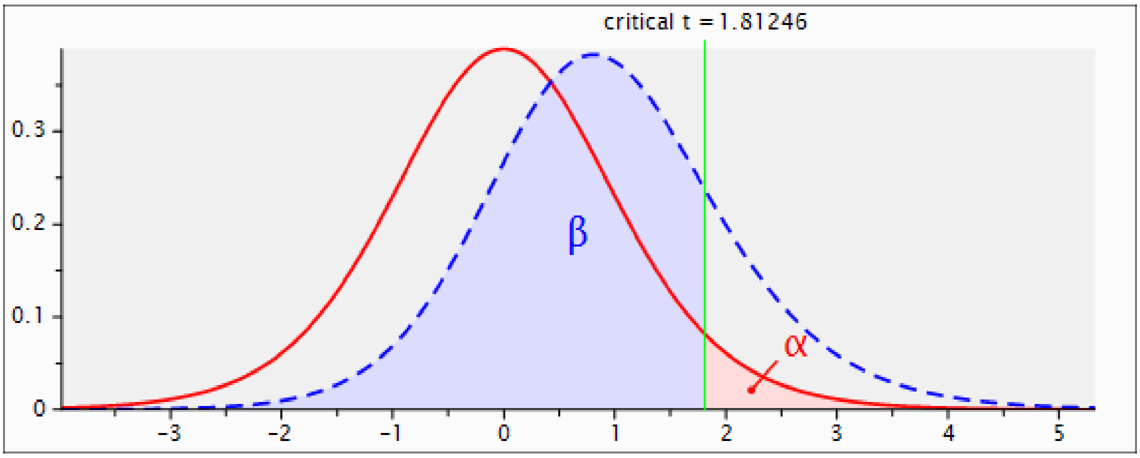
α=0,05 olarak belirlenmiş olsun: Şekil 2.1'de β=0,20 için, Şekil 2.2'de β=0,40 ve Şekil 2.3'de β=0,80 için ayrı ayrı şekiller gösterilmiştir [41]. Şekiller G*power programında hazırlanmıştır.



Şekil 2. 1 α =0,05, β=0,20 (etki büyüklüğü(d)=0,05, örneklem oranı=1, tek kuyruklu)



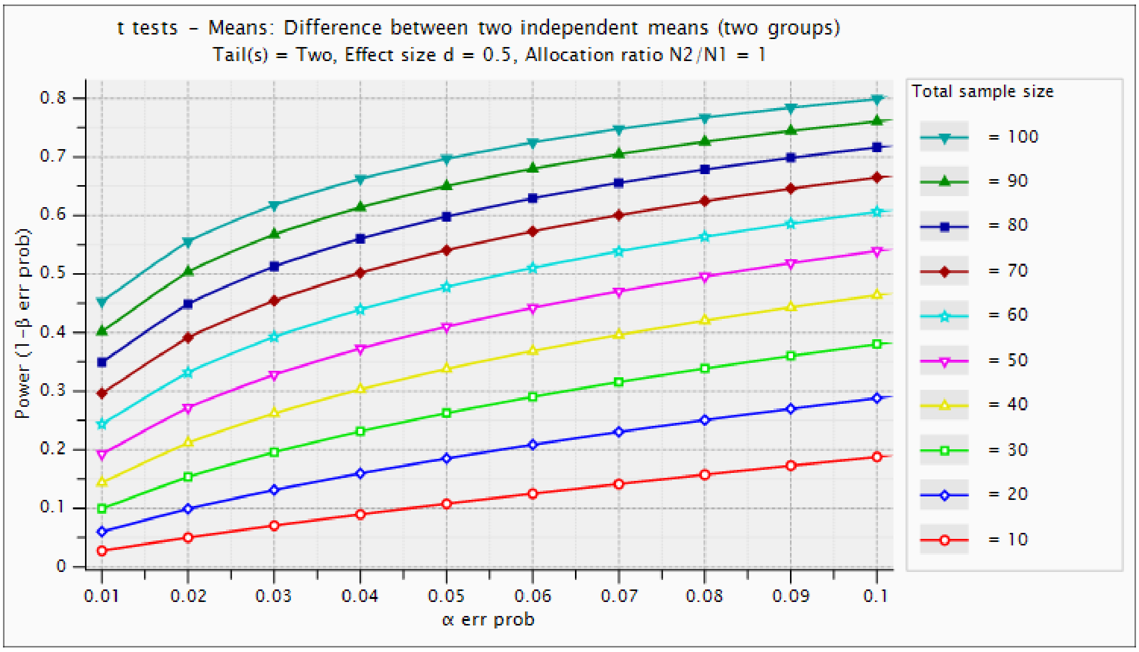
Şekil 2. 2 α =0,05, β=0,40 (etki büyüklüğü(d)=0,05, örneklem oranı=1, tek kuyruklu)



Şekil 2. 3 α =0,05, β=0,80 (etki büyüklüğü(d)=0,05, örneklem oranı=1, tek kuyruklu)

Tip I ve tip II hata ters ilişki içerisindedir. Yani biri artarken diğeri azalmaktadır. Tip I hata azalırken tip II hata artmakta bunun sonucunda istatistiksel güç (1- β) düşmektedir. Aynı şekilde, tip I hata artarken tip II hata düşmekte ve bunun sonucunda güç artmaktadır. Bunun dışında, *α* sabit tutulurken denek sayısının artması da *β* hata olasılığını azaltır, bu sayede istatistiksel güç artar.

Şekil 2.4'te tek bir hipotez için farklı örnek büyüklüklerine göre tip I hata ve güç değerlerini gösteren bir örnek verilmiştir [41].

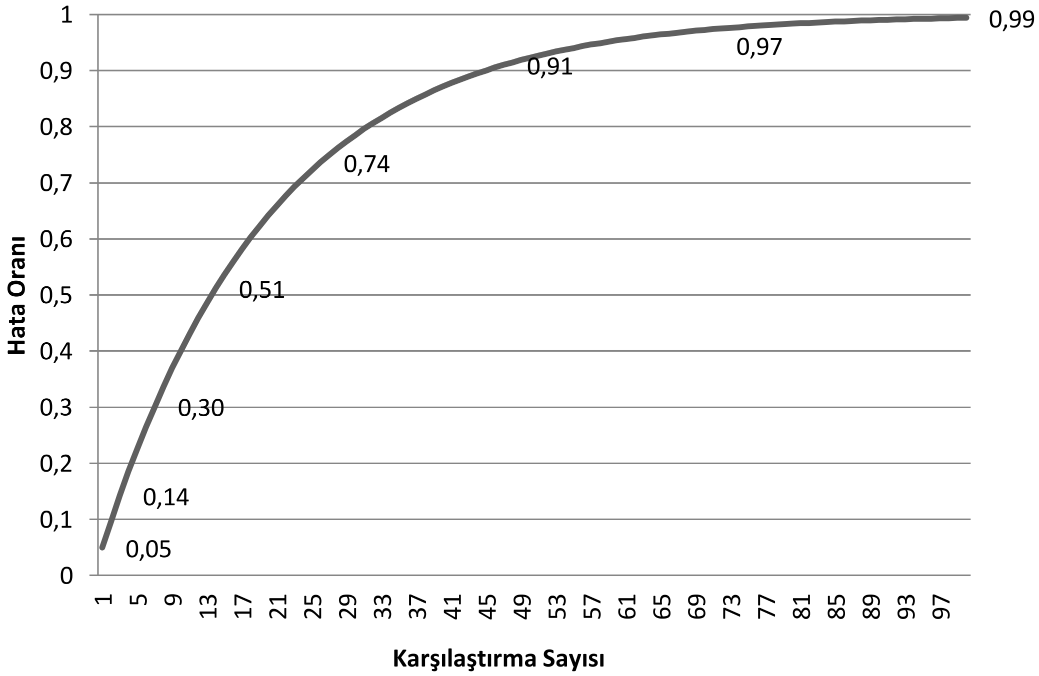


Şekil 2. 4 Farklı örnek büyüklükleri için tip I hata ve güç değerleri (etki büyüklüğü(d)=0,05, örneklem oranı=1, çift kuyruklu)

Yukarıdaki şekil dikkatlice incelenirse α sabit iken denek sayısı arttıkça güç artmakta, denek sayısı sabit tutulduğunda ise tip I hata oranı arttıkça güç artmaktadır. Ancak tip I hatanın artması sonucunda, araştırmacı reddetmesi gereken H_0 hipotezlerini reddedemeyecek ve hatalı bulgular elde etmiş olacaktır. Bu yüzden, araştırmacı tip I hatayı belirli bir seviyede tutmak zorunda, buna karşılık istatistiksel gücü de düşürmemek zorundadır. Burada, denek sayısının artırılması bir seçenek gibi görülse de genellikle denek sayısının artırılması araştırmanın bir kısıtı olmaktadır.

Çoklu karşılaştırma problemleri tek değişkenli yaklaşımlar ile çözümlenirse yanlış pozitif yani tip I hatanın artacağı açıktır [10]. Örneğin 4 grubun ikili karşılaştırmalarında her bir grup için hata oranı %5 olarak belirlenirse, hata oranı toplamda $1-(1-0{,}05)^6$, yani yaklaşık %26 olacaktır.

Şekil 2.5'te, %5 hata payı için herhangi bir düzeltme olmadığı takdirde karşılaştırma sayısına göre en az bir doğru yokluk hipotezini yanlışlıkla reddetme olasılıkları gösterilmektedir.



Şekil 2. 5 Karşılaştırma sayısına göre tip I hata oranı

Herhangi bir düzeltme yapılmadığında *m* karşılaştırma sayısını göstermek üzere en az bir doğru H_0 hipotezinin yanlışlıkla reddedilme olasılığı $1-(1-\alpha)^m$ olacaktır. Şüphesiz ki bu istenmeyen durum ile reddedilmemesi gereken H_0 hipotezleri reddedilecek yani tip I hata oranı artacaktır. Bunun önüne geçmek amacıyla, araştırmacılar hata oranlarının belirlenen anlamlılık seviyesini aşmasını önleyen yöntemler geliştirmiştir.

Çoklu karşılaştırmalarda hangi tür hata oranının kullanılması gerektiğine dair farklı yaklaşımlar mevcuttur. Karşılaştırma Başına Hata Oranı (Per comparison - Comparisonwise error rate-PCE), çoklu karşılaştırma yaparken her bir hipotezi α anlamlılık seviyesinde test etme anlamına gelmektedir, yani herhangi bir düzeltme uygulanmamaktadır [42], [43], [44], [45], [46]. Bu yöntem ile karşılaştırma sayısı *m* arttıkça tip I hata oranı artmaktadır. Bundan dolayı araştırmacılar Deneysel Hata Oranının (Experimentwise-Familywise error rate-FWER) kontrol edilmesi gerektiğini söylemişlerdir [3], [5], [6]. Tukey [5] ve Miller [6] birden fazla grubun karşılaştırılmasında deneysel hata oranının (FWER) kullanılmasını önermiştir. Deneysel hata oranı, hipotezler ailesi içerisinden en az bir H_0 hipotezinin yanlışlıkla reddedilmesi olasılığıdır. Deneysel hatanın amacı, toplam tip I hatanın belirlenen α seviyesini aşmamasını sağlamaktır.

Karşılaştırma başına hata oranı ve deneysel hata oranı dışında son yıllarda popüler olan bir başka yöntem ise Yanlış Bulgu Oranıdır **(**False Discovery Rate-FDR). Benjamini ve Hochberg [30] tarafından önerilen bu yöntem, yanlışlıkla reddedilen H_0 hipotezlerinin toplam reddedilen yokluk hipotezlerine oranının beklenen değeri şeklinde özetlenebilir. Yanlış Bulgu oranı tüm hipotezler doğru olduğunda Deneysel Hata oranına eşittir.

Benjamini ve Hochberg'e göre *m* tane karşılaştırma yapıldığında elde edilecek sonuçlar Çizelge 2.2'deki gibi gösterilebilir [30].

Çizelge 2. 2 Çoklu karşılaştırmalarda hipotez testi olası sonuçları

Test Sonucu	Gerçek Durum		Toplam
	H_0 Doğru	H_0 Yanlış	
H_0 Kabul	U	T	m-R
H_0 Ret	V	S	R
Toplam	m_0	$m-m_0$	m

Burada:

- m toplam hipotez sayısı (karşılaştırma sayısı)
- m_0: gerçek sıfır (H_0) hipotezlerinin sayısı
- $m-m_0$: gerçek alternatif (H_1) hipotezlerinin sayısı
- V: yanlış pozitiflerin sayısı (tip I hata)
- S doğru pozitiflerin sayısı
- T : yanlış negatiflerin sayısı (tip II hata)
- U doğru negatiflerin sayısı
- R : Reddedilen sıfır hipotezi sayısı

Yukarıdaki tablodan yola çıkarak sıklıkla kullanılan hata oranları şu şekilde gösterilir:

- Karşılaştırma başına hata oranı (Comparisonwise error rate):PCE= E(V)/m
- Deneysel hata oranı (Familywise- Experimentwise error rate): FWER =P(V≥1)
- Yanlış bulgu oranı (False Discovery Rate): FDR = E(V/R)

Her bir yokluk hipotezinin α anlamlılık düzeyinde test edilmesi $E(V)/m \leq \alpha$ olmasını, her bir yokluk hipotezinin α/m anlamlılık düzeyinde test edilmesi ise $P(V \geq 1) \leq \alpha$ olmasını garantiler [30].

2.3 İstatistiksel Güç (1-β)

İstatistiksel güç kısaca tek bir hipotezin sınanmasında yanlış H_0 hipotezinin reddedilme olasılığıdır.

Çoklu karşılaştırmalarda ise literatürde yaygın olarak 3 farklı tanımı bulunmaktadır: en az bir yanlış H_0 hipotezinin reddedilme olasılığı, H_0 hipotezlerinin ortalama reddedilme olasılığı ve bütün yanlış H_0 hipotezlerinin reddedilme olasılığı [47].

Özkaya'nın yayımlanmış doktora tezinde [40] bahsettiğine göre, ortalamaların karşılaştırılmasında yaygın olarak Ramsey'in [48] güç tanımları kullanılmaktadır Bunlar:

I. **Herhangi bir çift için güç (any pair power):** Farklı olan ortalama çiftleri arasında en az bir gerçek farkı doğru olarak yakalayabilme olasılığıdır. Farklı olan ortalama çiftlerinden hiçbirinin yakalamadığı durumda istenen durum gerçekleşmez.

II. **Bütün çiftler için güç (all-pairs power):** Farklı olan ortalama çiftleri arasında tüm gerçek farkları doğru olarak yakalayabilme olasılığıdır. Eğer farklı olan ortalama çiftlerinden en az bir tanesi bile yakalanmadıysa istenen durum gerçekleşmez.

III. **Her bir çift için güç (per-pair power):** Farklı verilen ortalama çiftinin reddedilme olasılığıdır. Klasik güç tanımıyla eş değerdir. Ortalama çiftlerinin testinde her bir hipotez birbirinden bağımsız olarak düşünülür ve buna bağlı olarak güç hesaplanır.

Benjamini ve Hochberg'in [30] yaptığı simülasyon çalışmalarında, reddedilen H_0 hipotezlerinin oranı olarak ortalama güç tanımını kullanmıştır.

2.4 Parametrik Olmayan Çoklu Karşılaştırmalar İçin Dunn Testi

Parametrik olmayan veriler için 3 veya daha fazla grubun karşılaştırılmasında uygulanabilecek testlerden en yaygın kullanılanı Dunn testidir [49]. Küresel H_0 hipotezi reddedildikten sonra gruplar arasındaki farkı bulabilmek amacı ile parametrik olmayan Dunn testi uygulanabilir.

Dunn testi için standart hata (*SH*) değeri:

$$SH = \sqrt{\frac{N(N+1)}{12}\left(\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}\right)} \tag{2.1}$$

biçiminde verilir.

Karşılaştırılan gruplarda aynı değere sahip değerler yani eşler (ties) var ise standart hata değeri şu şekilde hesaplanır;

$$SH = \sqrt{\left(\frac{N(N+1)}{12} - \frac{\sum t_i}{12(N-1)}\right)\left(\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}\right)} \tag{2.2}$$

Burada N toplam gözlem sayısı, n_1 *ve* n_2 ise karşılaştırılan gözlemlere ait gruplardaki gözlem sayılarıdır. Örneğin 3 grubun karşılaştırılmasında, gruplardaki gözlem sayıları $n_1 = n_2 = n_3 = 10$ olsun. Bu durumda, $N=30$ ve $n_1 = 10$ ve $n_2 = 10$ alınır.

Hesaplanan bu standart hata değeri ile veriler standardize edilerek standart normal dağılım tablosu kullanılabilir. Bunun için aşağıda verilen eşitlik kullanılır:

$$z_{ij} = \frac{\dfrac{R_i}{n_i} - \dfrac{R_j}{n_j}}{\sqrt{\left(\dfrac{N(N+1)}{12} - \dfrac{\sum t_i}{12(N-1)}\right)\left(\dfrac{1}{n_1}+\dfrac{1}{n_2}\right)}} \tag{2.3}$$

R_i ve R_j sıra toplamlarını göstermek üzere $\frac{R_i}{n_i} - \frac{R_j}{n_j} = \overline{R_i} - \overline{R_j}$ ' dir. Gruplarda eşler için

e toplam eş sayısını göstermek üzere, $\sum t_i = \sum_{i=1}^{e} (t_i^3 + t_i)$ şeklinde hesaplanır [50].

Dunn testi yapıldıktan sonra tip I hatanın artmasını engellemek amacı ile deneysel hatayı (FWER) kontrol etmek isteyen bir araştırmacı, Bölüm 3'te tanıtılan düzeltme yöntemlerinden çalışmasına uygun olanını uygular.

BÖLÜM 3

ÇOKLU KARŞILAŞTIRMALARDA *p*-DEĞERİ BAZLI DÜZELTME YÖNTEMLERİ

Çoklu karşılaştırmalarda tip I hata enflasyonunun önüne geçmek için çalışmalarda çoğu zaman deneysel hata oranının (FWER) kontrol edilmesi amaçlanmaktadır [12]. Deneysel hatayı kontrol eden bu yöntemler kolay uygulanabilir olduğundan araştırmacılar tarafından sıklıkla kullanılmaktadır.

Bu konuda ilk ve en basit yöntem Bonferroni yöntemidir [12]. Bu yöntemin temeli Boole eşitsizliğine dayanmaktadır.

Tanım 3.1 Boole eşitsizliği: Herhangi bir A_n dizisi için

$$P(B_n) = P\left(\bigcup_{j=1}^{n} A_j\right) \leq \sum_{j=1}^{n} P(A_j) \quad 1 \leq \mathrm{j} \leq \mathrm{n} \tag{3.1}$$

eşitsizliği geçerlidir. Bonferroni'nin bu olasılık eşitsizliğini kullanarak geliştirdiği yöntem ilk olarak Dunn tarafından makalelerinde kullanmıştır [14], [15]. Bu yayınlardan sonra deneysel hatayı (FWER) istenen düzeyde tutmak amacı ile birçok yöntem geliştirilmiştir.

Burada deneysel hatayı kontrol eden 8 adet yöntem incelenecektir. Bunlardan Bonferroni ve Ŝidák yöntemleri tek aşamalı, Holm, Holland-Copenhaver (H-C) azalan aşamalı, Hochberg, Hommel ve Rom artan aşamalı, Li ise iki aşamalı bir yöntemdir.

Literatürde, α hata payının düzeltilip p olasılık değerinin kabul veya reddedilmesi veya p olasılık değerinin düzeltilmesi (adjusted p-value), şeklinde 2 farklı yaklaşım mevcuttur [51]. Konunun anlaşılabilirliği ve kolayca uygulanabilmesi açısından birinci yaklaşım kullanılacaktır. Bu çalışmada düzeltilmiş α değerleri α* olarak gösterilecektir.

3.1 Bonferroni Yöntemi

Bonferroni tek aşamalı bir yöntemdir. Bu yöntemde, H_1, H_2, H_3,..., H_m hipotezlerine karşılık gelen p_1, p_2, p_3,...., p_m olasılıkları için düzeltilmiş alfa değeri $\alpha^* = \alpha/m$ olarak hesaplanır [13]. Her bir H_i hipotezi için $p_i < \alpha^*$ ise H_i reddedilir. Bu yöntem oldukça basit, bunun yanında en düşük güce sahip metoddur. Ayrıca, bu yöntem tüm yöntemler içerisinde en tutucu olandır.

İşlem: Eğer $p_i \leq \alpha/m$, i = 1, . . . ,m, ise H_i reddedilir.

α=0,05 ve 4 grup yani m=$\binom{4}{2}$=6 karşılaştırma için;

$\alpha_1^*=\alpha_2^*=\alpha_3^*=\alpha_4^*=\alpha_5^*=\alpha_6^*=0,05/6=0,008333$ olarak hesaplanır.

3.2 Ŝidák Yöntemi

Ŝidák yöntemi de Bonferroni gibi tek aşamalı bir yöntemdir. Bu yöntemde, H_1, H_2, H_3 ..., H_m hipotezlerine karşılık gelen p_1, p_2, p_3,..., p_m olasılıkları için düzeltilmiş alfa değeri $\alpha^* = 1 - (1-\alpha)^{1/m}$ olarak hesaplanır [17]. Her bir H_i hipotezi için $p_i < \alpha^*$ ise H_i reddedilir. Ŝidák yöntemi, deneysel hatayı (FWER) test istatistikleri bağımsız olduğunda korumaktadır. Holland ve Copenhaver [22], Ŝidák yönteminin hangi varsayımlar altında deneysel hatayı koruduğunu göstermiştir.

İşlem: Eğer $p_i \leq 1 - (1-\alpha)^{1/m}$, i = 1, . . . ,m ise H_i reddedilir.

α=0,05 ve 4 grup yani m=$\binom{4}{2}$=6 karşılaştıra için:

$\alpha_1^*=\alpha_2^*=\alpha_3^*=\alpha_4^*=\alpha_5^*=\alpha_6^*=1-(1-0,05)^{1/6}=0,00833$ olarak hesaplanır.

3.3 Holm Yöntemi

Holm [20], Bonferroni yönteminin adımsal olarak uyarlanmış bir versiyonunu önermiştir. Bu yöntemde, H_1, H_2, H_3,...,H_m hipotezlerine karşılık gelen p_1, p_2, p_3,..., p_m olasılıkları küçükten büyüğe doğru sıralanmış olsun: i'inci karşılaştırma için $\alpha_i^* = \alpha/(m-i+1)$ olarak hesaplanır. Eğer $p_1 > \alpha/(m-1+1)$ ise H_1 kabul edilir ve diğer hipotezlere bakılmaz, değil ise H_2 için $p_2 > \alpha/(m\text{-}2+1)$ olup olmadığına bakılır, m. karşılaştırmaya kadar tekrar edilir. Bu koşul sağlandıktan sonraki tüm hipotezler kabul edilir.

İşlem: $p_1 < p_2 < p_i < \ldots < p_m$. Eğer $p_i \leq \alpha/(m\text{-}i+1)$, i = 1, . . . ,m ise $H_{i,}\ldots,H_m$ reddedilir.

α=0,05 ve 4 grup yani m=$\binom{4}{2}$=6 karşılaştırma için;

α_1*=0,00833, α_2*=0,01, α_3*=0,01250, α_4*=001667, α_5*=0,025, α_6*=0,05 olarak hesaplanır.

