



**KARMA TASARIMLARDA SIRALI ALTERNATİFLER İÇİN ÖNERİLEN
PARAMETRİK OLMAYAN TEST İSTATİSTİKLERİ**

Mehmet KÖROĞLU

**YÜKSEK LİSANS
İSTATİSTİK ANA BİLİM DALI**

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

OCAK 2020

Mehmet KÖROĞLU tarafından hazırlanan “KARMA TASARIMLARDA SIRALI ALTERNATİFLER İÇİN ÖNERİLEN PARAMETRİK OLMAYAN TEST İSTATİSTİKLERİ” adlı tez çalışması aşağıdaki jüri tarafından OY BİRLİĞİ ile Gazi Üniversitesi İstatistik Ana Bilim Dalında YÜKSEK LİSANS TEZİ olarak kabul edilmiştir.

Danışman: Prof. Dr. Hülya BAYRAK

İstatistik Ana