3.4 Holland-Copenhaver Yöntemi

Holland ve Copenhaver [22] tarafından geliştirilen bu yöntem, Ŝidák yönteminin adımsal olarak uyarlanmış bir versiyonudur. Bu yöntemde, H_1, H_2, $H_{3,}\ldots,H_m$ hipotezlerine karşılık gelen p_1, p_2, $p_{3,}\ldots,p_m$ olasılıkları küçükten büyüğe doğru sıralanmış olsun: i'inci karşılaştırma için $\alpha_i^* = 1 - (1 - \alpha)^{1/(m-i+1)}$ olarak hesaplanır. Eğer $p_1 > 1 - (1 - \alpha)^{1/(m-1+1)}$ ise H_1 kabul edilir ve diğer hipotezlere bakılmaz, değil ise H_2 için $p_2 > 1 - (1 - \alpha)^{1/(m-2+1)}$ olup olmadığına bakılır. m'inci karşılaştırmaya kadar tekrar edilir. Bu koşul sağlandıktan sonraki tüm hipotezler kabul edilir.

Holland ve Copenhaver işleminde kullanılan kriter, Holm işleminde kullanılan kriterden biraz daha geniştir. Bundan dolayı ayrı ayrı her bir hipotez testi için güç biraz daha fazladır [39].

İşlem: $p_1 < p_2 < p_i < \ldots < p_m$. Eğer $p_i \leq 1 - (1 - \alpha)^{1/(m-i+1)}$, i = 1, . . . ,m ise $H_{i,}\ldots,H_m$ reddedilir.

α=0,05 ve 4 grup yani m=$\binom{4}{2}$=6 karşılaştırma için;

α_1*=0,00851, α_2*=0,01021, α_3*=0,01274, α_4*=0,01695, α_5*=0,02532, α_6*=0,05 olarak hesaplanır.

3.5 Hochberg Yöntemi

Simes [24] H_1, H_2, $H_{3,}\ldots$, H_m hipotezlerine karşılık gelen p_1, p_2, $p_{3,}\ldots$, p_m olasılıkları için $\alpha_i^* = i(\alpha/m)$ olmasını önermiştir. Hochberg yöntemi ise Simes metodu baz alınarak geliştirilmiştir [26]. Anlamlılığı en düşük p değerinden başlayarak yukarı doğru artan aşamalı bir yöntemdir. Hochberg yöntemi, Holm yöntemi ile reddedilen hipotezleri benzer şekilde reddederken, Holm işlemi ile incelenmeyen ancak reddedilmesi mümkün hipotezleri de reddeder [39].

Bu yöntemde, H_1, H_2, H_3, ..., H_m hipotezlerine karşılık gelen p_1, p_2, p_3,..., p_m olasılıkları büyükten küçüğe doğru sıralanmış olsun: i'inci karşılaştırma için, $\alpha_i^* = \alpha/i$ olarak hesaplanır.

Eğer $p_1 < \alpha/1$ ise H_1 reddedilir ve diğer hipotezlere bakılmaz, değil ise H_2 için $p_2 < \alpha/2$ olup olmadığına bakılır. m'inci karşılaştırmaya kadar tekrar edilir. Bu koşul sağlandıktan sonraki tüm hipotezler reddedilir.

İşlem: $p_1 > p_2 > p_i > ... > p_m$. Eğer $p_i \leq \alpha/i$, $i = 1, . . . ,m$ ise $H_{i,}......,H_m$ reddedilir.

α=0,05 ve 4 grup yani m= $\binom{4}{2}$ =6 karşılaştırma için;

α_1*=0,05, α_2*=0,025, α_3*=001667, α_4*=0,01250, α_5*=0,01, α_6*=0,00833 olarak hesaplanır.

3.6 Hommel Yöntemi

Hommel yöntemi de Hochberg yöntemi gibi Simes eşitliği temel alınarak geliştirilmiştir [25]. Bu yöntemin hesaplanışı diğer yöntemlere göre biraz daha karmaşıktır. Bu yöntemde, H_1, H_2, H_3, ..., H_m hipotezlerine karşılık gelen p_1, p_2, p_3,..., p_m olasılıkları büyükten küçüğe doğru sıralanmış olsun. $j= maks(i \in \{1,...m\}: k=1,2,...,i$ için $p_{(m-i+k)} > k\alpha/i)$ hesaplanır. Eğer böyle bir j değeri yoksa tüm hipotezler reddedilir, aksi halde $p_i < \alpha/j$ olup olmadığına bakılır. Bu koşul sağlandıktan sonraki tüm hipotezler reddedilir [39], [47].

İşlem : $p_1 > p_2 > p_i > ... > p_m$, $j= maks(i \in \{1,...m\}: k=1,2,....i$ için $p_{(m-i+k)} > k\alpha/i)$. Eğer $j=\emptyset$ ise $H_{i,}...,H_m$ reddedilir, değilse $p_i < \alpha/j$, $i= 1, . . . ,m$ olduğunda $H_{i,}...,H_m$ reddedilir.

Hommel düzeltme yönteminde, düzeltilmiş alfa (α*) değerleri p değerlerine göre hesaplanmaktadır.

3.7 Rom Yöntemi

Rom [28], Hochberg yönteminin uyarlanmış bir halini geliştirmiştir. Bu yöntemde H_1, H_2, H_3,..., H_m hipotezlerine karşılık gelen p_1, p_2, p_3,..., p_m olasılıkları büyükten küçüğe doğru sıralanmış olsun: $\alpha_1* = \alpha/1$ *ve* $\alpha_2* = \alpha/2$ olarak hesaplanır. İlk iki karşılaştırma haricinde i'inci karşılaştırma için düzeltilmiş $\alpha*$ değeri;

$$\alpha*_{m-i+1} = \left[\sum_{j=1}^{i-1} \alpha^j - \sum_{j=1}^{i-1} \binom{j}{i} \alpha*_{m-j}^{i-j} \right] / i$$ formülü ile bulunur.

Eğer $p_1 < \alpha/1$ ise H_1 reddedilir ve diğer hipotezlere bakılmaz. Değil ise H_2 için $p_2 < \alpha/2$ olup olmadığına bakılır. Değil ise H_3 *için* $\alpha*_{m-i+1} = \left[\sum_{j=1}^{i-1} \alpha^j - \sum_{j=1}^{i-1} \binom{j}{i} \alpha*_{m-j}^{i-j} \right] / i$ formülü kullanılır. H_3 ve sonraki hipotezler için bu formül kullanılır. Bu koşul sağlandıktan sonraki tüm hipotezler reddedilir.

İşlem: $p_1 > p_2 > p_i > \ldots > p_m$. $i \leq 2$ için $p_i \leq \alpha/i$ ise $H_{i,} \ldots, H_m$ reddedilir. Aksi taktirde, i>2 için $p_i < \alpha*_{m-i+1} = \left[\sum_{j=1}^{i-1} \alpha^j - \sum_{j=1}^{i-1} \binom{j}{i} \alpha*_{m-j}^{i-j} \right] / i$, i = 1, . . . ,m ise $H_{i,} \ldots\ldots, H_m$ reddedilir.

α=0,05 ve 4 grup yani m=$\binom{4}{2}$=6 karşılaştırma için;

$\alpha_1*=0,05$, $\alpha_2*=0,025$, $\alpha_3*=0,01687$, $\alpha_4*=0,01271$, $\alpha_5*=0,01019$, $\alpha_6*=0,00851$ olarak hesaplanır.

3.8 Li Yöntemi

Li [29] iki aşamalı bir yöntem önermiştir. Bu yöntemde, H_1, H_2, H_3,..., H_m hipotezlerine karşılık gelen p_1, p_2, p_3,..., p_m olasılıkları büyükten küçüğe doğru sıralanmış olsun: Eğer $p_1 < \alpha$ ise tüm hipotezler reddedilir, değilse ikinci aşamada $p_2 < ((1- p_1)/(1- \alpha))\alpha$'ya bakılır. Eğer bu koşul da sağlanmazsa bir sonraki aşamada yine $p_i < ((1- p_{i-1})/(1- \alpha))\alpha$ olup olmadığına bakılır. Bu koşul sağlandıktan sonraki tüm hipotezler reddedilir.

İşlem : $p_1 > p_2 > p_i > \ldots > p_m$. $i=1$ için $p_i \leq \alpha$ ise $H_{i,} \ldots, H_m$ reddedilir, Akis taktirde, *i>1 için* $p_i < ((1- p_{i-1})/(1- \alpha))\alpha$, i = 1, . . . ,m ise $H_{i,} \ldots, H_m$ reddedilir.

Li düzeltme yönteminde, düzeltilmiş alfa ($\alpha*$) değerleri *p* değerlerine göre hesaplanmaktadır.

BÖLÜM 4

ÖRNEK BİR UYGULAMA

Bu bölümde bir önceki bölümde anlatılan yöntemlerin daha iyi anlaşılması amacı ile örnek bir uygulama yapılacaktır.

Örnek senaryo: Bir diyetisyen 6 farklı diyet yöntemini kilo kaybı bakımından karşılaştırmak istemektedir. Buna göre, demografik özellikler bakımından birbiri ile benzeşen 72 kişi rastgele olarak 6 farklı gruba atanmıştır. Her bir gruba tek bir diyet yöntemi uygulanmış ve 4 hafta sonunda kaybedilen kilolar hesaplanmıştır. Buna göre diyet yöntemleri arasında kilo verdirme bakımından farklılık var mıdır? Bunu test etmek için öncelikle Kruskal-Wallis testi uygulanır.

Çizelge 4. 1 Tanımlayıcı İstatistikler ve Kruskal Wallis H Testi

Grup	n	Min.-Maks	Q1	Medyan	Q3
Grup 1	12	1-6	4	5	5
Grup 2	12	1-6	2	3	4
Grup 3	12	1-4	2	3	3
Grup 4	12	4-8	6	7	8
Grup 5	12	2-9	4	5	6
Grup 6	12	3-9	4	5	8
χ^2=35,771; p=0,000<0,05					

Çizelge 4.1'de, 6 farklı diyet yöntemi ile verdirilen kilolara ait tanımlayıcı istatistikler ve Kruskal Wallis testi sonucu yer almaktadır.

Test sonucuna göre gruplar arasında en az bir grup diğerinden farklıdır hipotezi kabul edilir ($p<0,05$). Hangi gruplar arasında farklılık olduğunu ise ikili karşılaştırmalar sonucu elde ederiz. Bunun için, parametrik olmayan Dunn testi uygulanır.

Çizelge 4. 2 İkili karşılaştırmalar için parametrik olmayan Dunn testi

Grup	Sıra Ortalamaları Farkı	SH	*Z*	*p*
1-2	14,583	8,444	1,727	0,08415
1-3	21,958	8,444	2,600	0,00931
2-3	7,375	8,444	0,873	0,38244
1-4	-21,417	8,444	-2,536	0,01120
2-4	-36,000	8,444	-4,263	0,00002
3-4	-43,375	8,444	-5,137	0,00000
1-5	-5,083	8,444	-0,602	0,54717
2-5	-19,667	8,444	-2,329	0,01985
3-5	-27,042	8,444	-3,203	0,00136
4-5	16,333	8,444	1,934	0,05307
1-6	-9,792	8,444	-1,160	0,24621
2-6	-24,375	8,444	-2,887	0,00389
3-6	-31,750	8,444	-3,760	0,00017
4-6	11,625	8,444	1,377	0,16859
5-6	-4,708	8,444	-0,558	0,57712

Çizelge 4.2'de 6 farklı grubun ikili parametrik olmayan Dunn testi sonuçları yer almaktadır. 6 farklı grubun toplamda, $\binom{6}{2} = 15$ adet ikili karşılaştırması bulunmaktadır.

Test sonuçlarına göre, $\alpha=0{,}05$ için herhangi bir düzeltme yapılmadığı takdirde 15 karşılaştırmadan 8 tanesi birbirinden farklı olduğu sonucuna varılır ($p<0{,}05$). Ancak, yapılan karşılaştırmalar eş zamanlı olarak birden fazla grubun karşılaştırılması yani bir çoklu karşılaştırma problemi olduğu için düzeltme uygulanması gerekmektedir. Herhangi bir düzeltme uygulanmaz ise $1-(1-0{,}05)^{15}=0{,}54$, yani en az bir doğru H_0 hipotezini yanlışlıkla reddetme olasılığımız %5'ten %54'e çıkmaktadır. Bu istenmeyen durum için düzeltme yöntemleri uygulanır.

4.1 Bonferroni Düzeltme Yönteminin Uygulanması

Yapılan 15 karşılaştırma için Bonferroni düzeltmesi, α=0,05'e göre bütün hipotezler için α*=0,00333 olarak hesaplanmıştır. Aşağıdaki çizelgede ret veya kabul edilen hipotezler gösterilmektedir.

Çizelge 4. 3 Bonferroni yöntemine göre ret veya kabul edilen hipotezler

Bonferroni				
Grup	*p*		α*	H_0 hipotezi
1-2	0,084152	>	0,00333	Kabul
1-3	0,009309	>	0,00333	Kabul
2-3	0,382438	>	0,00333	Kabul
1-4	0,011201	>	0,00333	Kabul
2-4	0,000020	<	0,00333	Ret
3-4	0,000000	<	0,00333	Ret
1-5	0,547165	>	0,00333	Kabul
2-5	0,019854	>	0,00333	Kabul
3-5	0,001362	<	0,00333	Ret
4-5	0,053072	>	0,00333	Kabul
1-6	0,246205	>	0,00333	Kabul
2-6	0,003893	>	0,00333	Kabul
3-6	0,000170	<	0,00333	Ret
4-6	0,168594	>	0,00333	Kabul
5-6	0,577116	>	0,00333	Kabul

Çizelge 4.3'e bakacak olursak, Bonferroni düzeltmesi ile toplamda 4 adet H_0 hipotezi reddedilmiştir. 3.grup ile 4.grup, 5.grup ve 6.grup arasındaki fark, 2.grup ile 4.grup arasındaki fark istatistiksel olarak anlamlıdır.

4.2 Ŝidák Düzeltme Yönteminin Uygulanması

Yapılan 15 karşılaştırma için Ŝidák düzeltmesi, α=0,05'e göre bütün hipotezler için α* =0,00341 olarak hesaplanmıştır. Aşağıdaki çizelgede ret veya kabul edilen hipotezler gösterilmektedir.

Çizelge 4. 4 Ŝidák yöntemine göre ret veya kabul edilen hipotezler

Ŝidák				
Grup	*p*		α*	H_0 hipotezi
1-2	0,084152	>	0,00341	Kabul
1-3	0,009309	>	0,00341	Kabul
2-3	0,382438	>	0,00341	Kabul
1-4	0,011201	>	0,00341	Kabul
2-4	0,000020	<	0,00341	Ret
3-4	0,000000	<	0,00341	Ret
1-5	0,547165	>	0,00341	Kabul
2-5	0,019854	>	0,00341	Kabul
3-5	0,001362	<	0,00341	Ret
4-5	0,053072	>	0,00341	Kabul
1-6	0,246205	>	0,00341	Kabul
2-6	0,003893	>	0,00341	Kabul
3-6	0,000170	<	0,00341	Ret
4-6	0,168594	>	0,00341	Kabul
5-6	0,577116	>	0,00341	Kabul

Çizelge 4.4'e bakacak olursak, Ŝidák düzeltmesi ile toplamda 4 adet H_0 hipotezi reddedilmiştir. Bu düzeltme yöntemi ile, Bonferroni düzeltme yöntemi ile reddedilen hipotezlerin aynıları reddedilmiştir. 3.grup ile 4.grup, 5.grup ve 6.grup arasındaki fark, 2.grup ile 4.grup arasındaki fark istatistiksel olarak anlamlıdır.

4.3 Holm Düzeltme Yönteminin Uygulanması

Yapılan 15 karşılaştırma için Holm düzeltmesinde, α=0,05'e göre p_1, p_2, p_3,...,p_m olasılıkları küçükten büyüğe doğru sıralanmış olsun: α_1* =0,00333, α_2* =0,00357, …. ,α_{15}* =0,05 olarak hesaplanmıştır. Aşağıdaki çizelgede ret veya kabul edilen hipotezler gösterilmektedir.

Çizelge 4. 5 Holm yöntemine göre ret veya kabul edilen hipotezler

Holm				
Grup	Küçükten Büyüğe sıralı *p*		α*	H_0 hipotezi
3-4	0,000000	<	0,00333	Ret
2-4	0,000020	<	0,00357	Ret
3-6	0,000170	<	0,00385	Ret
3-5	0,001362	<	0,00417	Ret
2-6	0,003893	<	0,00455	Ret
1-3	0,009309	>	0,00500	Kabul
1-4	0,011201			Kabul
2-5	0,019854			Kabul
4-5	0,053072			Kabul
1-2	0,084152			Kabul
4-6	0,168594			Kabul
1-6	0,246205			Kabul
2-3	0,382438			Kabul
1-5	0,547165			Kabul
5-6	0,577116			Kabul

Çizelge 4.5'e bakacak olursak, Holm düzeltmesi ile toplamda 5 adet H_0 hipotezi reddedilmiştir. Bu düzeltme yöntemi ile Bonferroni ve Ŝidák düzeltme yöntemleri ile reddedilen hipotezlerin dışında fazladan bir H_0 hipotezi daha ret edilmiştir. 3.grup ile 4.grup, 5.grup ve 6.grup arasındaki fark, 2.grup ile 4.grup ve 6.grup arasındaki fark istatistiksel olarak anlamlıdır.

4.4 Holland-Copenhaver (H-C) Düzeltme Yönteminin Uygulanması

Yapılan 15 karşılaştırma için Holland-Copenhaver düzeltmesinde, α=0,05'e göre p_1, p_2, p_3,..., p_m olasılıkları küçükten büyüğe doğru sıralanmış olsun: $\alpha_1^* = 1 - (1 - 0{,}05)^{1/(15-1+1)}$, $\alpha_2^* = 1 - (1 - 0{,}05)^{1/(15-2+1)}$, ….. ,$\alpha_{15}^* = 1 - (1 - 0{,}05)^{1/(15-15+1)}$ şeklinde hesaplanır. Aşağıdaki çizelgede ret veya kabul edilen hipotezler gösterilmektedir.

Çizelge 4. 6 Holland-Copenhaver yöntemine göre ret veya kabul edilen hipotezler

H-C				
Grup	Küçükten Büyüğe sıralı *p*		α*	H_0 hipotezi
3-4	0,000000	<	0,00341	Ret
2-4	0,000020	<	0,00366	Ret
3-6	0,000170	<	0,00394	Ret
3-5	0,001362	<	0,00427	Ret
2-6	0,003893	<	0,00465	Ret
1-3	0,009309	>	0,00512	Kabul
1-4	0,011201			Kabul
2-5	0,019854			Kabul
4-5	0,053072			Kabul
1-2	0,084152			Kabul
4-6	0,168594			Kabul
1-6	0,246205			Kabul
2-3	0,382438			Kabul
1-5	0,547165			Kabul
5-6	0,577116			Kabul

Çizelge 4.6'ya bakacak olursak, Holland-Copenhaver düzeltmesi ile toplamda 5 adet H_0 hipotezi reddedilmiştir. Bu düzeltme yöntemi ile Holm düzeltme yöntemi ile reddedilen hipotezlerin aynıları reddedilmiştir. 3.grup ile 4.grup, 5.grup ve 6.grup arasındaki fark, 2.grup ile 4.grup ve 6.grup arasındaki fark istatistiksel olarak anlamlıdır.

4.5 Hochberg Düzeltme Yönteminin Uygulanması

Yapılan 15 karşılaştırma için Hochberg düzeltmesinde, α=0,05'e göre p_1, p_2, p_3,..., p_m olasılıkları büyükten küçüğe doğru sıralanmış doğru sıralanmış olsun: α_1* =0,05/1, α_2* =0,05/2, … ,α_{15}* =0,05/15 şeklinde hesaplanır. Aşağıdaki çizelgede ret veya kabul edilen hipotezler gösterilmektedir.

Çizelge 4. 7 Hochberg yöntemine göre ret veya kabul edilen hipotezler

Hochberg				
Grup	Büyükten Küçüğe sıralı *p*		α*	H_0 hipotezi
5-6	0,577116	>	0,05000	Kabul
1-5	0,547165	>	0,02500	Kabul
2-3	0,382438	>	0,01667	Kabul
1-6	0,246205	>	0,01250	Kabul
4-6	0,168594	>	0,01000	Kabul
1-2	0,084152	>	0,00833	Kabul
4-5	0,053072	>	0,00714	Kabul
2-5	0,019854	>	0,00625	Kabul
1-4	0,011201	>	0,00556	Kabul
1-3	0,009309	>	0,00500	Kabul
2-6	0,003893	<	0,00455	Ret
3-5	0,001362			Ret
3-6	0,000170			Ret
2-4	0,000020			Ret
3-4	0,000000			Ret

Çizelge 4.7'ye bakacak olursak, Hochberg düzeltmesi ile toplamda 5 adet H_0 hipotezi reddedilmiştir. Bu düzeltme yöntemi ile Holm düzeltme yöntemi ile reddedilen hipotezlerin aynıları reddedilmiştir. 3.grup ile 4.grup, 5.grup ve 6.grup arasındaki fark, 2.grup ile 4.grup ve 6.grup arasındaki fark istatistiksel olarak anlamlıdır.

4.6 Rom Düzeltme Yönteminin Uygulanması

Yapılan 15 karşılaştırma için Rom düzeltmesinde, α=0,05'e göre p_1, p_2, p_3,..., p_m olasılıkları büyükten küçüğe doğru sıralanmış olsun: α_1* =0,05, α_2* =0,02500, …, α_{15}* =0,00341 şeklinde hesaplanmıştır. Aşağıdaki çizelgede ret veya kabul edilen hipotezler gösterilmektedir.

Çizelge 4. 8 Rom yöntemine göre ret veya kabul edilen hipotezler

Rom				
Grup	Büyükten Küçüğe sıralı p		α*	H_0 hipotezi
5-6	0,577116	>	0,05000	Kabul
1-5	0,547165	>	0,02500	Kabul
2-3	0,382438	>	0,01688	Kabul
1-6	0,246205	>	0,01271	Kabul
4-6	0,168594	>	0,01019	Kabul
1-2	0,084152	>	0,00851	Kabul
4-5	0,053072	>	0,00730	Kabul
2-5	0,019854	>	0,00639	Kabul
1-4	0,011201	>	0,00568	Kabul
1-3	0,009309	>	0,00511	Kabul
2-6	0,003893	<	0,00465	Ret
3-5	0,001362			Ret
3-6	0,000170			Ret
2-4	0,000020			Ret
3-4	0,000000			Ret

Çizelge 4.8'e bakacak olursak, Rom düzeltmesi ile toplamda 5 adet H_0 hipotezi reddedilmiştir. Bu düzeltme yöntemi ile Hochberg düzeltme yöntemi ile reddedilen hipotezlerin aynıları reddedilmiştir. 3.grup ile 4.grup, 5.grup ve 6.grup arasındaki fark, 2.grup ile 4.grup ve 6.grup arasındaki fark istatistiksel olarak anlamlıdır.

4.7 Hommel Düzeltme Yönteminin Uygulanması

Yapılan 15 karşılaştırma için Hommel düzeltmesinde, α=0,05'e göre p_1, p_2, p_3,..., p_m olasılıkları büyükten küçüğe doğru sıralanmış doğru sıralanmış olsun: Bütün hipotezler için α*=0,005 şeklinde hesaplanmıştır. Aşağıdaki çizelgede ret veya kabul edilen hipotezler gösterilmektedir.

Çizelge 4. 9 Hommel yöntemine göre ret veya kabul edilen hipotezler

Hommel				
Grup	Büyükten Küçüğe sıralı *p*		α*	H_0 hipotezi
5-6	0,577116	>	0,00500	Kabul
1-5	0,547165	>	0,00500	Kabul
2-3	0,382438	>	0,00500	Kabul
1-6	0,246205	>	0,00500	Kabul
4-6	0,168594	>	0,00500	Kabul
1-2	0,084152	>	0,00500	Kabul
4-5	0,053072	>	0,00500	Kabul
2-5	0,019854	>	0,00500	Kabul
1-4	0,011201	>	0,00500	Kabul
1-3	0,009309	>	0,00500	Kabul
2-6	0,003893	<	0,00500	Ret
3-5	0,001362			Ret
3-6	0,000170			Ret
2-4	0,000020			Ret
3-4	0,000000			Ret

Çizelge 4.9'a bakacak olursak, Hommel düzeltmesi ile toplamda 5 adet H_0 hipotezi reddedilmiştir. Bu düzeltme yöntemi ile Hochberg ve Rom düzeltme yöntemleri ile reddedilen hipotezlerin aynıları reddedilmiştir. 3.grup ile 4.grup, 5.grup ve 6.grup arasındaki fark, 2.grup ile 4.grup ve 6.grup arasındaki fark istatistiksel olarak anlamlıdır.

4.8 Li Düzeltme Yönteminin Uygulanması

Yapılan 15 karşılaştırma için Li düzeltmesinde, α=0,05'e göre p_1, p_2, p_3,..., p_m olasılıkları büyükten küçüğe doğru sıralanmış doğru sıralanmış olsun: Bütün hipotezler için α*=0,02226 şeklinde hesaplanmıştır. Aşağıdaki çizelgede ret veya kabul edilen hipotezler gösterilmektedir.

Çizelge 4. 10 Li yöntemine göre ret veya kabul edilen hipotezler

Li				
Grup	Büyükten Küçüğe sıralı *p*		α*	H_0 hipotezi
5-6	0,577116	>	0,02226	Kabul
1-5	0,547165	>	0,02226	Kabul
2-3	0,382438	>	0,02226	Kabul
1-6	0,246205	>	0,02226	Kabul
4-6	0,168594	>	0,02226	Kabul
1-2	0,084152	>	0,02226	Kabul
4-5	0,053072	>	0,02226	Kabul
2-5	0,019854	>	0,02226	Kabul
1-4	0,011201	<	0,02226	Ret
1-3	0,009309			Ret
2-6	0,003893			Ret
3-5	0,001362			Ret
3-6	0,000170			Ret
2-4	0,000020			Ret
3-4	0,000000			Ret

Çizelge 4.9'a bakacak olursak, Li düzeltmesi ile toplamda 7 adet H_0 hipotezi reddedilmiştir. Bu düzeltme yöntemi ile diğer yöntemlerde reddedilen hipotezlerin dışında iki adet H_0 hipotezi daha reddedilmiştir. 3.grup ile 4.grup, 5.grup ve 6.grup arasındaki fark, 2.grup ile 4.grup ve 6.grup arasındaki fark, 1.grup ile 3.grup ve 4.grup arasındaki fark istatistiksel olarak anlamlıdır.

Sonuç olarak, 15 karşılaştırmadan Bonferroni ve Ŝidák düzeltme yöntemleri ile 4 adet, Holm, Holland-Copenhaver, Hochberg, Rom, Hommel düzeltme yöntemleri ile 5 adet ve Li düzeltme yöntemi ile 7 adet H_0 hipotezi reddedilmiştir.

BÖLÜM 5

SİMÜLASYON ÇALIŞMASI

5.1 Gereç ve Yöntem

Yapacağımız simülasyon çalışmasında da 5 farklı dağılım kullanılmıştır. Dağılımlara ait parametreler Çizelge 5.1'de gösterilmiştir.

Çizelge 5. 1 Çalışmada kullanılan dağılım parametreleri

Anakütle	Dağılım				
	Normal (AA-SS)	Uniform (Min.-Maks.)	Üstel ($\lambda_ü$)	Binom (n,p)	Poisson (λ_p)
Anakütle1	(13-2)	(1-10)	0,1	(11-0,5)	11
Anakütle2	(10-2)	(4-13)	0,5	(8-0,5)	8
Anakütle3	(7-2)	(7-16)	1	(5-0,5)	5
Anakütle4	(16-2)	(10-19)	2	(14-0,5)	14
Anakütle5	(19-2)	(13-21)	4	(17-0,5)	17
Anakütle6	(21-2)	(16-24)	16	(19-0,5)	19

Çizelge 5.1 incelenecek olursa, her bir dağılım için 6 farklı anakütle oluşturulduğu görülecektir. Her bir anakütle ve dağılım için 1000'er adet, toplamda 5 adet dağılım ve 6 anakütle ile 30000 adet veri oluşturulmuştur. Veri oluşturmak için kullanılan syntax Ek A-1'de, oluşturulan verilere ait histogram grafikler ise Ek A-2'dedir. Veriler IBM SPSS Statistics Version 20'de oluşturulmuştur.

Deneysel hata oranlarını (FWER) belirlemek için yapılan simülasyon çalışmasında sadece 1. anakütleden çekilen veriler kullanılmıştır. İstatistiksel güç için yapılan çalışmada ise 3 grup karşılaştırıldığında 1, 2 ve 3. anakütlelerden veriler çekilmiştir. 4 grup karşılaştırıldığında ek olarak 4. anakütle, 5 grup karşılaştırıldığında ek olarak 5. anakütle ve 6 grup karşılaştırıldığında ek olarak 6. anakütle de simülasyona dâhil edilmiştir. Çalışmada karşılaştırılan grupların ikili karşılaştırılmaları yapılmıştır. Yani 3 grup için 3 karşılaştırma, 4 grup için 6 karşılaştırma, 5 grup için 10 karşılaştırma ve 6 grup için 15 karşılaştırma yapılmıştır. Yapılan karşılaştırmalar için anakütlelerden farklı genişliklerde örneklemler çekilmiştir.

Çizelge 5.2 ve Çizelge 5.3'te karşılaştırmalarda kullanılan gruplara göre örneklem senaryoları gösterilmiştir.

Çizelge 5. 2 Örneklem sayıları eşit olduğunda karşılaştırma için senaryolar

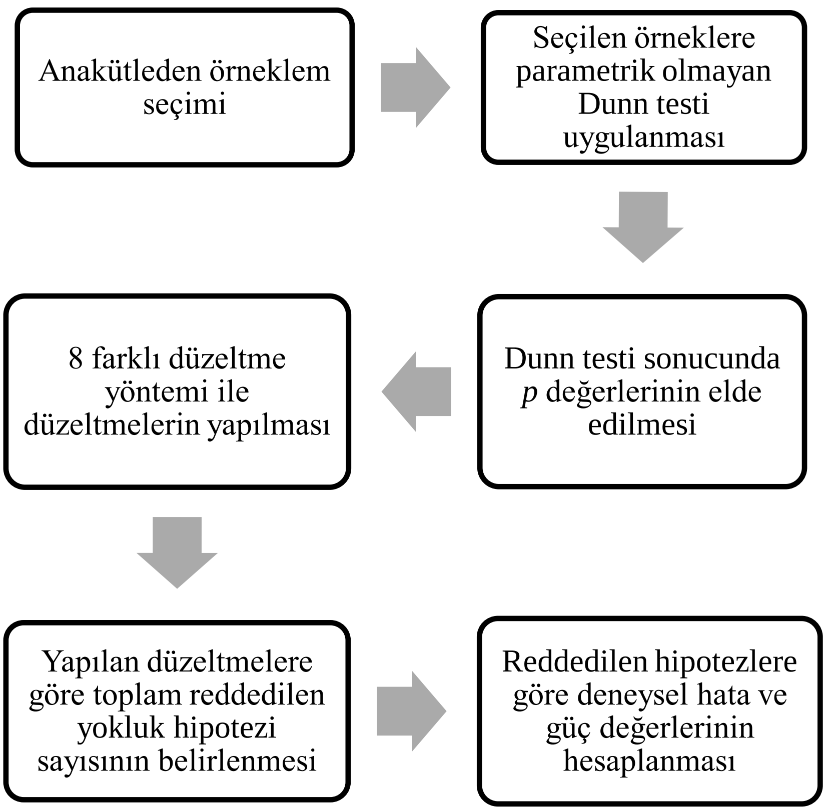
Grup Sayısı (k)	Hipotez sayısı (m)	Örneklem sayısı
3	3	7/7/7
4	6	7/7/7/7
5	10	7/7/7/7/7
6	15	7/7/7/7/7/7
3	3	10/10/10
4	6	10/10/10/10
5	10	10/10/10/10/10
6	15	10/10/10/10/10/10
3	3	12/12/12
4	6	12/12/12/12
5	10	12/12/12/12/12
6	15	12/12/12/12/1212
3	3	15/15/15
4	6	15/15/15/15
5	10	15/15/15/15/15
6	15	15/15/15/15/15/15
3	3	20/20/20
4	6	20/20/20/20
5	10	20/20/20/20/20
6	15	20/20/20/20/20/20
3	3	30/30/30
4	6	30/30/30/30
5	10	30/30/30/30/30
6	15	30/30/30/30/30/30

Örneklem sayılarının eşit olduğu durumda, 7'şer, 12'şer, 15'er, 20'şer ve 30'ar birimlik örnekler çekilerek simülasyon yapılmıştır. Örneklem sayılarının eşit olmadığı durumda ise Çizelge 5.3'teki senaryolar kullanılmıştır.

Çizelge 5. 3 Örneklem sayıları eşit olmadığında karşılaştırma için senaryolar

Grup Sayısı (k)	Karşılaştırma adedi (m)	Örneklem sayısı
3	3	7/8/9
4	6	7/8/9/10
5	10	7/8/9/10/11
6	15	7/8/9/10/11/12
3	3	14/15/16
4	6	14/15/16/17
5	10	14/15/16/17/18
6	15	14/15/16/17/18/19
3	3	21/22/23
4	6	21/22/23/24
5	10	21/22/23/24/25
6	15	21/22/23/24/25/26
3	3	28/29/30
4	6	28/29/30/31
5	10	28/29/30/31/32
6	15	28/29/30/31/32/33

Örneklem sayılarının eşit olduğu ve eşit olmadığı bu durumlar 5 farklı dağılım için tekrarlanmıştır. Uygulamanın aşamaları ise Şekil 5.1'de gösterilmiştir.



Şekil 5. 1 Akış şeması

Yukarıdaki işlem basamakları her bir simülasyon için 5000 kez tekrar edilmiştir. Simülasyon çalışması Microsoft Excel 2010'da yapılmıştır [52]. Simülasyon çalışmasında kullanılan makro Ek A-3'dedir. Excel'de Dunn testinin uygulanması aşamasında gerekli olan sıra toplamı ve eşler için düzeltme formüllerinde "Real Statistics" eklentisinden yararlanılmıştır [53].

5.2 Bulgular

8 farklı düzeltme yöntemini deneysel hata (FWER) ve güç bakımından karşılaştırmak amacı ile 5 farklı dağılım altında toplamda 30 çizelge ve 10 adet şekil hazırlanmıştır. Çizelge 5.4'den 5.8'e kadar farklı dağılımlar altında, farklı karşılaştırma sayıları için örneklem genişlikleri eşit iken, 5.9'dan 5.13'e kadar ise örneklem genişlikleri farklı iken deneysel hata (FWER) oranları verilmiştir. Çizelge 5.14'ten 5.18'e kadar farklı dağılımlar altında, farklı karşılaştırma sayıları için örneklem genişlikleri eşit iken, 5.19'dan 5.23'e kadar ise örneklem genişlikleri farklı iken ortalama güç değerleri verilmiştir.

Çizelge 5.24'ten 5.28'e kadar farklı dağılımlar altında, farklı karşılaştırma sayıları için toplam örneklem sayısı sabit iken (n=60) deneysel hata oranları, 5.29'dan 5.33'e kadar ise ortalama güç değerleri verilmiştir. Toplam örneklem sayısı sabit iken, yapılan karşılaştırmalar için hazırlanan çizelgelere ek olarak görselleştirmek amacı ile şekiller hazırlanmıştır.

Çizelge 5. 4 Normal dağılım altında örneklem genişlikleri eşit iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

Normal Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/7/7	0,0418	0,0420	0,0438	0,0448	0,0442	0,0444	0,0456	0,0590
10/10/10	0,0422	0,0432	0,0466	0,0476	0,0482	0,0482	0,0496	0,0586
15/15/15	0,0460	0,0474	0,0484	0,0500	0,0500	0,0512	0,0510	0,0620
20/20/20	0,0464	0,0478	0,0496	0,0512	0,0504	0,0518	0,0520	0,0678
30/30/30	0,0492	0,0502	0,0522	0,0532	0,0530	0,0532	0,0540	0,0732
7/7/7/7	0,0388	0,0428	0,0402	0,0434	0,0402	0,0434	0,0416	0,0630
10/10/10/10	0,0452	0,0452	0,0474	0,0474	0,0474	0,0474	0,0492	0,0680
15/15/15/15	0,0456	0,0466	0,0472	0,0482	0,0488	0,0498	0,0498	0,0700
20/20/20/20	0,0466	0,0478	0,0502	0,0518	0,0514	0,0530	0,0528	0,0740
30/30/30/30	0,0494	0,0500	0,0512	0,0516	0,0516	0,0520	0,0530	0,0712
7/7/7/7/7	0,0356	0,0362	0,0366	0,0372	0,0370	0,0376	0,0376	0,0592
10/10/10/10/10	0,0400	0,0402	0,0408	0,0410	0,0408	0,0410	0,0420	0,0620
15/15/15/15/15	0,0422	0,0440	0,0426	0,0446	0,0426	0,0450	0,0444	0,0650
20/20/20/20/20	0,0416	0,0430	0,0428	0,0440	0,0432	0,0444	0,0442	0,0656
30/30/30/30/30	0,0440	0,0456	0,0462	0,0474	0,0462	0,0478	0,0484	0,0684
7/7/7/7/7/7	0,0320	0,0328	0,0328	0,0334	0,0328	0,0334	0,0346	0,0568
10/10/10/10/10/10	0,0376	0,0384	0,0384	0,0390	0,0384	0,0390	0,0388	0,0528
15/15/15/15/15/15	0,0408	0,0418	0,0420	0,0426	0,0420	0,0426	0,0430	0,0592
20/20/20/20/20/20	0,0416	0,0432	0,0424	0,0448	0,0424	0,0448	0,0442	0,0632
30/30/30/30/30/30	0,0440	0,0446	0,0454	0,0458	0,0458	0,0462	0,0466	0,0648

Çizelge 5. 5 Düzgün (uniform) dağılım altında örneklem genişlikleri eşit iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

Uniform Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/7/7	0,0470	0,0478	0,0504	0,0510	0,0512	0,0516	0,0518	0,0644
10/10/10	0,0420	0,0428	0,0450	0,0458	0,0458	0,0458	0,0468	0,0592
15/15/15	0,0452	0,0476	0,0490	0,0510	0,0510	0,0528	0,0522	0,0664
20/20/20	0,0462	0,0470	0,0494	0,0500	0,0506	0,0512	0,0516	0,0650
30/30/30	0,0460	0,0468	0,0500	0,0510	0,0508	0,0512	0,0524	0,0626
7/7/7/7	0,0388	0,0438	0,0410	0,0452	0,0418	0,0460	0,0446	0,0622
10/10/10/10	0,0432	0,0432	0,0456	0,0456	0,0456	0,0456	0,0472	0,0628
15/15/15/15	0,0408	0,0418	0,0424	0,0434	0,0424	0,0434	0,0444	0,0672
20/20/20/20	0,0430	0,0432	0,0448	0,0450	0,0456	0,0458	0,0472	0,0608
30/30/30/30	0,0442	0,0454	0,0464	0,0480	0,0468	0,0496	0,0488	0,0660
7/7/7/7/7	0,0390	0,0396	0,0406	0,0408	0,0410	0,0412	0,0416	0,0580
10/10/10/10/10	0,0392	0,0392	0,0398	0,0398	0,0402	0,0406	0,0412	0,0590
15/15/15/15/15	0,0402	0,0408	0,0408	0,0416	0,0408	0,0416	0,0412	0,0608
20/20/20/20/20	0,0444	0,0456	0,0460	0,0474	0,0464	0,0474	0,0478	0,0630
30/30/30/30/30	0,0440	0,0446	0,0446	0,0450	0,0446	0,0450	0,0454	0,0664
7/7/7/7/7/7	0,0386	0,0392	0,0396	0,0402	0,0400	0,0406	0,0408	0,0628
10/10/10/10/10/10	0,0360	0,0372	0,0382	0,0398	0,0382	0,0398	0,0390	0,0580
15/15/15/15/15/15	0,0416	0,0432	0,0426	0,0440	0,0426	0,0440	0,0428	0,0618
20/20/20/20/20/20	0,0414	0,0416	0,0418	0,0418	0,0418	0,0422	0,0426	0,0592
30/30/30/30/30/30	0,0458	0,0462	0,0464	0,0470	0,0464	0,0470	0,0476	0,0592

Çizelge 5. 6 Üstel dağılım altında örneklem genişlikleri eşit iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

Üstel Dağılım	**Bonferroni**	**Šidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/7/7	0,0408	0,0412	0,0424	0,0434	0,0432	0,0436	0,0448	0,0594
10/10/10	0,0484	0,0494	0,0524	0,0530	0,0540	0,0540	0,0548	0,0664
15/15/15	0,0458	0,0468	0,0502	0,0514	0,0522	0,0532	0,0534	0,0612
20/20/20	0,0452	0,0458	0,0508	0,0512	0,0516	0,0520	0,0528	0,0646
30/30/30	0,0524	0,0528	0,0560	0,0566	0,0580	0,0580	0,0596	0,0692
7/7/7/7	0,0390	0,0418	0,0402	0,0428	0,0406	0,0432	0,0428	0,0600
10/10/10/10	0,0450	0,0450	0,0466	0,0466	0,0470	0,0470	0,0486	0,0638
15/15/15/15	0,0462	0,0468	0,0488	0,0500	0,0496	0,0508	0,0522	0,0642
20/20/20/20	0,0458	0,0470	0,0486	0,0494	0,0490	0,0498	0,0512	0,0720
30/30/30/30	0,0454	0,0466	0,0478	0,0494	0,0482	0,0498	0,0498	0,0662
7/7/7/7/7	0,0334	0,0340	0,0344	0,0350	0,0344	0,0350	0,0366	0,0546
10/10/10/10/10	0,0416	0,0416	0,0440	0,0442	0,0440	0,0442	0,0466	0,0630
15/15/15/15/15	0,0452	0,0456	0,0470	0,0470	0,0470	0,0470	0,0490	0,0642
20/20/20/20/20	0,0412	0,0424	0,0422	0,0434	0,0422	0,0434	0,0438	0,0716
30/30/30/30/30	0,0496	0,0504	0,0520	0,0528	0,0520	0,0528	0,0528	0,0700
7/7/7/7/7/7	0,0300	0,0308	0,0308	0,0316	0,0308	0,0316	0,0322	0,0502
10/10/10/10/10/10	0,0408	0,0416	0,0420	0,0432	0,0428	0,0436	0,0438	0,0678
15/15/15/15/15/15	0,0446	0,0454	0,0462	0,0466	0,0466	0,0470	0,0476	0,0668
20/20/20/20/20/20	0,0414	0,0430	0,0428	0,0448	0,0432	0,0448	0,0444	0,0714
30/30/30/30/30/30	0,0450	0,0460	0,0468	0,0486	0,0468	0,0486	0,0474	0,0680

Çizelge 5. 7 Binom dağılım altında örneklem genişlikleri eşit iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

Binom Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/7/7	0,0384	0,0404	0,0410	0,0430	0,0426	0,0444	0,0436	0,0578
10/10/10	0,0432	0,0438	0,0470	0,0476	0,0486	0,0486	0,0502	0,0618
15/15/15	0,0514	0,0520	0,0552	0,0556	0,0564	0,0568	0,0570	0,0708
20/20/20	0,0502	0,0510	0,0538	0,0546	0,0558	0,0566	0,0578	0,0682
30/30/30	0,0468	0,0472	0,0492	0,0494	0,0492	0,0494	0,0508	0,0690
7/7/7/7	0,0388	0,0398	0,0402	0,0412	0,0402	0,0410	0,0418	0,0640
10/10/10/10	0,0362	0,0372	0,0378	0,0390	0,0386	0,0394	0,0396	0,0600
15/15/15/15	0,0488	0,0494	0,0506	0,0514	0,0506	0,0514	0,0524	0,0748
20/20/20/20	0,0464	0,0482	0,0488	0,0504	0,0496	0,0512	0,0522	0,0678
30/30/30/30	0,0442	0,0450	0,0466	0,0472	0,0466	0,0476	0,0490	0,0654
7/7/7/7/7	0,0358	0,0374	0,0376	0,0394	0,0384	0,0398	0,0386	0,0624
10/10/10/10/10	0,0332	0,0344	0,0338	0,0352	0,0338	0,0352	0,0342	0,0554
15/15/15/15/15	0,0464	0,0470	0,0472	0,0476	0,0472	0,0476	0,0478	0,0718
20/20/20/20/20	0,0410	0,0420	0,0428	0,0440	0,0428	0,0440	0,0444	0,0672
30/30/30/30/30	0,0432	0,0448	0,0448	0,0464	0,0448	0,0464	0,0464	0,0678
7/7/7/7/7/7	0,0358	0,0360	0,0364	0,0372	0,0368	0,0376	0,0370	0,0594
10/10/10/10/10/10	0,0332	0,0342	0,0340	0,0348	0,0340	0,0348	0,0350	0,0524
15/15/15/15/15/15	0,0422	0,0430	0,0434	0,0448	0,0434	0,0448	0,0436	0,0710
20/20/20/20/20/20	0,0410	0,0424	0,0416	0,0430	0,0416	0,0430	0,0432	0,0602
30/30/30/30/30/30	0,0396	0,0402	0,0410	0,0418	0,0410	0,0418	0,0420	0,0640

Çizelge 5. 8 Poisson dağılım altında örneklem genişlikleri eşit iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

Poisson Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/7/7	0,0400	0,0404	0,0428	0,0436	0,0460	0,0462	0,0476	0,0630
10/10/10	0,0430	0,0438	0,0448	0,0462	0,0468	0,0472	0,0474	0,0594
15/15/15	0,0530	0,0546	0,0578	0,0594	0,0582	0,0592	0,0596	0,0682
20/20/20	0,0526	0,0540	0,0574	0,0584	0,0582	0,0590	0,0596	0,0716
30/30/30	0,0444	0,0466	0,0496	0,0516	0,0508	0,0516	0,0518	0,0628
7/7/7/7	0,0396	0,0398	0,0420	0,0422	0,0428	0,0430	0,0432	0,0680
10/10/10/10	0,0428	0,0442	0,0450	0,0462	0,0450	0,0466	0,0464	0,0694
15/15/15/15	0,0482	0,0492	0,0512	0,0522	0,0520	0,0538	0,0552	0,0726
20/20/20/20	0,0484	0,0492	0,0510	0,0518	0,0526	0,0534	0,0556	0,0692
30/30/30/30	0,0474	0,0480	0,0494	0,0504	0,0494	0,0504	0,0506	0,0696
7/7/7/7/7	0,0348	0,0356	0,0356	0,0368	0,0356	0,0368	0,0362	0,0632
10/10/10/10/10	0,0436	0,0444	0,0444	0,0452	0,0444	0,0456	0,0458	0,0674
15/15/15/15/15	0,0454	0,0462	0,0462	0,0478	0,0466	0,0482	0,0478	0,0698
20/20/20/20/20	0,0452	0,0466	0,0476	0,0484	0,0480	0,0488	0,0488	0,0682
30/30/30/30/30	0,0458	0,0476	0,0484	0,0500	0,0484	0,0500	0,0494	0,0670
7/7/7/7/7/7	0,0350	0,0364	0,0354	0,0368	0,0354	0,0368	0,0370	0,0544
10/10/10/10/10/10	0,0422	0,0432	0,0436	0,0446	0,0436	0,0446	0,0446	0,0652
15/15/15/15/15/15	0,0444	0,0456	0,0448	0,0460	0,0448	0,0460	0,0452	0,0714
20/20/20/20/20/20	0,0420	0,0430	0,0428	0,0434	0,0428	0,0434	0,0444	0,0628
30/30/30/30/30/30	0,0502	0,0518	0,0512	0,0526	0,0512	0,0526	0,0520	0,0734

Çizelge 5. 9 Normal dağılım altında örneklem genişlikleri farklı iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

Normal Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidâk**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/8/9	0,0412	0,0420	0,0446	0,0460	0,0466	0,0470	0,0482	0,0584
14/15/16	0,0476	0,0486	0,0518	0,0532	0,0526	0,0534	0,0536	0,0698
21/22/23	0,0452	0,0456	0,0476	0,0484	0,0492	0,0496	0,0496	0,0592
28/29/30	0,0464	0,0474	0,0504	0,0518	0,0528	0,0536	0,0548	0,0640
7/8/9/10	0,0370	0,0382	0,0394	0,0412	0,0398	0,0412	0,0408	0,0618
14/15/16/17	0,0462	0,0466	0,0480	0,0482	0,0484	0,0490	0,0498	0,0698
21/22/23/24	0,0458	0,0464	0,0484	0,0492	0,0484	0,0492	0,0502	0,0670
28/29/30/31	0,0446	0,0462	0,0474	0,0492	0,0474	0,0490	0,0488	0,0672
7/8/9/10/11	0,0364	0,0370	0,0370	0,0382	0,0378	0,0386	0,0384	0,0602
14/15/16/17/18	0,0442	0,0456	0,0462	0,0478	0,0462	0,0478	0,0480	0,0638
21/22/23/24/25	0,0466	0,0474	0,0488	0,0500	0,0488	0,0500	0,0494	0,0668
28/29/30/31/32	0,0418	0,0428	0,0426	0,0434	0,0426	0,0432	0,0446	0,0616
7/8/9/10/11/12	0,0380	0,0380	0,0382	0,0390	0,0382	0,0390	0,0386	0,0572
14/15/16/17/18/19	0,0468	0,0476	0,0478	0,0486	0,0478	0,0486	0,0486	0,0642
21/22/23/24/25/26	0,0436	0,0448	0,0446	0,0464	0,0446	0,0464	0,0464	0,0628
28/29/30/31/32/33	0,0452	0,0460	0,0456	0,0466	0,0460	0,0466	0,0468	0,0590

Çizelge 5. 10 Düzgün (uniform) dağılım altında örneklem genişlikleri farklı iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

Uniform Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/8/9	0,0382	0,0388	0,0418	0,0426	0,0430	0,0436	0,0448	0,0576
14/15/16	0,0452	0,0456	0,0492	0,0504	0,0520	0,0524	0,0526	0,0616
21/22/23	0,0448	0,0454	0,0464	0,0470	0,0476	0,0476	0,0496	0,0618
28/29/30	0,0486	0,0496	0,0522	0,0530	0,0538	0,0544	0,0562	0,0634
7/8/9/10	0,0342	0,0350	0,0354	0,0370	0,0362	0,0370	0,0382	0,0578
14/15/16/17	0,0434	0,0444	0,0446	0,0458	0,0454	0,0466	0,0472	0,0646
21/22/23/24	0,0480	0,0490	0,0498	0,0510	0,0502	0,0518	0,0512	0,0706
28/29/30/31	0,0448	0,0460	0,0470	0,0482	0,0474	0,0484	0,0502	0,0662
7/8/9/10/11	0,0350	0,0360	0,0368	0,0376	0,0368	0,0376	0,0372	0,0578
14/15/16/17/18	0,0426	0,0430	0,0440	0,0460	0,0444	0,0456	0,0456	0,0634
21/22/23/24/25	0,0456	0,0468	0,0474	0,0494	0,0478	0,0494	0,0498	0,0710
28/29/30/31/32	0,0420	0,0432	0,0428	0,0442	0,0428	0,0442	0,0438	0,0716
7/8/9/10/11/12	0,0348	0,0358	0,0356	0,0368	0,0356	0,0368	0,0364	0,0622
14/15/16/17/18/19	0,0416	0,0428	0,0430	0,0442	0,0430	0,0442	0,0440	0,0596
21/22/23/24/25/26	0,0444	0,0454	0,0454	0,0460	0,0458	0,0464	0,0470	0,0670
28/29/30/31/32/33	0,0418	0,0432	0,0436	0,0454	0,0440	0,0458	0,0450	0,0640

Çizelge 5. 11 Üstel dağılım altında örneklem genişlikleri farklı iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

Üstel Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/8/9	0,0388	0,0396	0,0410	0,0418	0,0414	0,0420	0,0426	0,0610
14/15/16	0,0432	0,0438	0,0474	0,0482	0,0494	0,0498	0,0514	0,0604
21/22/23	0,0466	0,0478	0,0518	0,0534	0,0534	0,0544	0,0544	0,0672
28/29/30	0,0462	0,0472	0,0498	0,0510	0,0518	0,0524	0,0536	0,0668
7/8/9/10	0,0346	0,0354	0,0364	0,0374	0,0364	0,0374	0,0368	0,0608
14/15/16/17	0,0374	0,0386	0,0396	0,0402	0,0400	0,0406	0,0412	0,0642
21/22/23/24	0,0484	0,0500	0,0512	0,0526	0,0516	0,0540	0,0538	0,0710
28/29/30/31	0,0482	0,0492	0,0498	0,0504	0,0510	0,0520	0,0520	0,0616
7/8/9/10/11	0,0344	0,0356	0,0358	0,0368	0,0358	0,0372	0,0366	0,0600
14/15/16/17/18	0,0390	0,0402	0,0406	0,0418	0,0406	0,0416	0,0414	0,0632
21/22/23/24/25	0,0480	0,0490	0,0490	0,0504	0,0490	0,0508	0,0516	0,0748
28/29/30/31/32	0,0448	0,0456	0,0460	0,0464	0,0460	0,0464	0,0486	0,0648
7/8/9/10/11/12	0,0352	0,0354	0,0356	0,0362	0,0356	0,0362	0,0360	0,0534
14/15/16/17/18/19	0,0430	0,0438	0,0436	0,0446	0,0436	0,0446	0,0444	0,0626
21/22/23/24/25/26	0,0522	0,0532	0,0536	0,0542	0,0536	0,0542	0,0544	0,0740
28/29/30/31/32/33	0,0478	0,0482	0,0490	0,0500	0,0494	0,0500	0,0502	0,0676

Çizelge 5. 12 Binom dağılım altında örneklem genişlikleri farklı iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

Binom Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/8/9	0,0470	0,0474	0,0508	0,0512	0,0524	0,0528	0,0536	0,0644
14/15/16	0,0492	0,0506	0,0538	0,0550	0,0546	0,0556	0,0562	0,0736
21/22/23	0,0554	0,0568	0,0592	0,0602	0,0596	0,0604	0,0606	0,0726
28/29/30	0,0502	0,0516	0,0548	0,0562	0,0552	0,0560	0,0566	0,0664
7/8/9/10	0,0440	0,0450	0,0468	0,0478	0,0472	0,0482	0,0484	0,0638
14/15/16/17	0,0486	0,0488	0,0506	0,0508	0,0506	0,0508	0,0514	0,0784
21/22/23/24	0,0480	0,0490	0,0510	0,0522	0,0514	0,0530	0,0534	0,0714
28/29/30/31	0,0494	0,0500	0,0522	0,0530	0,0530	0,0538	0,0562	0,0724
7/8/9/10/11	0,0418	0,0426	0,0424	0,0436	0,0424	0,0436	0,0438	0,0638
14/15/16/17/18	0,0414	0,0418	0,0440	0,0444	0,0440	0,0444	0,0446	0,0724
21/22/23/24/25	0,0448	0,0458	0,0458	0,0476	0,0458	0,0476	0,0480	0,0688
28/29/30/31/32	0,0438	0,0448	0,0456	0,0470	0,0456	0,0470	0,0464	0,0676
7/8/9/10/11/12	0,0394	0,0410	0,0400	0,0420	0,0400	0,0420	0,0408	0,0636
14/15/16/17/18/19	0,0436	0,0446	0,0444	0,0452	0,0448	0,0456	0,0460	0,0688
21/22/23/24/25/26	0,0486	0,0490	0,0494	0,0500	0,0494	0,0500	0,0502	0,0644
28/29/30/31/32/33	0,0454	0,0460	0,0468	0,0476	0,0468	0,0476	0,0472	0,0662

Çizelge 5. 13 Poisson dağılım altında örneklem genişlikleri farklı iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

Poisson Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/8/9	0,0458	0,0468	0,0484	0,0496	0,0504	0,0510	0,0506	0,0638
14/15/16	0,0448	0,0460	0,0480	0,0494	0,0492	0,0498	0,0502	0,0664
21/22/23	0,0482	0,0490	0,0514	0,0520	0,0530	0,0532	0,0538	0,0684
28/29/30	0,0446	0,0454	0,0470	0,0480	0,0494	0,0498	0,0506	0,0614
7/8/9/10	0,0404	0,0416	0,0422	0,0434	0,0426	0,0434	0,0448	0,0664
14/15/16/17	0,0398	0,0412	0,0418	0,0430	0,0418	0,0430	0,0428	0,0658
21/22/23/24	0,0436	0,0440	0,0466	0,0470	0,0466	0,0472	0,0490	0,0632
28/29/30/31	0,0428	0,0434	0,0448	0,0456	0,0452	0,0460	0,0470	0,0624
7/8/9/10/11	0,0374	0,0386	0,0390	0,0400	0,0394	0,0404	0,0406	0,0626
14/15/16/17/18	0,0408	0,0422	0,0424	0,0434	0,0428	0,0438	0,0438	0,0642
21/22/23/24/25	0,0404	0,0416	0,0424	0,0436	0,0424	0,0436	0,0440	0,0652
28/29/30/31/32	0,0404	0,0422	0,0418	0,0438	0,0418	0,0438	0,0426	0,0674
7/8/9/10/11/12	0,0394	0,0406	0,0402	0,0414	0,0402	0,0418	0,0408	0,0616
14/15/16/17/18/19	0,0422	0,0438	0,0436	0,0456	0,0436	0,0456	0,0446	0,0692
21/22/23/24/25/26	0,0414	0,0420	0,0418	0,0426	0,0418	0,0426	0,0426	0,0620
28/29/30/31/32/33	0,0380	0,0392	0,0390	0,0404	0,0390	0,0404	0,0400	0,0598

Çizelge 5. 14 Normal dağılım altında örneklem genişlikleri eşit iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

Normal Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/7/7	0,4094	0,4094	0,4606	0,4785	0,4827	0,4827	0,4827	0,5912
10/10/10	0,5603	0,5611	0,7154	0,7154	0,7566	0,7566	0,7566	0,7803
15/15/15	0,8051	0,8101	0,9323	0,9326	0,9331	0,9331	0,9331	0,9332
20/20/20	0,9324	0,9341	0,9833	0,9833	0,9833	0,9833	0,9833	0,9833
30/30/30	0,9951	0,9953	0,9996	0,9996	0,9996	0,9996	0,9996	0,9996
7/7/7/7	0,4419	0,4484	0,4740	0,4740	0,4754	0,4754	0,4770	0,4988
10/10/10/10	0,5068	0,5068	0,5287	0,5312	0,5299	0,5323	0,5311	0,6198
15/15/15/15	0,5619	0,5639	0,6521	0,6535	0,7295	0,7295	0,7378	0,8079
20/20/20/20	0,6648	0,6675	0,8811	0,8826	0,9027	0,9027	0,9027	0,9206
30/30/30/30	0,8794	0,8817	0,9882	0,9883	0,9909	0,9909	0,9909	0,9915
7/7/7/7/7	0,3291	0,3291	0,3521	0,3594	0,3531	0,3607	0,3601	0,5209
10/10/10/10/10	0,4890	0,4890	0,5568	0,5568	0,5579	0,5579	0,5595	0,5986
15/15/15/15/15	0,5977	0,5979	0,6091	0,6095	0,6091	0,6096	0,6095	0,6884
20/20/20/20/20	0,6083	0,6090	0,6466	0,6478	0,6545	0,6559	0,6612	0,8057
30/30/30/30/30	0,6818	0,6831	0,8872	0,8898	0,9329	0,9329	0,9337	0,9531
7/7/7/7/7/7	0,3361	0,3361	0,3629	0,3649	0,3637	0,3652	0,3658	0,4338
10/10/10/10/10/10	0,4155	0,4171	0,4441	0,4472	0,4447	0,4461	0,4506	0,5916
15/15/15/15/15/15	0,5549	0,5576	0,6212	0,6223	0,6219	0,6230	0,6234	0,6665
20/20/20/20/20/20	0,6430	0,6436	0,6638	0,6642	0,6639	0,6643	0,6645	0,7179
30/30/30/30/30/30	0,6713	0,6717	0,7095	0,7110	0,7126	0,7140	0,7231	0,8470

Çizelge 5. 15 Düzgün (uniform) dağılım altında örneklem genişlikleri eşit iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

Uniform Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/7/7	0,3789	0,3789	0,4071	0,4188	0,4089	0,4089	0,4095	0,4535
10/10/10	0,4782	0,4797	0,5444	0,5445	0,5672	0,5672	0,5673	0,6281
15/15/15	0,6399	0,6453	0,7783	0,7804	0,7914	0,7914	0,7914	0,8029
20/20/20	0,7813	0,7843	0,8980	0,8980	0,8993	0,8993	0,8993	0,8999
30/30/30	0,9297	0,9307	0,9789	0,9789	0,9789	0,9789	0,9789	0,9789
7/7/7/7	0,3588	0,3708	0,4040	0,4040	0,4064	0,4064	0,4105	0,4495
10/10/10/10	0,4850	0,4850	0,5187	0,5209	0,5206	0,5233	0,5236	0,5703
15/15/15/15	0,5581	0,5596	0,6170	0,6180	0,6260	0,6260	0,6304	0,7227
20/20/20/20	0,6254	0,6272	0,7471	0,7500	0,7874	0,7874	0,7882	0,8270
30/30/30/30	0,7745	0,7769	0,9272	0,9277	0,9350	0,9350	0,9350	0,9424
7/7/7/7/7	0,3269	0,3269	0,3472	0,3526	0,3477	0,3531	0,3515	0,4438
10/10/10/10/10	0,4341	0,4341	0,4881	0,4886	0,4909	0,4910	0,4967	0,5619
15/15/15/15/15	0,5723	0,5735	0,6085	0,6095	0,6093	0,6103	0,6116	0,6658
20/20/20/20/20	0,6149	0,6158	0,6531	0,6539	0,6543	0,6552	0,6571	0,7509
30/30/30/30/30	0,6745	0,6756	0,7796	0,7822	0,8267	0,8270	0,8301	0,8792
7/7/7/7/7/7	0,3090	0,3090	0,3371	0,3400	0,3379	0,3404	0,3420	0,4060
10/10/10/10/10/10	0,4116	0,4133	0,4348	0,4368	0,4352	0,4359	0,4376	0,5566
15/15/15/15/15/15	0,5180	0,5209	0,5883	0,5904	0,5899	0,5919	0,5945	0,6623
20/20/20/20/20/20	0,6267	0,6274	0,6626	0,6634	0,6631	0,6638	0,6649	0,7157
30/30/30/30/30/30	0,6740	0,6743	0,7053	0,7066	0,7070	0,7085	0,7116	0,8321

Çizelge 5. 16 Üstel dağılım altında örneklem genişlikleri eşit iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

Üstel Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/7/7	0,3439	0,3439	0,3673	0,3768	0,3712	0,3712	0,3736	0,3795
10/10/10	0,4688	0,4697	0,5084	0,5085	0,5160	0,5160	0,5170	0,5336
15/15/15	0,5917	0,5947	0,6461	0,6485	0,6567	0,6568	0,6567	0,6693
20/20/20	0,6587	0,6603	0,7229	0,7229	0,7283	0,7283	0,7283	0,7322
30/30/30	0,7281	0,7291	0,8017	0,8017	0,8025	0,8025	0,8025	0,8029
7/7/7/7	0,2492	0,2568	0,2708	0,2726	0,2729	0,2743	0,2764	0,2893
10/10/10/10	0,3530	0,3530	0,3794	0,3799	0,3808	0,3815	0,3849	0,4094
15/15/15/15	0,4635	0,4656	0,5106	0,5110	0,5149	0,5151	0,5195	0,5402
20/20/20/20	0,5442	0,5462	0,6004	0,6024	0,6051	0,6051	0,6081	0,6270
30/30/30/30	0,6513	0,6526	0,7151	0,7163	0,7205	0,7209	0,7212	0,7408
7/7/7/7/7	0,2151	0,2151	0,2307	0,2319	0,2313	0,2329	0,2341	0,2638
10/10/10/10/10	0,3134	0,3134	0,3371	0,3401	0,3387	0,3418	0,3446	0,3847
15/15/15/15/15	0,4288	0,4304	0,4706	0,4717	0,4726	0,4737	0,4779	0,5230
20/20/20/20/20	0,5121	0,5148	0,5642	0,5660	0,5670	0,5687	0,5729	0,6177
30/30/30/30/30	0,6283	0,6293	0,6973	0,6986	0,7017	0,7024	0,7062	0,7431
7/7/7/7/7/7	0,2184	0,2184	0,2328	0,2341	0,2330	0,2348	0,2364	0,2809
10/10/10/10/10/10	0,3208	0,3234	0,3478	0,3497	0,3486	0,3502	0,3544	0,4103
15/15/15/15/15/15	0,4464	0,4486	0,4878	0,4895	0,4885	0,4908	0,4945	0,5485
20/20/20/20/20/20	0,5293	0,5302	0,5761	0,5775	0,5774	0,5790	0,5835	0,6411
30/30/30/30/30/30	0,6257	0,6268	0,6910	0,6927	0,6945	0,6960	0,7039	0,7607

Çizelge 5. 17 Binom dağılım altında örneklem genişlikleri eşit iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

Binom Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/7/7	0,3653	0,3666	0,4039	0,4055	0,4071	0,4074	0,4081	0,4490
10/10/10	0,4823	0,4845	0,5454	0,5480	0,5653	0,5654	0,5656	0,6187
15/15/15	0,6339	0,6361	0,7555	0,7567	0,7695	0,7695	0,7695	0,7835
20/20/20	0,7625	0,7645	0,8810	0,8811	0,8835	0,8835	0,8835	0,8847
30/30/30	0,9153	0,9162	0,9703	0,9703	0,9703	0,9703	0,9703	0,9703
7/7/7/7	0,3275	0,3294	0,3597	0,3616	0,3615	0,3636	0,3655	0,4075
10/10/10/10	0,4452	0,4469	0,4841	0,4858	0,4870	0,4882	0,4916	0,5350
15/15/15/15	0,5475	0,5487	0,6072	0,6092	0,6143	0,6154	0,6189	0,6896
20/20/20/20	0,6193	0,6212	0,7152	0,7179	0,7454	0,7457	0,7482	0,7939
30/30/30/30	0,7534	0,7556	0,8932	0,8939	0,9022	0,9022	0,9022	0,9112
7/7/7/7/7	0,3000	0,3017	0,3237	0,3254	0,3244	0,3260	0,3277	0,3916
10/10/10/10/10	0,4058	0,4078	0,4447	0,4468	0,4467	0,4484	0,4529	0,5203
15/15/15/15/15	0,5317	0,5330	0,5735	0,5753	0,5751	0,5765	0,5783	0,6360
20/20/20/20/20	0,5924	0,5933	0,6400	0,6418	0,6425	0,6439	0,6468	0,7249
30/30/30/30/30	0,6642	0,6654	0,7586	0,7608	0,7920	0,7926	0,7988	0,8562
7/7/7/7/7/7	0,2787	0,2803	0,2992	0,3007	0,2995	0,3011	0,3034	0,3392
10/10/10/10/10/10	0,3763	0,3779	0,4054	0,4069	0,4060	0,4075	0,4111	0,4660
15/15/15/15/15/15	0,4955	0,4971	0,5415	0,5430	0,5425	0,5439	0,5467	0,5869
20/20/20/20/20/20	0,5745	0,5756	0,6114	0,6123	0,6120	0,6129	0,6149	0,6522
30/30/30/30/30/30	0,6375	0,6384	0,6846	0,6858	0,6863	0,6877	0,6923	0,7485

Çizelge 5. 18 Poisson dağılım altında örneklem genişlikleri eşit iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

Poisson Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/7/7	0,3564	0,3581	0,3901	0,3919	0,3933	0,3939	0,3949	0,4211
10/10/10	0,4735	0,4754	0,5359	0,5373	0,5521	0,5522	0,5524	0,5972
15/15/15	0,6200	0,6222	0,7363	0,7375	0,7520	0,7520	0,7520	0,7685
20/20/20	0,7467	0,7490	0,8660	0,8661	0,8697	0,8697	0,8697	0,8716
30/30/30	0,8915	0,8930	0,9579	0,9579	0,9579	0,9579	0,9579	0,9579
7/7/7/7	0,3175	0,3188	0,3483	0,3503	0,3491	0,3509	0,3535	0,3966
10/10/10/10	0,4378	0,4390	0,4743	0,4763	0,4780	0,4796	0,4826	0,5280
15/15/15/15	0,5405	0,5419	0,5994	0,6017	0,6057	0,6068	0,6099	0,6797
20/20/20/20	0,6121	0,6140	0,7045	0,7067	0,7341	0,7343	0,7375	0,7867
30/30/30/30	0,7429	0,7446	0,8818	0,8824	0,8916	0,8916	0,8916	0,9022
7/7/7/7/7	0,2889	0,2901	0,3128	0,3142	0,3137	0,3150	0,3181	0,3745
10/10/10/10/10	0,3994	0,4013	0,4359	0,4378	0,4374	0,4393	0,4440	0,5031
15/15/15/15/15	0,5215	0,5228	0,5635	0,5649	0,5648	0,5661	0,5690	0,6236
20/20/20/20/20	0,5855	0,5866	0,6333	0,6348	0,6357	0,6369	0,6403	0,7115
30/30/30/30/30	0,6654	0,6667	0,7508	0,7525	0,7740	0,7745	0,7807	0,8365
7/7/7/7/7/7	0,2715	0,2723	0,2907	0,2923	0,2913	0,2929	0,2951	0,3355
10/10/10/10/10/10	0,3740	0,3752	0,4018	0,4035	0,4024	0,4039	0,4071	0,4624
15/15/15/15/15/15	0,4891	0,4904	0,5321	0,5340	0,5335	0,5352	0,5380	0,5893
20/20/20/20/20/20	0,5666	0,5676	0,6057	0,6069	0,6064	0,6077	0,6096	0,6580
30/30/30/30/30/30	0,6375	0,6384	0,6837	0,6850	0,6851	0,6864	0,6909	0,7601

Çizelge 5. 19 Normal dağılım altında örneklem genişlikleri farklı iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

Normal Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/8/9	0,4548	0,4586	0,5351	0,5394	0,5883	0,5883	0,5883	0,6631
14/15/16	0,8062	0,8085	0,9339	0,9339	0,9344	0,9344	0,9344	0,9347
21/22/23	0,9570	0,9576	0,9906	0,9906	0,9906	0,9906	0,9906	0,9906
28/29/30	0,9939	0,9941	0,9991	0,9991	0,9991	0,9991	0,9991	0,9991
7/8/9/10	0,4707	0,4717	0,4879	0,4887	0,4888	0,4895	0,4901	0,5107
14/15/16/17	0,5468	0,5481	0,6294	0,6324	0,7019	0,7026	0,7129	0,8019
21/22/23/24	0,7031	0,7067	0,9217	0,9222	0,9353	0,9353	0,9353	0,9453
28/29/30/31	0,8606	0,8629	0,9858	0,9858	0,9876	0,9876	0,9876	0,9887
7/8/9/10/11	0,3695	0,3719	0,4143	0,4172	0,4156	0,4187	0,4288	0,5541
14/15/16/17/18	0,5967	0,5970	0,6065	0,6070	0,6067	0,6072	0,6075	0,6868
21/22/23/24/25	0,6119	0,6126	0,6687	0,6709	0,7136	0,7152	0,7348	0,8556
28/29/30/31/32	0,6657	0,6675	0,8772	0,8808	0,9285	0,9286	0,9299	0,9504
7/8/9/10/11/12	0,3959	0,3969	0,4207	0,4220	0,4211	0,4224	0,4236	0,5300
14/15/16/17/18/19	0,5653	0,5674	0,6312	0,6327	0,6319	0,6333	0,6338	0,6818
21/22/23/24/25/26	0,6644	0,6646	0,6769	0,6773	0,6770	0,6774	0,6775	0,7515
28/29/30/31/32/33	0,6734	0,6736	0,7059	0,7070	0,7079	0,7089	0,7126	0,8361

Çizelge 5. 20 Düzgün (uniform) dağılım altında örneklem genişlikleri farklı iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

Uniform Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/8/9	0,4164	0,4179	0,4567	0,4587	0,4639	0,4642	0,4644	0,5183
14/15/16	0,6441	0,6465	0,7721	0,7727	0,7853	0,7853	0,7853	0,7957
21/22/23	0,8195	0,8217	0,9223	0,9223	0,9228	0,9228	0,9228	0,9230
28/29/30	0,9255	0,9265	0,9756	0,9756	0,9756	0,9756	0,9756	0,9756
7/8/9/10	0,4295	0,4315	0,4656	0,4675	0,4685	0,4699	0,4725	0,5166
14/15/16/17	0,5685	0,5700	0,6292	0,6306	0,6432	0,6435	0,6488	0,7322
21/22/23/24	0,6652	0,6671	0,8189	0,8209	0,8427	0,8427	0,8427	0,8660
28/29/30/31	0,7675	0,7700	0,9260	0,9270	0,9338	0,9338	0,9338	0,9411
7/8/9/10/11	0,3997	0,4012	0,4365	0,4385	0,4381	0,4401	0,4451	0,5228
14/15/16/17/18	0,5838	0,5849	0,6197	0,6208	0,6208	0,6217	0,6226	0,6860
21/22/23/24/25	0,6325	0,6331	0,6830	0,6846	0,6893	0,6904	0,6959	0,7947
28/29/30/31/32	0,6754	0,6763	0,7792	0,7823	0,8250	0,8253	0,8282	0,8758
7/8/9/10/11/12	0,3870	0,3887	0,4222	0,4245	0,4231	0,4255	0,4291	0,5198
14/15/16/17/18/19	0,5562	0,5579	0,6107	0,6123	0,6116	0,6129	0,6147	0,6777
21/22/23/24/25/26	0,6521	0,6528	0,6782	0,6789	0,6788	0,6795	0,6804	0,7585
28/29/30/31/32/33	0,6745	0,6750	0,7124	0,7140	0,7147	0,7163	0,7215	0,8380

Çizelge 5. 21 Üstel dağılım altında örneklem genişlikleri farklı iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

Üstel Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/8/9	0,3746	0,3763	0,4063	0,4082	0,4115	0,4116	0,4130	0,4159
14/15/16	0,5899	0,5911	0,6459	0,6467	0,6556	0,6557	0,6557	0,6688
21/22/23	0,6766	0,6774	0,7449	0,7456	0,7489	0,7489	0,7489	0,7546
28/29/30	0,7243	0,7255	0,7984	0,7985	0,7993	0,7993	0,7993	0,8000
7/8/9/10	0,2867	0,2890	0,3107	0,3122	0,3123	0,3140	0,3161	0,3397
14/15/16/17	0,4685	0,4701	0,5190	0,5206	0,5237	0,5247	0,5288	0,5527
21/22/23/24	0,5728	0,5743	0,6390	0,6408	0,6442	0,6449	0,6468	0,6691
28/29/30/31	0,6454	0,6465	0,7100	0,7115	0,7171	0,7174	0,7180	0,7413
7/8/9/10/11	0,2685	0,2704	0,2909	0,2929	0,2919	0,2937	0,2962	0,3385
14/15/16/17/18	0,4463	0,4480	0,4912	0,4935	0,4931	0,4952	0,4989	0,5460
21/22/23/24/25	0,5497	0,5512	0,6081	0,6104	0,6114	0,6132	0,6195	0,6667
28/29/30/31/32	0,6259	0,6275	0,6940	0,6955	0,6991	0,7002	0,7045	0,7470
7/8/9/10/11/12	0,3048	0,3062	0,3293	0,3308	0,3298	0,3314	0,3350	0,3849
14/15/16/17/18/19	0,4717	0,4733	0,5126	0,5145	0,5142	0,5159	0,5209	0,5766
21/22/23/24/25/26	0,5638	0,5654	0,6160	0,6177	0,6179	0,6195	0,6245	0,6847
28/29/30/31/32/33	0,6270	0,6284	0,6948	0,6967	0,6993	0,7009	0,7091	0,7657

Çizelge 5. 22 Binom dağılım altında örneklem genişlikleri farklı iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

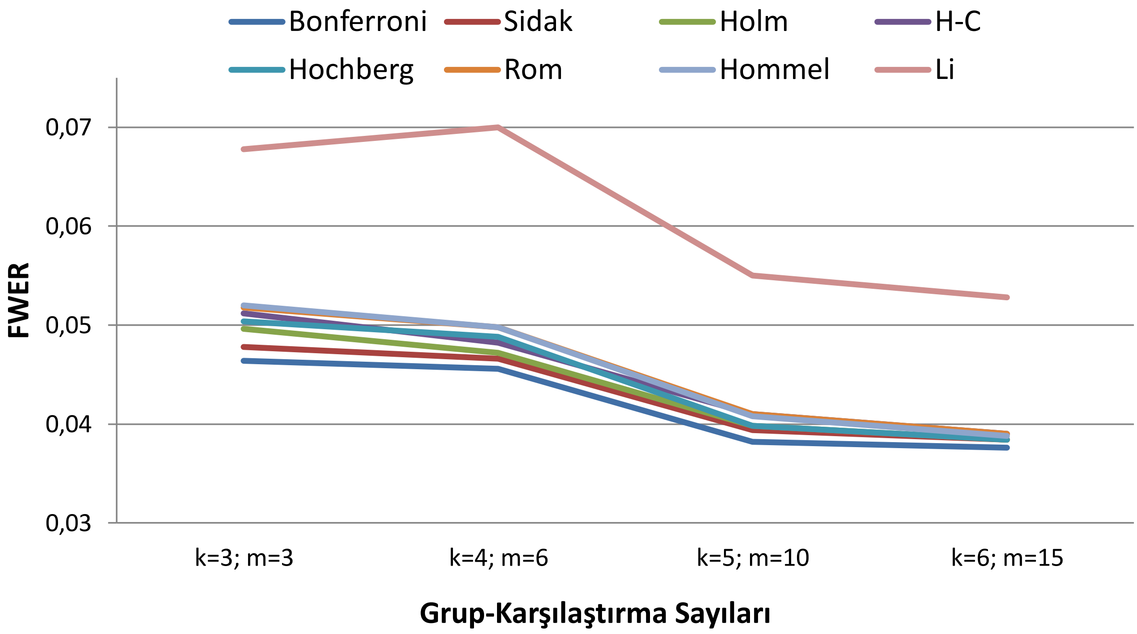
Binom Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/8/9	0,4164	0,4180	0,4605	0,4617	0,4695	0,4698	0,4699	0,5151
14/15/16	0,6370	0,6393	0,7597	0,7608	0,7716	0,7716	0,7716	0,7862
21/22/23	0,8027	0,8043	0,9081	0,9081	0,9093	0,9093	0,9093	0,9102
28/29/30	0,9009	0,9026	0,9606	0,9606	0,9606	0,9606	0,9606	0,9606
7/8/9/10	0,3736	0,3757	0,4062	0,4082	0,4080	0,4097	0,4119	0,4503
14/15/16/17	0,5440	0,5450	0,6035	0,6050	0,6082	0,6091	0,6126	0,6853
21/22/23/24	0,6388	0,6404	0,7596	0,7617	0,7919	0,7920	0,7927	0,8263
28/29/30/31	0,7377	0,7398	0,8825	0,8832	0,8920	0,8920	0,8920	0,9016
7/8/9/10/11	0,3449	0,3464	0,3710	0,3727	0,3715	0,3731	0,3743	0,4532
14/15/16/17/18	0,5337	0,5350	0,5752	0,5762	0,5770	0,5781	0,5809	0,6377
21/22/23/24/25	0,6099	0,6108	0,6589	0,6605	0,6623	0,6636	0,6678	0,7604
28/29/30/31/32	0,6559	0,6572	0,7433	0,7452	0,7754	0,7761	0,7847	0,8507
7/8/9/10/11/12	0,3407	0,3422	0,3640	0,3655	0,3646	0,3658	0,3675	0,4156
14/15/16/17/18/19	0,4994	0,5009	0,5491	0,5508	0,5505	0,5521	0,5557	0,6037
21/22/23/24/25/26	0,6019	0,6026	0,6407	0,6416	0,6416	0,6425	0,6443	0,6858
28/29/30/31/32/33	0,6435	0,6443	0,6861	0,6874	0,6876	0,6889	0,6924	0,7508

Çizelge 5. 23 Poisson dağılım altında örneklem genişlikleri farklı iken, farklı grup ve örneklem sayılarına göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

Poisson Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
Örneklem Sayıları								
7/8/9	0,4089	0,4106	0,4459	0,4469	0,4523	0,4525	0,4530	0,4883
14/15/16	0,6227	0,6249	0,7357	0,7364	0,7515	0,7515	0,7515	0,7677
21/22/23	0,7795	0,7817	0,8921	0,8921	0,8927	0,8927	0,8927	0,8937
28/29/30	0,8795	0,8815	0,9527	0,9527	0,9527	0,9527	0,9527	0,9527
7/8/9/10	0,3619	0,3635	0,3954	0,3974	0,3968	0,3986	0,4001	0,4418
14/15/16/17	0,5374	0,5384	0,5973	0,5990	0,6020	0,6029	0,6063	0,6787
21/22/23/24	0,6342	0,6356	0,7461	0,7488	0,7783	0,7785	0,7796	0,8180
28/29/30/31	0,7274	0,7297	0,8737	0,8741	0,8860	0,8860	0,8860	0,8979
7/8/9/10/11	0,3408	0,3422	0,3656	0,3671	0,3664	0,3680	0,3694	0,4388
14/15/16/17/18	0,5253	0,5266	0,5685	0,5698	0,5702	0,5714	0,5737	0,6247
21/22/23/24/25	0,6048	0,6061	0,6543	0,6558	0,6574	0,6589	0,6627	0,7440
28/29/30/31/32	0,6540	0,6555	0,7344	0,7366	0,7568	0,7576	0,7655	0,8312
7/8/9/10/11/12	0,3390	0,3401	0,3620	0,3633	0,3623	0,3636	0,3655	0,4154
14/15/16/17/18/19	0,4925	0,4939	0,5400	0,5417	0,5414	0,5431	0,5464	0,6053
21/22/23/24/25/26	0,5952	0,5963	0,6349	0,6358	0,6354	0,6365	0,6384	0,6920
28/29/30/31/32/33	0,6423	0,6430	0,6833	0,6844	0,6846	0,6856	0,6890	0,7612

Çizelge 5. 24 Normal dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

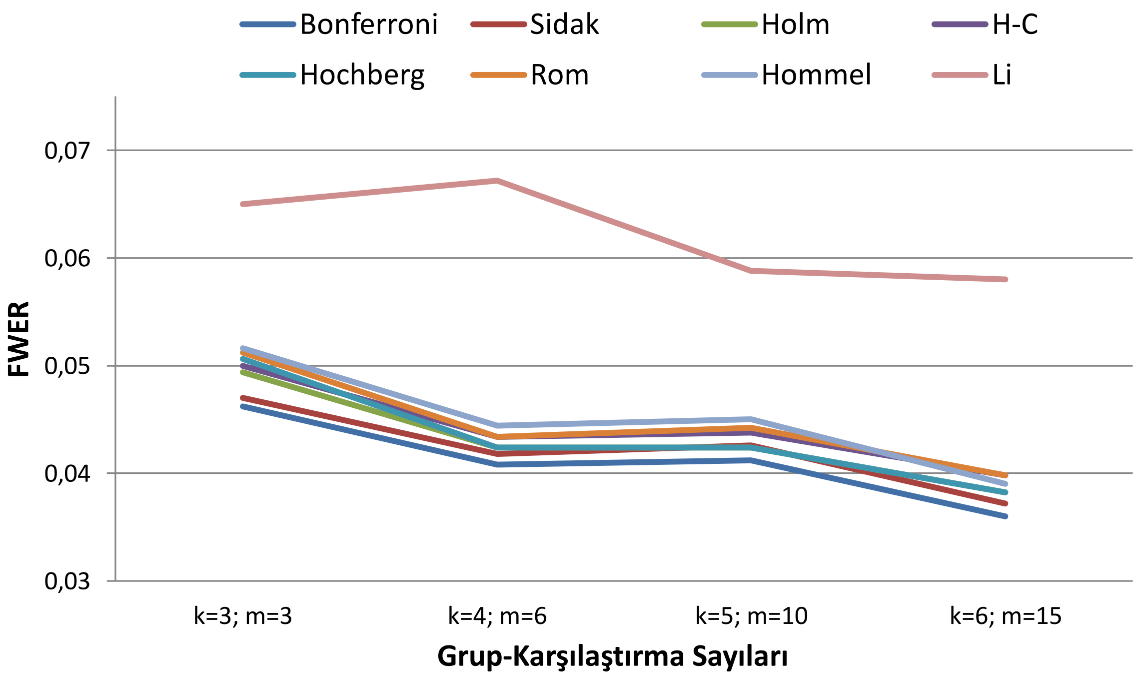
Normal Dağılım	Bonferroni	Ŝidák	Holm	H-C	Hochberg	Rom	Hommel	Li
20/20/20	0,0464	0,0478	0,0496	0,0512	0,0504	0,0518	0,0520	0,0678
15/15/15/15	0,0456	0,0466	0,0472	0,0482	0,0488	0,0498	0,0498	0,0700
12/12/12/12/12	0,0382	0,0394	0,0398	0,0410	0,0398	0,0410	0,0408	0,0550
10/10/10/10/10/10	0,0376	0,0384	0,0384	0,0390	0,0384	0,0390	0,0388	0,0528



Şekil 5. 2 Normal dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

Çizelge 5. 25 Düzgün (uniform) dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

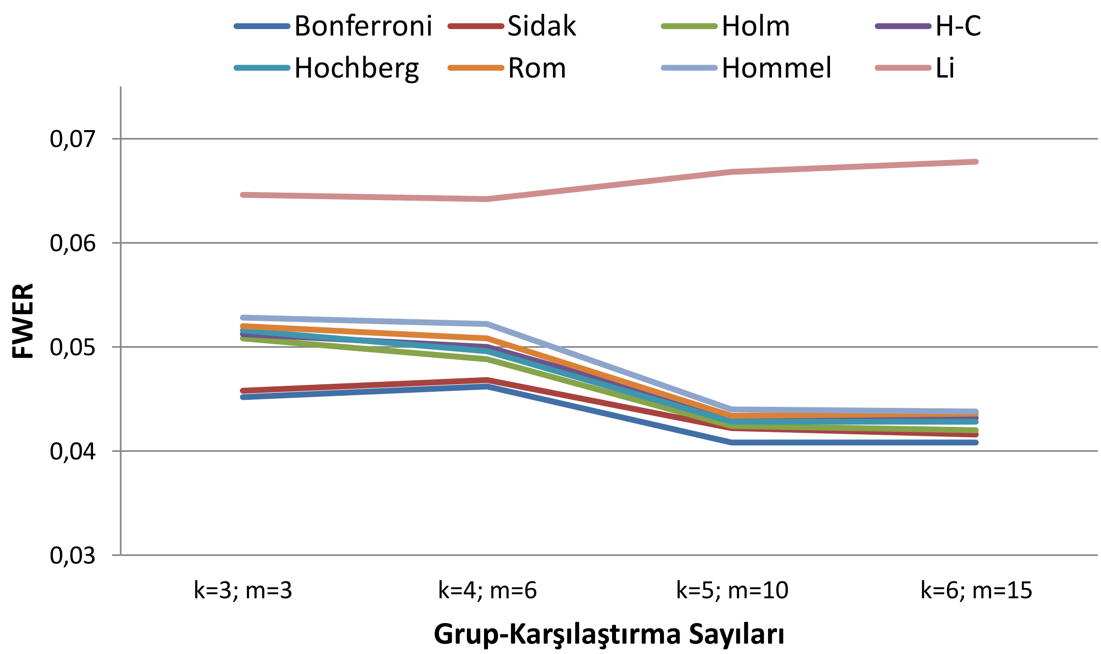
Uniform Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
20/20/20	0,0462	0,0470	0,0494	0,0500	0,0506	0,0512	0,0516	0,0650
15/15/15/15	0,0408	0,0418	0,0424	0,0434	0,0424	0,0434	0,0444	0,0672
12/12/12/12/12	0,0412	0,0426	0,0424	0,0438	0,0424	0,0442	0,0450	0,0588
10/10/10/10/10/10	0,0360	0,0372	0,0382	0,0398	0,0382	0,0398	0,0390	0,0580



Şekil 5. 3 Düzgün dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

Çizelge 5. 26 Üstel dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

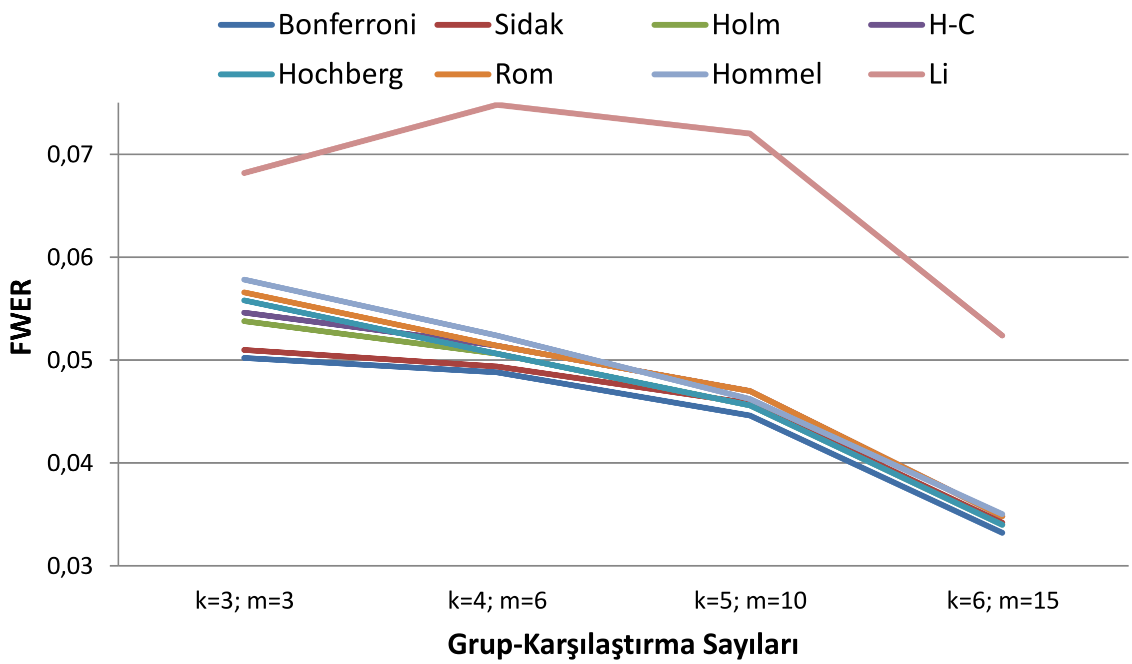
Üstel Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
20/20/20	0,0452	0,0458	0,0508	0,0512	0,0516	0,0520	0,0528	0,0646
15/15/15/15	0,0462	0,0468	0,0488	0,0500	0,0496	0,0508	0,0522	0,0642
12/12/12/12/12	0,0408	0,0422	0,0424	0,0434	0,0428	0,0434	0,0440	0,0668
10/10/10/10/10/10	0,0408	0,0416	0,0420	0,0432	0,0428	0,0436	0,0438	0,0678



Şekil 5. 4 Üstel dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

Çizelge 5. 27 Binom dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

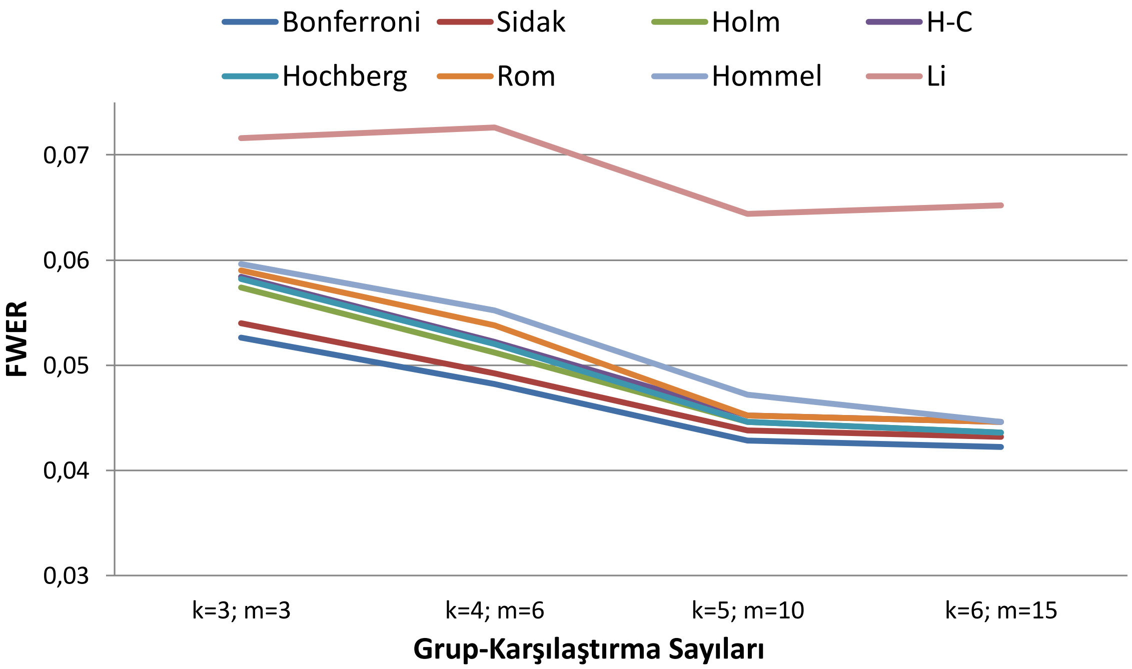
Binom Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
20/20/20	0,0502	0,0510	0,0538	0,0546	0,0558	0,0566	0,0578	0,0682
15/15/15/15	0,0488	0,0494	0,0506	0,0514	0,0506	0,0514	0,0524	0,0748
12/12/12/12/12	0,0446	0,0458	0,0456	0,0470	0,0456	0,0470	0,0462	0,0720
10/10/10/10/10/10	0,0332	0,0342	0,0340	0,0348	0,0340	0,0348	0,0350	0,0524



Şekil 5. 5 Binom dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

Çizelge 5. 28 Poisson dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

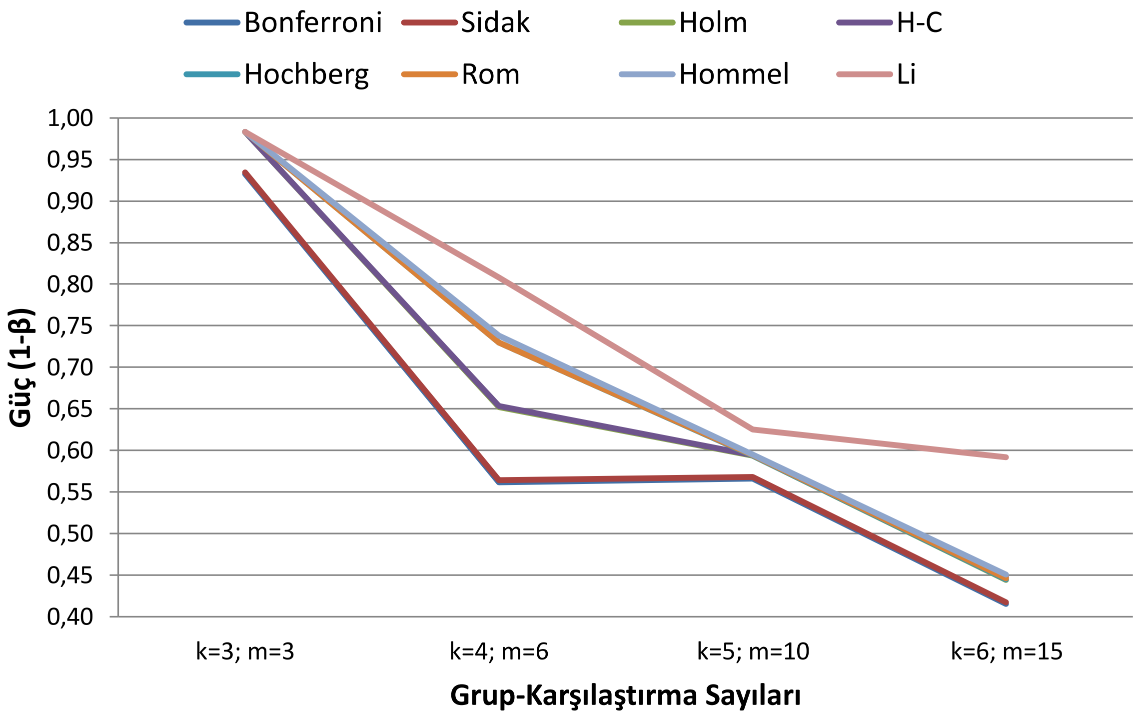
Poisson Dağılım	**Bonferroni**	**Šidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
20/20/20	0,0526	0,0540	0,0574	0,0584	0,0582	0,0590	0,0596	0,0716
15/15/15/15	0,0482	0,0492	0,0512	0,0522	0,0520	0,0538	0,0552	0,0726
12/12/12/12/12	0,0428	0,0438	0,0446	0,0452	0,0446	0,0452	0,0472	0,0644
10/10/10/10/10/10	0,0422	0,0432	0,0436	0,0446	0,0436	0,0446	0,0446	0,0652



Şekil 5. 6 Poisson dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin deneysel hata (FWER) oranlarının karşılaştırılması

Çizelge 5. 29 Normal dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

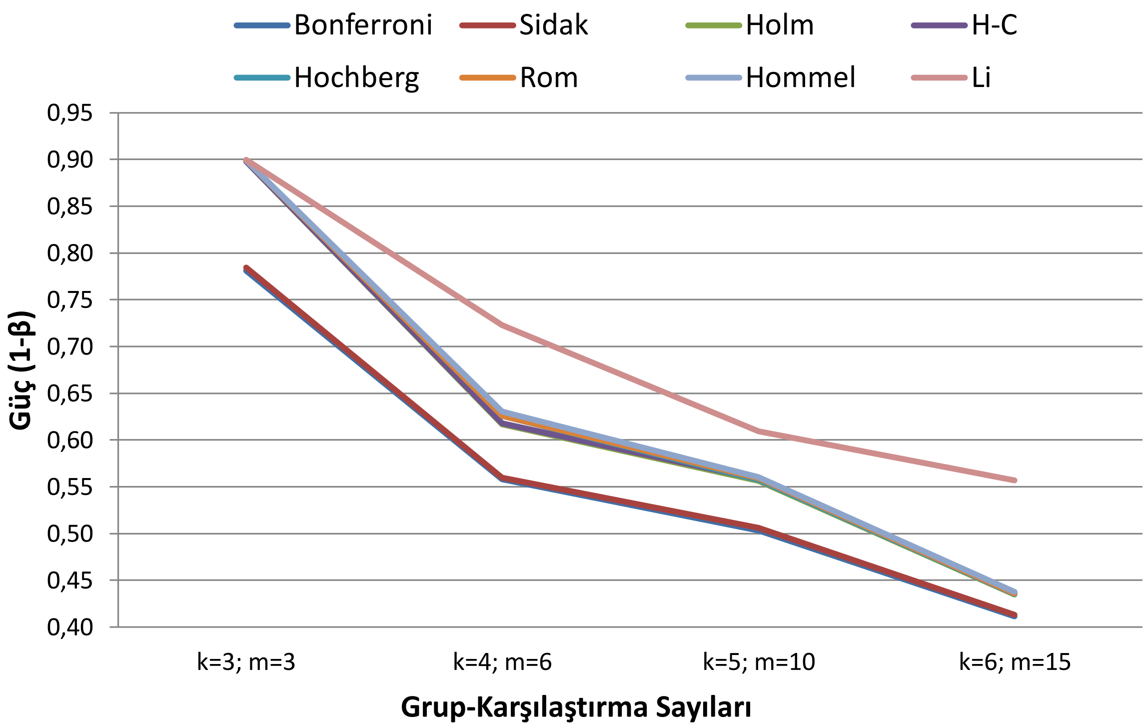
Normal Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
20/20/20	0,9324	0,9341	0,9833	0,9833	0,9833	0,9833	0,9833	0,9833
15/15/15/15	0,5619	0,5639	0,6521	0,6535	0,7295	0,7295	0,7378	0,8079
12/12/12/12/12	0,5659	0,5682	0,5937	0,5942	0,5939	0,5945	0,5948	0,6252
10/10/10/10/10/10	0,4155	0,4171	0,4441	0,4472	0,4447	0,4461	0,4506	0,5916



Şekil 5. 7 Normal dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

Çizelge 5. 30 Düzgün (uniform) dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

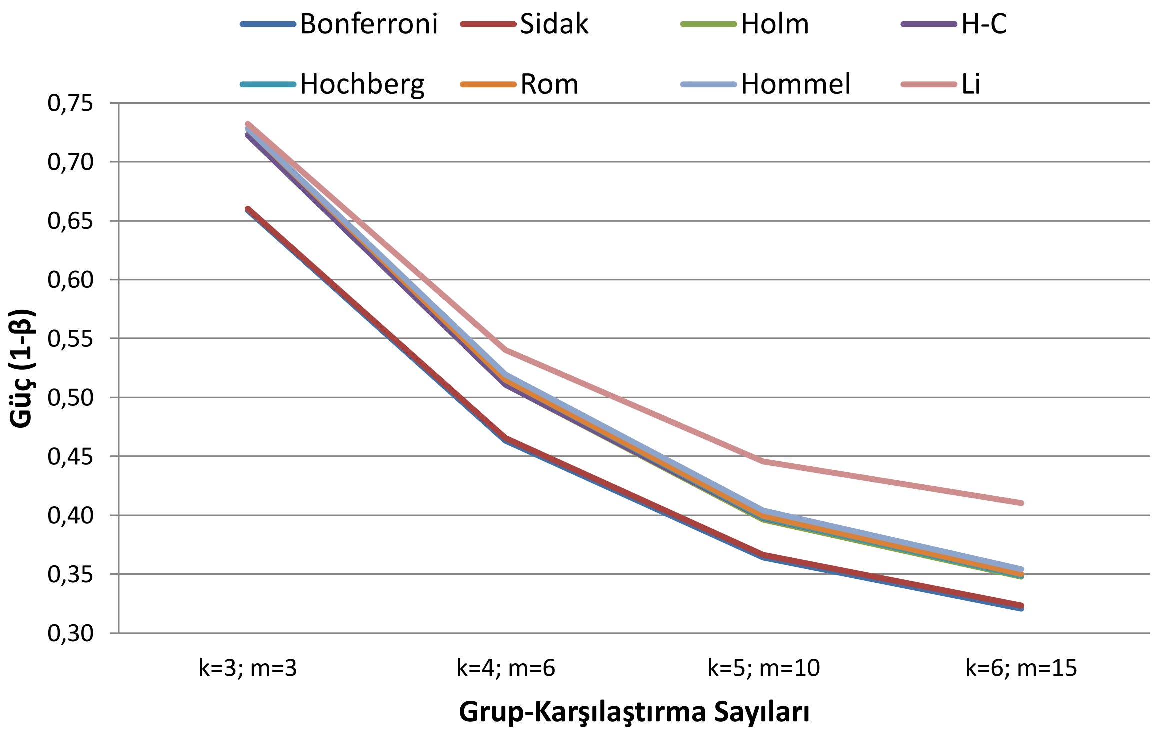
Uniform Dağılım	Bonferroni	Ŝidák	Holm	H-C	Hochberg	Rom	Hommel	Li
20/20/20	0,7813	0,7843	0,8980	0,8980	0,8993	0,8993	0,8993	0,8999
15/15/15/15	0,5581	0,5596	0,6170	0,6180	0,6260	0,6260	0,6304	0,7227
12/12/12/12/12	0,5032	0,5061	0,5563	0,5579	0,5573	0,5592	0,5602	0,6096
10/10/10/10/10/10	0,4116	0,4133	0,4348	0,4368	0,4352	0,4359	0,4376	0,5566



Şekil 5. 8 Düzgün dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

Çizelge 5. 31 Üstel dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

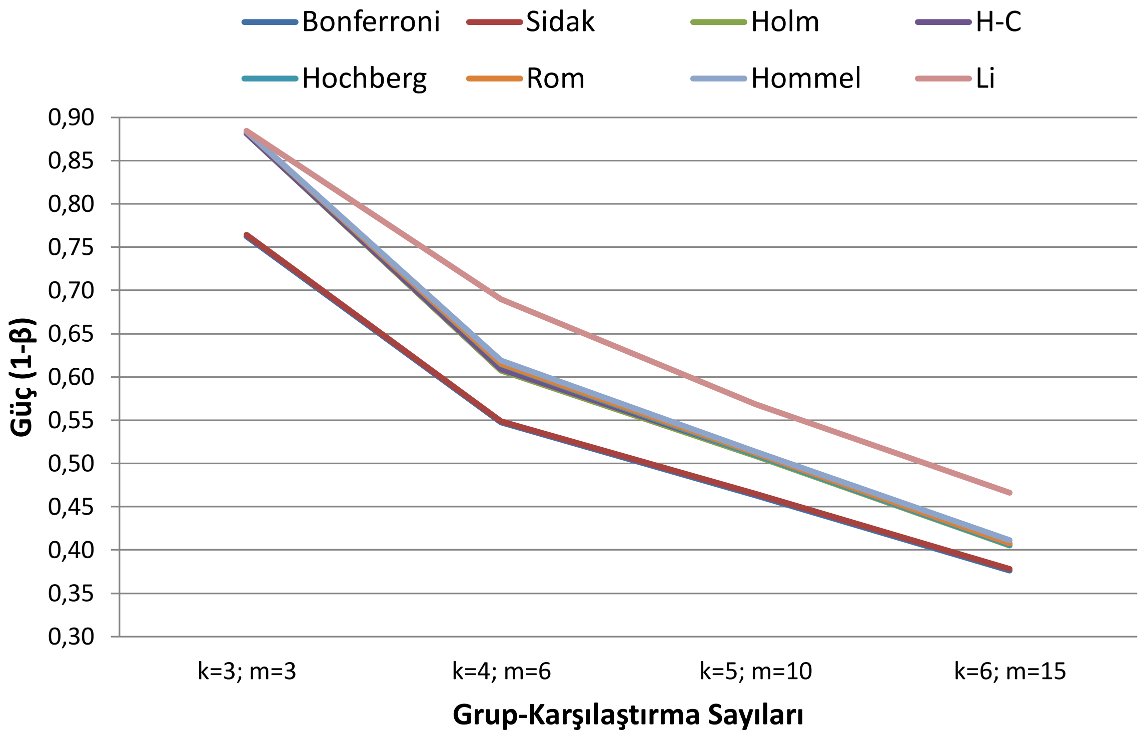
Üstel Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
20/20/20	0,6587	0,6603	0,7229	0,7229	0,7283	0,7283	0,7283	0,7322
15/15/15/15	0,4635	0,4656	0,5106	0,5110	0,5149	0,5151	0,5195	0,5402
12/12/12/12/12	0,3639	0,3664	0,3964	0,3976	0,3982	0,3995	0,4038	0,4455
10/10/10/10/10/10	0,3208	0,3234	0,3478	0,3497	0,3486	0,3502	0,3544	0,4103



Şekil 5. 9 Üstel dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

Çizelge 5. 32 Binom dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

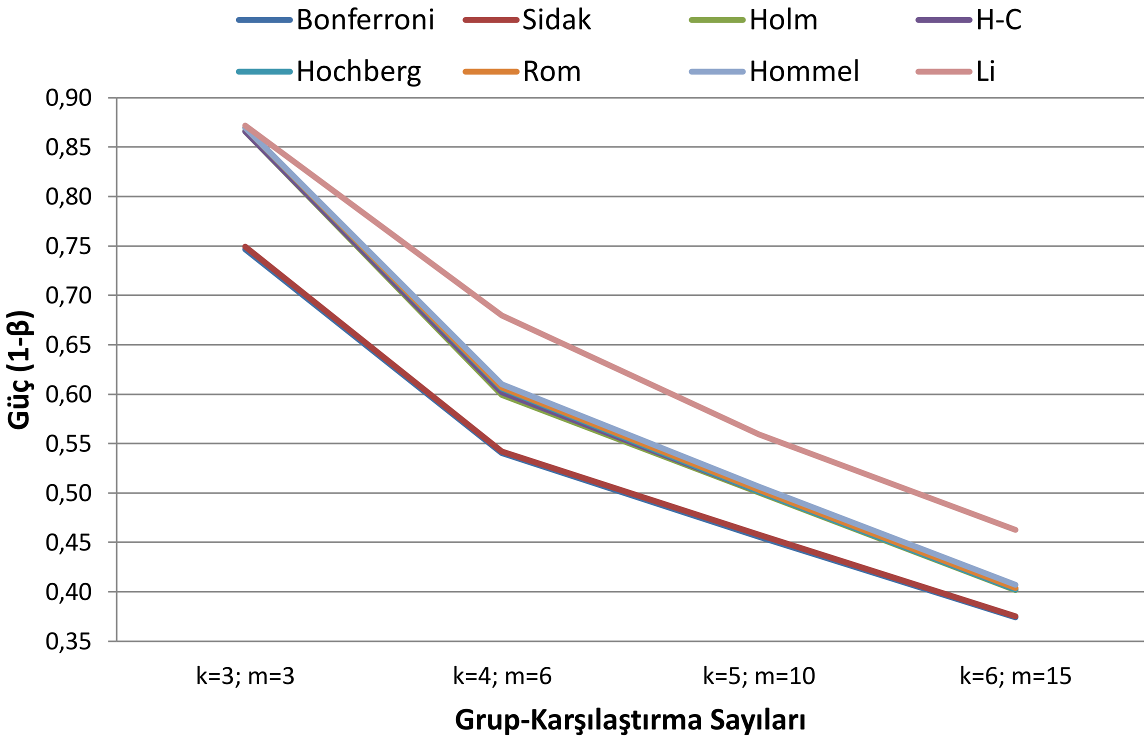
Binom Dağılım	**Bonferroni**	**Ŝidák**	**Holm**	**H-C**	**Hochberg**	**Rom**	**Hommel**	**Li**
20/20/20	0,7625	0,7645	0,8810	0,8811	0,8835	0,8835	0,8835	0,8847
15/15/15/15	0,5475	0,5487	0,6072	0,6092	0,6143	0,6154	0,6189	0,6896
12/12/12/12/12	0,4631	0,4652	0,5086	0,5104	0,5099	0,5115	0,5137	0,5684
10/10/10/10/10/10	0,3763	0,3779	0,4054	0,4069	0,4060	0,4075	0,4111	0,4660



Şekil 5. 10 Binom dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

Çizelge 5. 33 Poisson dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

Poisson Dağılım	Bonferroni	Ŝidák	Holm	H-C	Hochberg	Rom	Hommel	Li
20/20/20	0,7467	0,7490	0,8660	0,8661	0,8697	0,8697	0,8697	0,8716
15/15/15/15	0,5405	0,5419	0,5994	0,6017	0,6057	0,6068	0,6099	0,6797
12/12/12/12/12	0,4558	0,4576	0,5002	0,5017	0,5018	0,5032	0,5065	0,5593
10/10/10/10/10/10	0,3740	0,3752	0,4018	0,4035	0,4024	0,4039	0,4071	0,4624



Şekil 5. 11 Poisson dağılım altında, toplam örneklem sayısı eşit iken (n=60) farklı gruplara göre 8 farklı yöntemin ortalama güç değerlerinin karşılaştırılması

BÖLÜM 6

SONUÇ VE ÖNERİLER

Çoklu karşılaştırma yöntemlerinin çoğu geleneksel olarak deneysel hata oranını (FWER) kontrol etmeyi amaçlamaktadır [12]. Bu yöntemler, hata oranının belirlenen α seviyesine eşit veya altında olmasını sağlar. Araştırmacı, çoklu karşılaştırma yaparken tip I ve tip II hata oranlarının belirlenen seviyeleri aşmamasını ister. Bunun için, çoklu karşılaştırmalarda anlamlılık seviyelerini düzelten yöntemler ile tip I hata belirlenen seviyede tutulurken tip II hatanın da artmaması amaçlanmaktadır.

Bu konuda ilk ve en basit yöntem Bonferroni yöntemidir [12]. Bu yöntemde, m tane hipotez testi α/m önemlilik seviyesinde test edilir. Test sonucunda, eğer $p_i < \alpha/m$ ise H_0 hipotezi reddedilir [16]. Sidak ise düzeltme yöntemi olarak $\alpha^* = 1-(1-\alpha)^{1/m}$ olmasını önermiştir [17]. Daha sonra, deneysel hatayı korumak amacıyla oluşturulan yöntemler tek aşamalı, azalan aşamalı ve artan aşamalı olarak 3 kategoride incelenmiştir [19]. Azalan aşamalı yöntemler genellikle Bonferroni eşitsizliği üzerine inşa edilmiş iken, artan aşamalı yöntemler Simes eşitsizliği üzerine inşa edilmiştir.

Birçok yazar popüler çoklu karşılaştırma yöntemleri ile ilgili araştırma yapmıştır. Dunnett ve Tamhane, normal dağılım altında aşamalı yöntemleri incelemiştir. Hommel yönteminin Holm yöntemine göre daha güçlü olduğu sonucuna varmışlardır [19]. Brown ve Russell, 17 adet düzeltme yöntemini incelemiştir. Normal dağılım altında yaptıkları simülasyonda en iyi çoklu karşılaştırma yöntemini bulmasalar da, tip II hatası en düşük ve tip I hatası ise belirlenen nominal değere en yakın yöntem olarak Hochberg ve Benjamini [54] tarafından önerilen geliştirilmiş Hochberg yöntemini önermişlerdir. Bu yöntemin, Holm, Hochberg ve Hommel yöntemlerine göre performansının daha iyi olduğunu belirtilmiştir [55].

Sankoh vd. [56], normal dağılım altında yaptıkları simülasyonda Hochberg ve Hommel prosedürlerinin performansını incelemiştir. Yapılmış olan çalışmada, test istatistikleri arasındaki korelasyon arttıkça tip I hatanın nominal değerin altına düştüğü belirtilmiştir.

Sarkar ve Chang [57], yaptıkları çalışmada *p* değeri bazlı bu prosedürlerin her zaman tip I hatayı koruyamadığını, her bir test istatistiğinin birbirinden bağımsız veya pozitif bağımlı olduğu durumlarda korunabildiği sonucuna ulaşmışlardır.

Dmitrienko vd. [10], belirttiğine göre 5 adet popüler karşılaştırma yöntemi güçlerine göre şu şekilde sıralanabilir; Bonferroni ≤ Ŝidák ≤ Holm ≤ Hochberg ≤ Hommel. Simes eşitsizliğine dayanan yöntemlerin Bonferroni eşitsizliğine dayanan yöntemlerden daha güçlü olduğunu belirtmişlerdir.

Bu çalışmada, deneysel hatayı kontrol eden 8 farklı yöntem incelenmiştir. Bu yöntemlerin farklı örneklem genişliklerinde, farklı karşılaştırma sayılarında ve farklı dağılımlar altında performansını incelemek amacı ile simülasyon yapılmıştır. Literatür tarandığında bu yöntemlerin genellikle normal dağılım altındaki performanslarının incelendiği görülmüştür. Normal dağılımın gerçek hayatta sağlanması zor bir koşul olduğu için bu yöntemlerin farklı dağılımlar altında performansının incelenmesi bir ihtiyaçtır.

Burada sürekli dağılımlardan normal, uniform ve üstel dağılım, kesikli dağılımlardan Binom ve Poisson dağılımları kullanılmıştır. Farklı örneklem genişlikleri, farklı karşılaştırma sayıları ile deneysel hata ve güç değerleri hesaplanmıştır.

Çalışmada, farklı dağılımlardan farklı genişliklerde örneklemler çekilmiş ve çekilen bu örneklemlere parametrik olmayan Dunn testi uygulanmıştır. Dunn testi ile her bir karşılaştırma için Z değeri hesaplanmış, bunun soncunda ise p olasılık değeri elde edilmiştir. Çalışmada ele aldığımız tek aşamalı Bonferroni ve Ŝidák, azalan aşamalı Holm, Holland-Copenhaver, artan aşamalı Hochberg, Hommel, Rom ve iki aşamalı Li yöntemleri ile α değeri düzeltilmiş ve bu düzeltilmiş değer (α^*), p değeri ile karşılaştırılıp H_0 hipotezinin ret veya kabul edilmesi sonucuna ulaşılmıştır. Bu işlem simüle edilerek deneysel hata ve gücün hesaplanması yapılmıştır.

Genel olarak, karşılaştırma başına düşen örnek birim sayısı arttıkça deneysel hatanın daha iyi korunduğu ve gücün daha yüksek olduğu söylenebilir. Karşılaştırma sayısı artması ise gücü düşürmektedir.

Tüm dağılımlar için toplam örnek birim sayısı sabit olduğu durumdaki yapılan karşılaştırmalarda, karşılaştırma sayısı arttıkça deneysel hata oranının nominal değerin altına düştüğü görülmüştür. Bu durumda, karşılaştırma başına düşen örnek birim sayısının azalması da deneysel hatanın düşmesine etki etmektedir. Bonferroni ve Ŝidák yöntemlerinin deneysel hatayı korumada diğer yöntemlere göre daha tutucu olduğu görülmüştür. Yani, karşılaştırmalarda bu yöntemler belirlenen nominal α seviyesini aşmamaktadırlar. Karşılaştırma sayısı düşük olduğunda Bonferroni ve Ŝidák yöntemleri ile diğer yöntemler arasındaki fark fazla iken, karşılaştırma sayısı arttıkça bu fark azalmaktadır. Li düzeltmesi ile hesaplanan deneysel hata oranı ise diğer yöntemlere göre nominal değerden oldukça yüksektir.

İstatistiksel güç, tüm yöntemler ve dağılımlarda karşılaştırma sayısı arttıkça düşmektedir. Bonferroni ve Ŝidák yöntemlerinin gücü diğer yöntemlere göre daha düşüktür. Li yönteminin ise gücü tüm yöntemlerden yüksektir. Li yönteminin gücünün yüksek çıkmasının arkasında yatan sebep deneysel hatayı korumadaki genişliğidir. Yani deneysel hatayı korumada diğer yöntemler kadar tutucu olmadığından gücü artmıştır.

Tüm dağılımlar için toplam örnek birim sayısı sabit olduğu durumdaki yapılan karşılaştırmalarda, dağılımlara göre sonuçları inceleyecek olursak, sürekli dağılımlar olan normal, düzgün ve üstel dağılım ile yapılan karşılaştırmalarda kesikli dağılım olan binom ve poisson dağılımlarına göre deneysel hatanın belirlenen nominal α seviyesine daha yakın olduğu görülmektedir. Karşılaştırma sayısı arttıkça binom ve poisson dağılımında diğer dağılımlara göre deneysel hata oranının daha fazla düştüğü görülmüştür.

Li yönteminin, çalışmamızdaki simülasyon tasarımında deneysel hatayı korumada başarısız olduğu görülmüştür. Diğer yöntemlere göre göreceli olarak yeni olan bu yöntemin farklı simülasyon tasarımlarında incelenmesi gerekmektedir.

Çalışmamızın sonucu olarak, parametrik olmayan çoklu karşılaştırmalarda, deneysel hatanın korunması için hem uygulaması kolay, hem de istatistiksel açından yeterli gücü sağlayabilecek Hochberg yönteminin kullanılması önerilmektedir.

KAYNAKLAR

[1] Duncan, D.B., (1951). "A Significance Test for Differences Between Ranked Treatments in an Analysis of Variance", Virginia Journal of Science, 2: 171-189.

[2] Duncan, D.B., (1952). "On the Properties of the Multiple Comparisons Test", Virginia Journal of Science, 3: 49-67.

[3] Scheffe, H., (1953). "A Method for Judging all Contrasts in the Analysis of Variance", Biometrika, 40: 87-104.

[4] Roy, S.N. and Bose, R.C., (1953). "Simultaneous Confidence Interval Estimation", The Annals of Mathematical Statistics, 24: 513-536.

[5] Tukey, J.W., (1953). "The Problem of Multiple Comparisons", Unpublished Manuscript, Princeton University.

[6] Miller, R.G., (1966). Simultaneous Statistical Inference, First Edition, Mc Graw-Hill, New York.

[7] Hochberg, Y. and Tamhane, A.C., (1987). Multiple Comparison Procedures, John Wiley & Sons, New York.

[8] Rao, C.V., Swarupchand, U., (2009). "Multiple Comparison Procedures-A Note and a Bibliography", Journal of Statistics, 16 (1): 66-109.

[9] Dudoit, S., Shaffer, P. J. and Boldrick, J.C., (2003). "Multiple Hypothesis Testing in Microarray Experiments", Statistical Science, 18: 71–103.

[10] Dmitrienko, A., Molenberghs, G., Chuang-Stein, C. and Offen, W., (2005). Analysis of Clinical Trials Using SAS®: A Practical Guide, First Edition, SAS Institute Inc., USA.

[11] Chi, G.Y.H., (1998). "Multiple Testings: Multiple Comparisons and Multiple Endpoints", Drug Information Journal, 32: 1347–1362.

[12] Horn, M. and Dunnett, C. W., (2004). "Power and Sample Size Comparisons of Stepwise FEW and FDR Controlling Test Procedures in the Normal Many-One Case, in Recent Developments in Multiple Comparison Procedures", Institute of Mathematical Statistics, 48-64.

[13] Bonferroni, C. E., (1936). "Teoria Statistica Delle Classi e Calcolo Delle Probabilità", Pubblicazioni del R Istituto Superiore di Scienze Economiche e Commerciali di Firenze.

[14] Dunn, O.J., (1959). "Estimation of the Medians for Dependent Variables", Annals of Mathematical Statistics, 30 (1): 192–197.

[15] Dunn, O.J., (1961). "Multiple Comparisons Among Means", Journal of the American Statistical Association, 56 (293): 52 64.

[16] Abdi, H., (2007). "The Bonferronni and Šidák Corrections for Multiple Comparisons", Encyclopedia of Measurement and Statistics-Sage.

[17] Ŝidák, Z., (1967). "Rectangular Confidence Regions for the Means of Multivariate Normal Distributions", Journal of the American Statistical Association, 62: 626-633.

[18] Hsu, J. C., (1996). Multiple Comparisons: Theory and Methods, Chapman & Hall, UK.

[19] Dunnett, C.W. and Tamhane, A.C., (1992). "A Step-up Multiple Test Procedure", Journal of the American Statistical Association, 87: 162-170.

[20] Holm, S., (1979). "A Simple Sequentially Rejective Multiple Test Procedure", Scandinavian Journal of Statistics, 6: 65-70.

[21] Shaffer, J. P., (1986). "Modified Sequentially Rejective Multiple Test Procedures", Journal of the American Statistical Association, 81: 826-831.

[22] Holland, B.S. and Copenhaver, M.D., (1987). "An Improved Sequentially Rejective Bonferroni Test Procedure", Biometrics, 43: 417–423.

[23] Finner, H., (1993). "On a Monotonicity Problem in Step Down Multiple Test Procedures", Journal of the American Statistical Association , 88: 920-923.

[24] Simes, R.J., (1986). "An Improved Bonferroni Procedure for Multiple Tests of Significance", Biometrika, 73: 751–754.

[25] Hommel, G., (1983). "Test of the Overall Hypothesis for Arbitrary Dependence Structures", Biometrical Journal, 25: 423–430.

[26] Hochberg, Y., (1988). "A Sharper Bonferroni Procedure for Multiple Tests of Significance", Biometrika, 75: 800-803.

[27] Hommel, G., (1988). "A Stagewise Rejective Multiple Test Procedure Based on a Modified Bonferroni Test", Biometrika, 75: 383-386.

[28] Rom, D. M., (1990). "A Sequentially Rejective Test Procedure Based on a Modified Bonferroni Inequality", Biometrika, 77: 663-665.

[29] Li, J., (2008). "A Two-step Rejection Procedure for Testing Multiple Hypotheses", Journal of Statistical Planning and Inference, 138: 1521 – 1527.

[30] Benjamini, Y. and Hochberg, Y., (1995). "Controlling the False Discovery Rate: A Practical and Powerful Approach to Multiple Testing", Journal of the Royal Statistical Society, Series B (57): 289-300.

[31] Benjamini, Y. and Hochberg, Y., (2000). "On the Adaptive Control of the False Discovery Rate in Multiple Testing with Independent Statistics", Journal of Educational and Behavioral Statistics, 25: 60–83.

[32] Yekutieli, D. and Benjamini, Y., (1999). "Resampling Based False Discovery Rate Controlling Multiple Test Procedures for Correlated Test Statistics", Journal of Statistical Planning and Inference, 82: 171–196.

[33] Benjamini, Y. and Yekutieli, D., (2001). "The Control of the False Discovery Rate in Multiple Testing Under Dependency", Annals of Statistics, 29: 1165–1188.

[34] Efron, B., Tibshirani, R.J., Storey, J.D., Tusher, V., (2001). "Empirical Bayes Analysis of a Microarray Experiment", Journal of The American Statistical Association, 96 (11): 1151-1160.

[35] Storey, J. D., (2003). "The Positive False Discovery Rate: A Bayesian Interpretation and the Q-Value", Annals of Statistics, 31: 2013–2035.

[36] Benjamini, Y. and Liu, W., (1999). "A Step-Down Multiple Hypotheses Testing Procedure That Controls the False Discovery Rate Under Independence", Journal of Statistical Planning and Inference, 82: 163-170.

[37] Benjamini, Y. and Liu, W., (2001). "A Distribution-Free Multiple-Test Procedure That Controls the False Discovery Rate", Technical Report, Department of Statistics and Operations Research , Tel Aviv University, Tel Aviv.

[38] Westfall, P. H. and Young, S. S., (1993). Resampling Based Multiple Testing, John Wiley & Sons, New York.

[39] Doğan, İ. ve Doğan, N., (2014). Çoklu Karşılaştırma Yöntemleri, Birinci Baskı, Detay Yayıncılık, Ankara.

[40] Özyaka, G., (2011). Çoklu Karşılaştırmalarda Testlerin Grup ve Denek Sayılarına Göre Karşılaştırılması, Doktora Tezi, Uludağ Üniversitesi Sağlık Bilimleri Enstitüsü Biyoistatistik Anabilim Dalı, Bursa.

[41] Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A.G. and Buchner, A., (2007). "G*Power 3: A Flexible Statistical Power Analysis Program for the Social, Behavioral and Biomedical Sciences", Behavior Research Methods, 39: 175-191.

[42] Carmer, S.G. and Walker, W.M., (1982). "Baby Bear's Dilemma: A Statistical Tale", Agronomy Journal, 74: 122-124.

[43] O'Brien, P.C., (1983). "The Appropriateness of Analysis of Variance and Multiple Comparison Procedures", Biometrics, 39: 787-788.

[44] Perry, J.N., (1986). "Multiple-Comparison Procedures: A Dissenting View", Journal of Economic Entomology, 79: 1149-1155.

[45] O'Neill, R.T. and Wetherill, G.B., (1971). "The Present State of Multiple Comparisons Methods", Journal of Royal Statistical Society, Ser. B (33): 218-241.

[46] Rothman, K.J., (1990). "No Adjustments Are Needed for Multiple Comparisons", Epidemiology, 1: 43-46.

[47] Shaffer, J.P., (1995). "Multiple Hypothesis Testing: A Review", Annual Review of Psychology, 46: 561– 584.

[48] Ramsey, P.H., (1978). "Power Differences between Pairwise Multiple Comparisons", Journal of the American Statistical Association, 73: 479-485.

[49] Dunn, O. J., (1964). “Multiple Comparisons Using Rank Sums”, Technometrics, 6:241–252.

[50] Zar, J. H., (2010). Biostatistical Analysis, 5th Edition, Pearson Prentice-Hall, Upper Saddle River, NJ.

[51] Wright, S.P., (1992). "Adjusted p-Values for Simultaneous Inference", Biometrics, 48 (4): 1005-1013.

[52] Auer, M., MonteCarlito 1.10 – "Free Excel Tool for Monte Carlo Simulation", http://www.montecarlito.com/, 12 Şubat 2015.

[53] Zaiontz, C., "Real Statistics Using Excel", http://www.real-statistics.com, 20 Şubat 2015.

[54] Hochberg, Y., Benjamini, Y., (1990). "More Powerful Procedures for Multiple Significance Testing", Statistics in Medicine, 9: 811‑818.

[55] Brown, B.W., Russell, K., (1997). "Methods Correcting for Multiple Testing: Operating Characteristics", Statistics in Medicine, 16: 2511–2528.

[56] Sankoh, A. J., Huque, M. F., Dubey, S. D., (1997). "Some Comments On Frequently Used Multiple Endpoint Adjustment Methods in Clinical Trials", Statistics in Medicine, 16:2529–2542.

[57] Sarkar, S., Chang, C.K., (1997). "Simes Method for Multiple Hypothesis-Testing with Positively Dependent Test Statistics", Journal of the American Statistical Association, 92: 1601–1608.

EK-A

SİMÜLASYONDA KULLANILAN VERİLER ve MAKRO

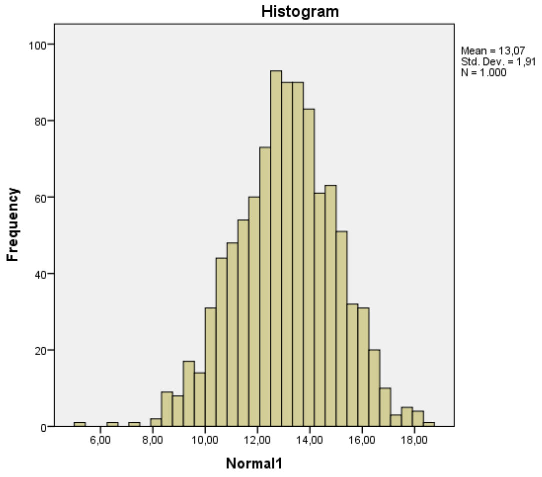
A-1 Veri Üretimi İçin Syntax

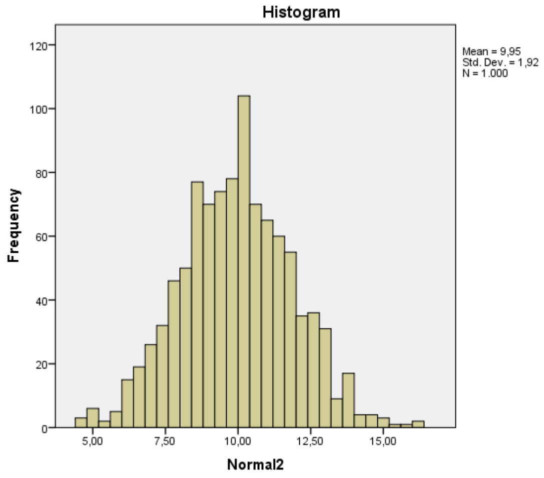
```
*SPSS'de rastgele veri üretimi için syntax.
NEW FILE.
INPUT PROGRAM.
LOOP n = 1 TO 1000.
*Normal dağılım.
COMPUTE Normal1=RV.NORMAL(13,2).
COMPUTE Normal2=RV.NORMAL(10,2).
COMPUTE Normal3=RV.NORMAL(7,2).
COMPUTE Normal4=RV.NORMAL(16,2).
COMPUTE Normal5=RV.NORMAL(19,2).
COMPUTE Normal6=RV.NORMAL(21,2).
*Düzgün dağılım.
COMPUTE Uniform1=RV.UNIFORM(1,10).
COMPUTE Uniform2=RV.UNIFORM(4,13).
COMPUTE Uniform3=RV.UNIFORM(7,16).
COMPUTE Uniform4=RV.UNIFORM(10,19).
COMPUTE Uniform5=RV.UNIFORM(13, 21).
COMPUTE Uniform6=RV.UNIFORM(16, 24).
*Üstel dağılım.
COMPUTE Üstel1=RV.EXP(0.1).
COMPUTE Üstel2=RV.EXP(0.5).
```

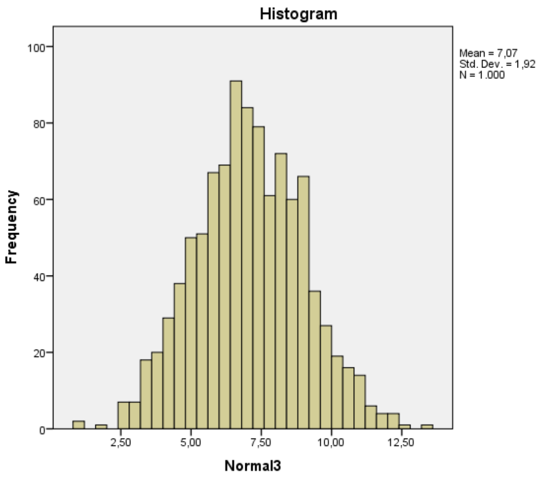
```
COMPUTE Üstel3=RV.EXP(1).
COMPUTE Üstel4=RV.EXP(2).
COMPUTE Üstel5=RV.EXP(4).
COMPUTE Üstel6=RV.EXP(16).
*Binom dağılım.
COMPUTE Binom1=RV.BINOM(11,0.5).
COMPUTE Binom2=RV.BINOM(8,0.5).
COMPUTE Binom3=RV.BINOM(5,0.5).
COMPUTE Binom4=RV.BINOM(14,0.5).
COMPUTE Binom5=RV.BINOM(17,0.5).
COMPUTE Binom6=RV.BINOM(19,0.5).
*Poisson dağılım.
COMPUTE Poisson1=RV.POISSON(11).
COMPUTE Poisson2=RV.POISSON(8).
COMPUTE Poisson3=RV.POISSON(5).
COMPUTE Poisson4=RV.POISSON(14).
COMPUTE Poisson5=RV.POISSON(17).
COMPUTE Poisson6=RV.POISSON(19).
END CASE.
END LOOP.
END FILE.
END INPUT PROGRAM.
```

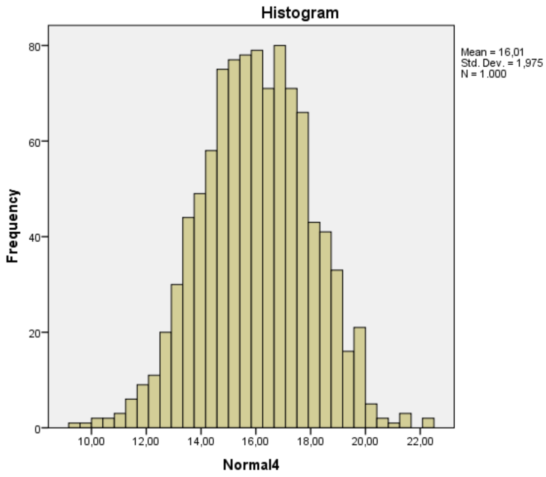
A-2 Dağılımlara Ait Histogram Grafikleri

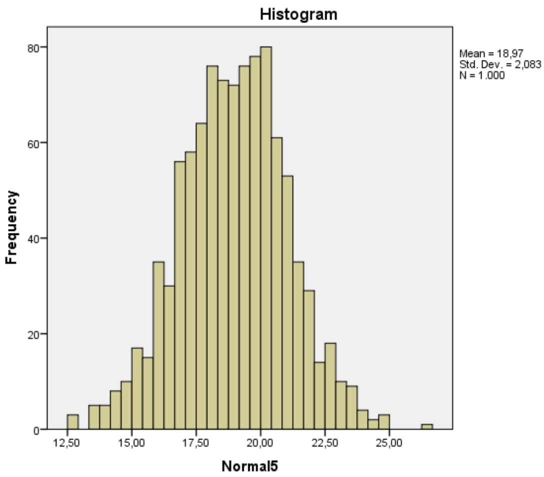
A-2.1 Normal Dağılıma Ait Histogram Grafikleri

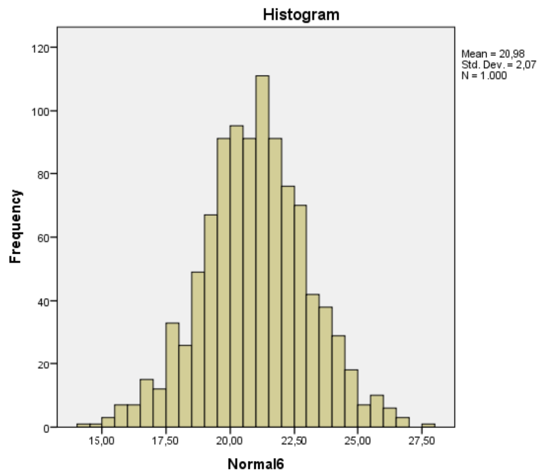




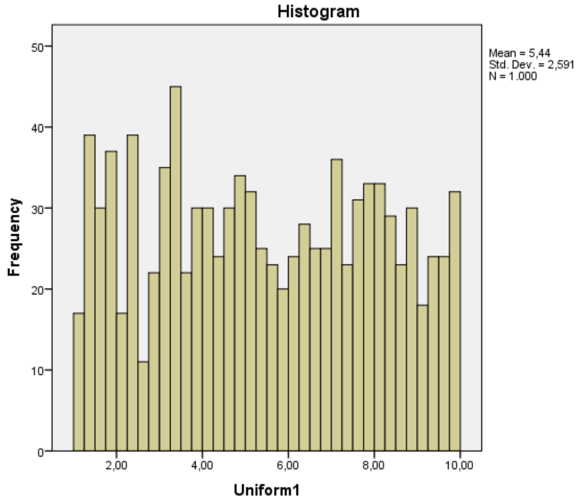


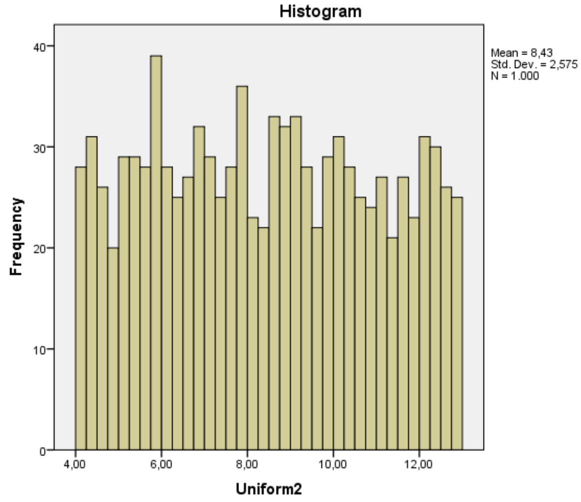


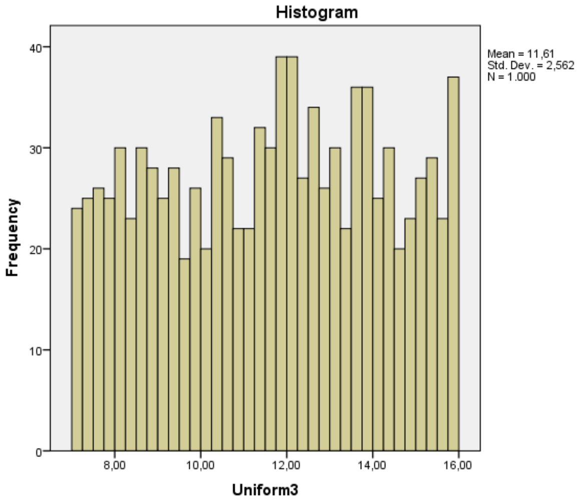


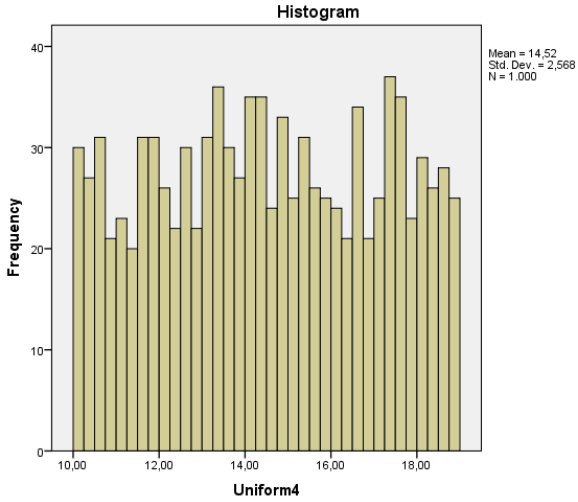


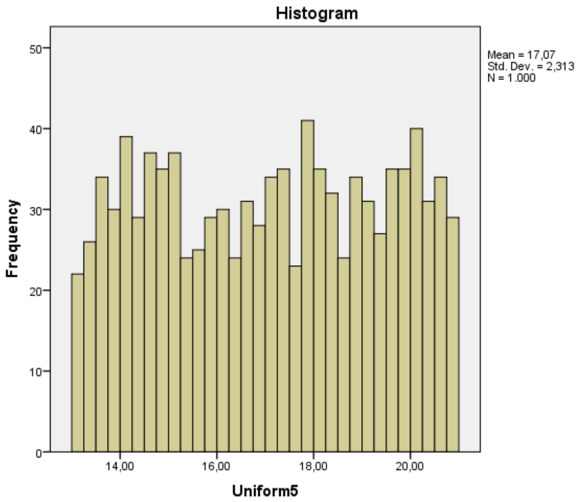
A-2.2 Düzgün Dağılıma Ait Histogram Grafikleri

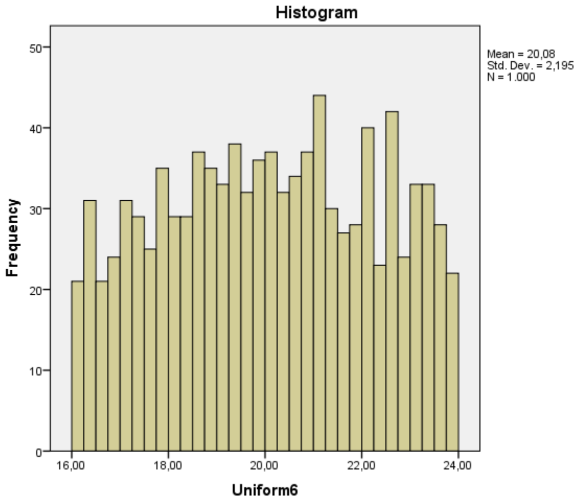




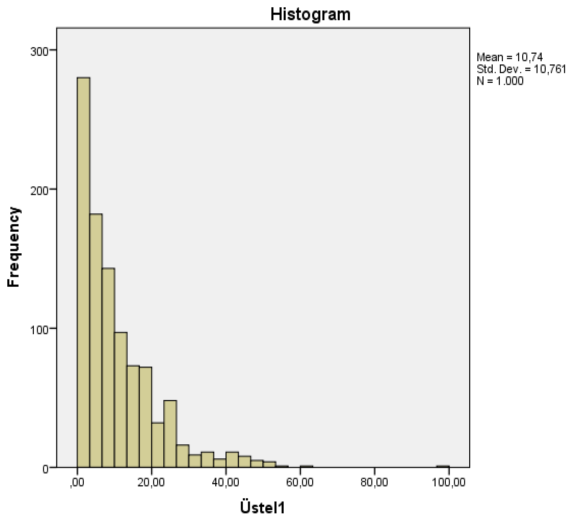


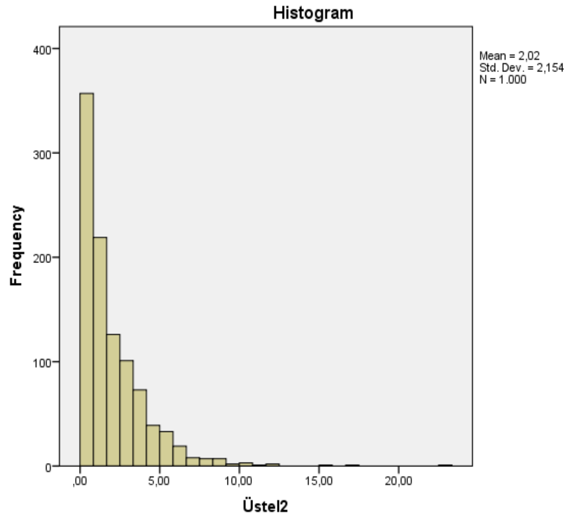


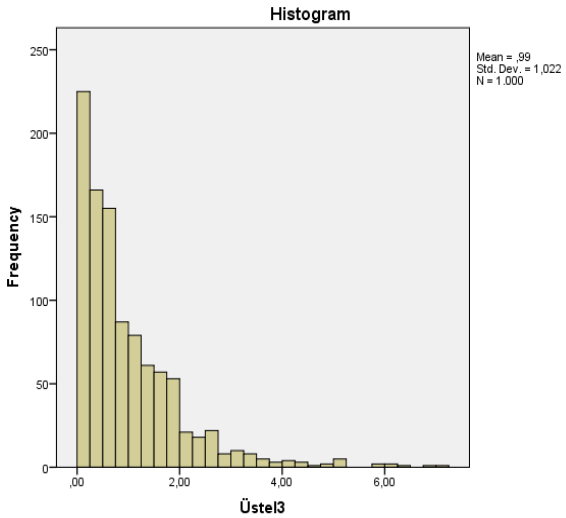


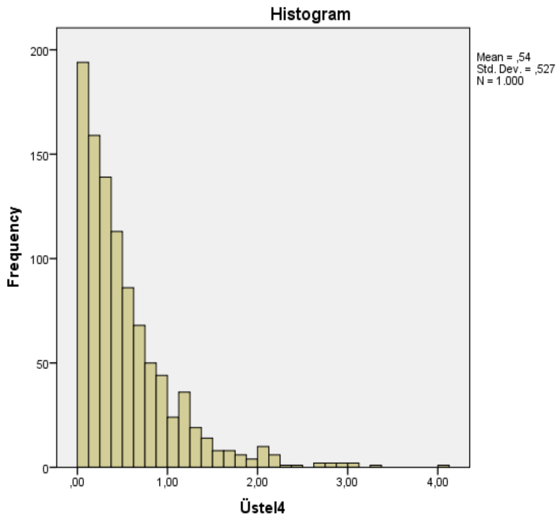


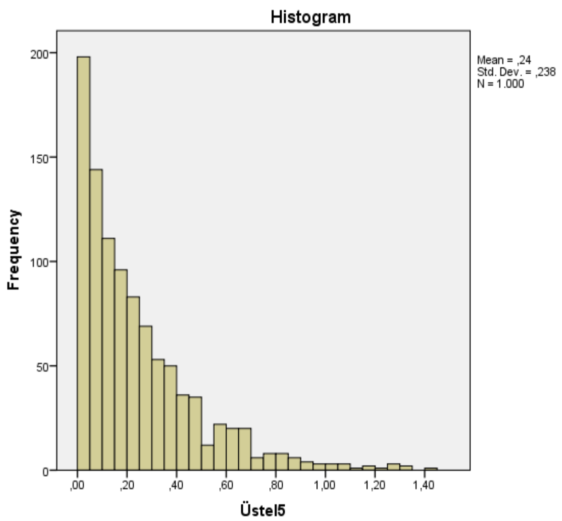
A-2.3 Üstel Dağılıma Ait Histogram Grafikleri

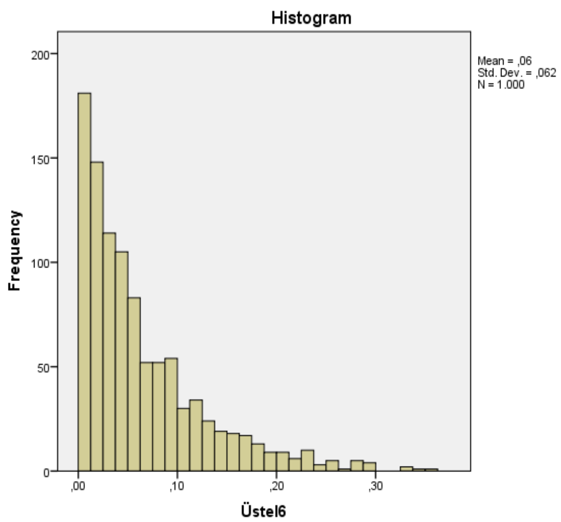




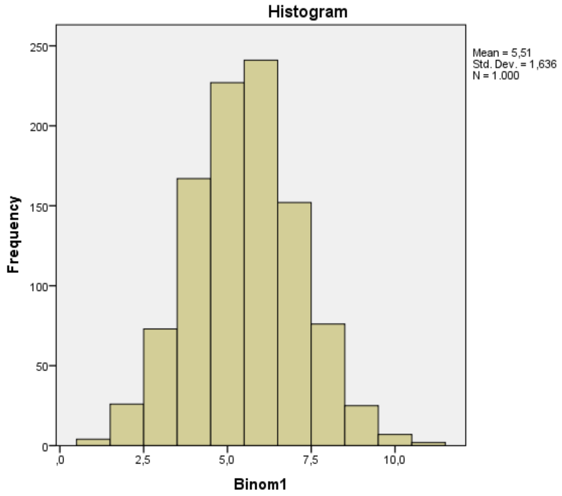


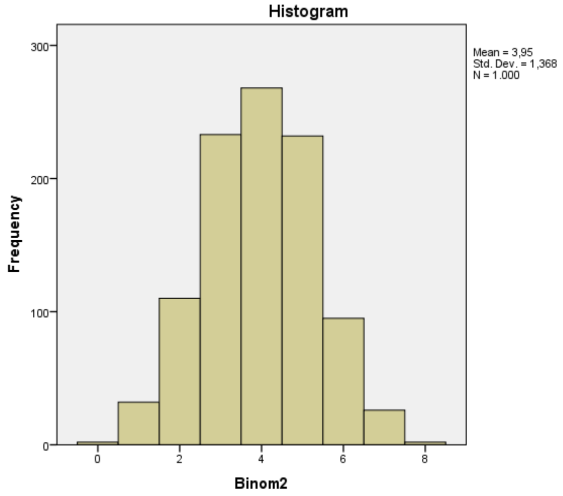


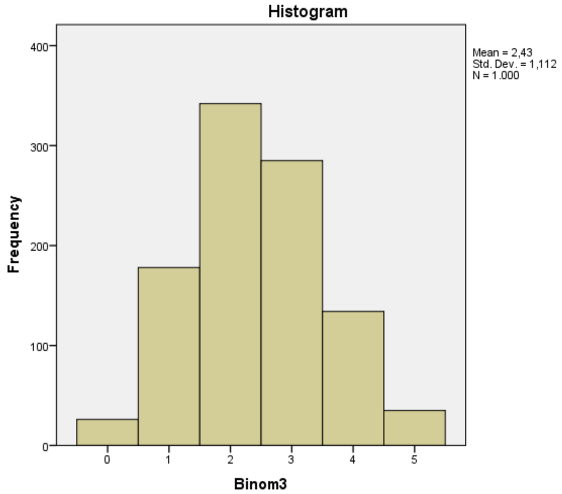


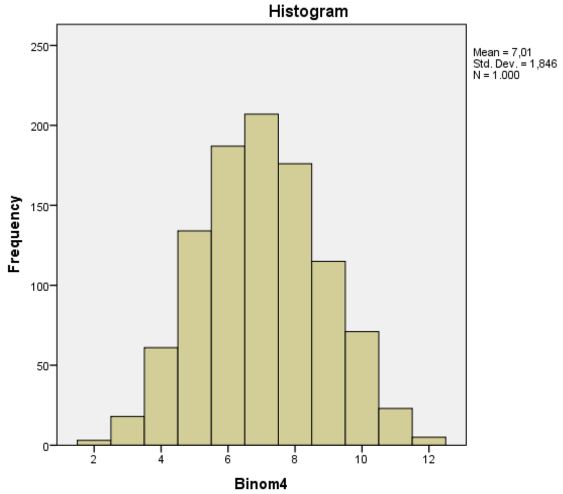


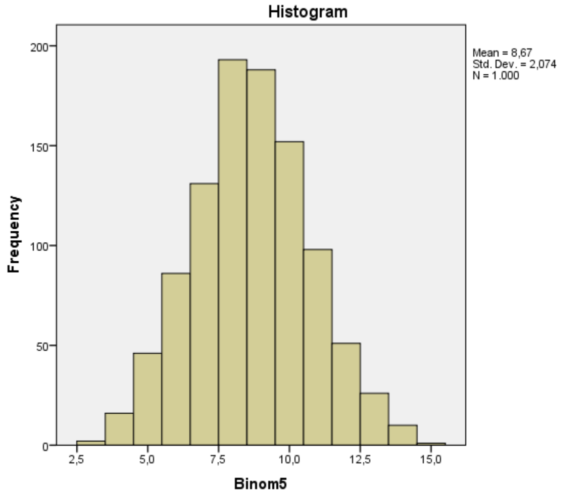
A-2.4 Binom Dağılıma Ait Histogram Grafikleri

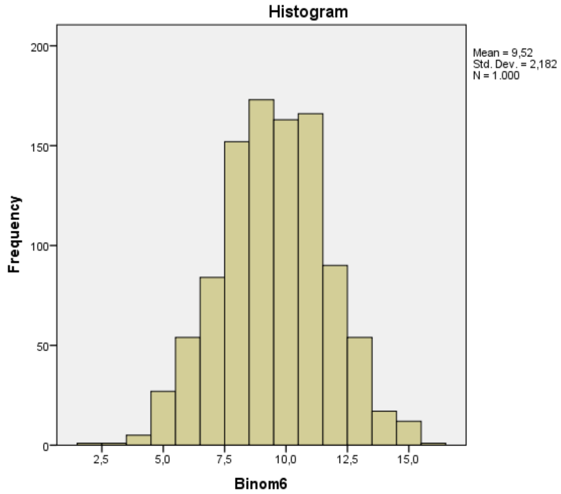




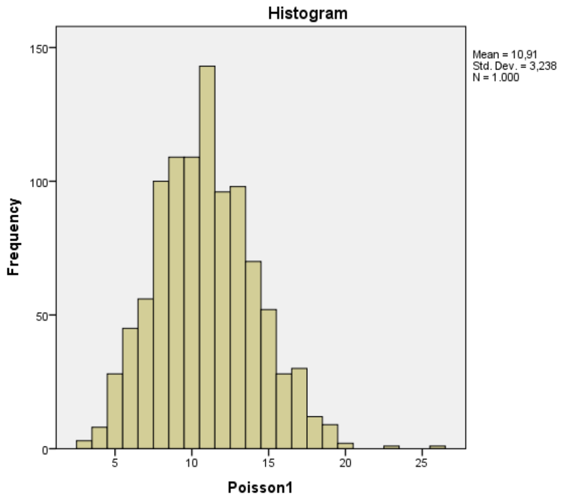


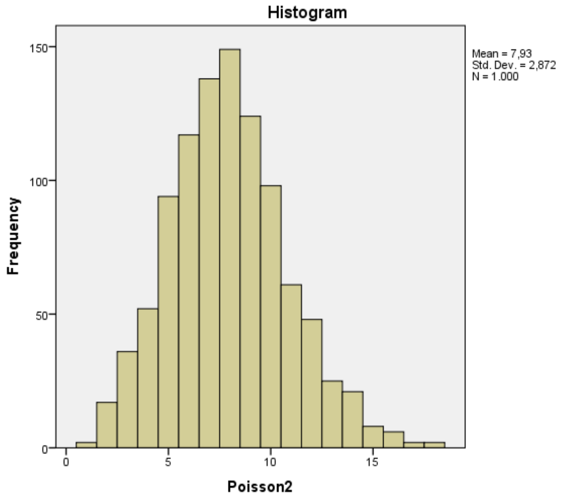


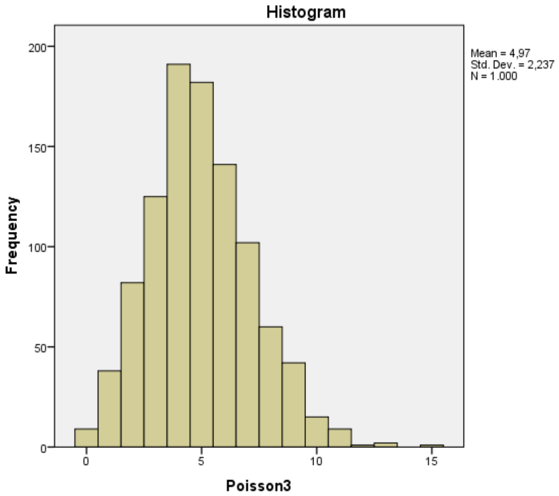


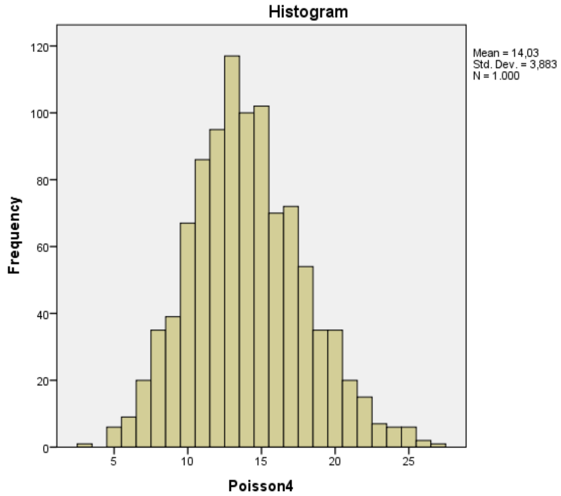


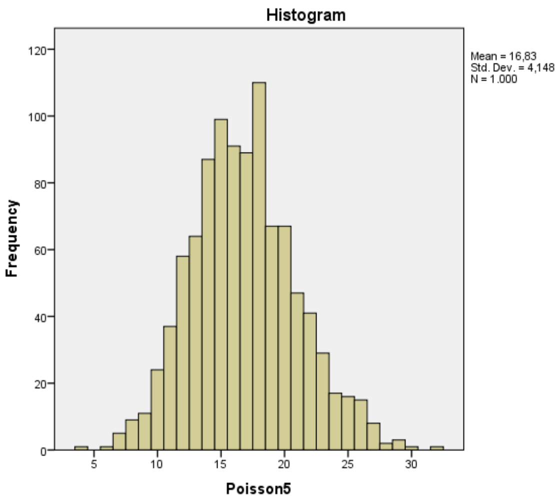
A-2.5 Poisson Dağılıma Ait Histogram Grafikleri

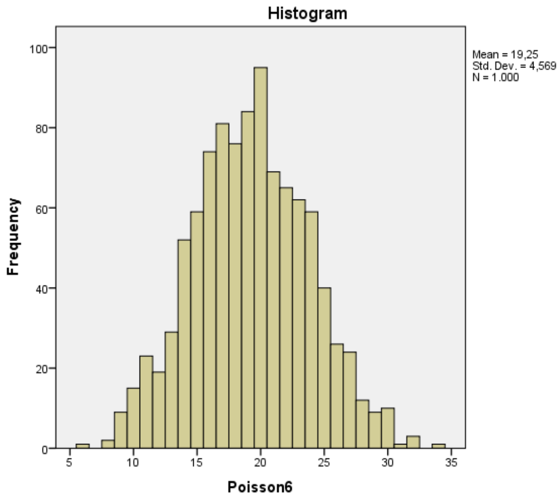












A-3 Simülasyonda Kullanılan Makro

```
' MonteCarlito - www.montecarlito.com - Martin Auer, 2005

Sub simulate()
    Dim sel As Range
    Set sel = Application.Selection
    Dim sel_tmp As Range
    Dim number_of_formulas As Long
    Dim number_of_trials As Long
    Dim number_of_outputrows As Long
    Dim runs() As Variant
    Dim i As Long
    Dim j As Long
    Dim tmp() As Variant
    Dim high_speed As Boolean
    high_speed = False

    number_of_formulas = sel.Cells.Columns.Count - 1
    number_of_trials = sel.Cells(1, 1)
    number_of_outputrows = sel.Cells.Rows.Count – 1

    Dim mean_values() As Variant
    ReDim mean_values(number_of_formulas)

    If number_of_trials < 0 Then
        number_of_trials = Math.Abs(number_of_trials)
        high_speed = True
    End If

    ReDim runs(number_of_formulas, number_of_trials)
    ReDim tmp(number_of_trials)

    ' Run simulation
    If high_speed = True Then Application.Visible = False
    For i = 1 To number_of_trials
        Application.Calculate
        For j = 1 To number_of_formulas
            runs(j, i) = sel.Cells(1, 1 + j)
        Next j
        If high_speed = False And (i Mod 10 = 0 Or i = number_of_trials) Then
            sel.Cells(1, 1) = i
        End If
    Next i
    If high_speed = True Then Application.Visible = True

    ' Calculate statistics
    For i = 1 To number_of_formulas
        Call arrcpy(runs, tmp, i, number_of_trials)
        mean_values(i) = mean(tmp)
```

```
    Next i
    ' Output
    For i = 1 To number_of_outputrows
        If i = 1 Then
            sel.Cells(1 + i, 1) = "Mean"
            Call out(1 + i, 2, mean_values(), sel)
        End If
    Next i
End Sub

Sub arrcpy(ByRef a() As Variant, ByRef b() As Variant, i As Long, uj As Long)
    Dim j As Long
    For j = 1 To uj
        b(j) = a(i, j)
    Next j
End Sub

Function mean(a() As Variant) As Variant
    Dim i As Long
    mean = 0
    For i = 1 To UBound(a)
        mean = mean + a(i)
    Next i
    mean = mean / UBound(a)
End Function

Sub out(x As Long, y As Long, a() As Variant, s As Range)
    Dim i As Long
    For i = 1 To UBound(a)
        s.Cells(x, y + i - 1) = a(i)
    Next i
End Sub
```

ÖZGEÇMİŞ

KİŞİSEL BİLGİLER

Adı Soyadı	:Mehmet Akif MİNİÇ
Doğum Tarihi ve Yeri	:19.06.1988 / Beykoz
Yabancı Dili	:İngilizce
E-posta	:akifminic@gmail.com

ÖĞRENİM DURUMU

Derece	**Alan**	**Okul/Üniversite**	**Mezuniyet Yılı**
Y. Lisans	İstatistik	Yıldız Teknik Üniversitesi	2015
Lisans	İstatistik	Yıldız Teknik Üniversitesi	2012
Lise	Sayısal	Fevzi Çakmak Lisesi (YDA)	2006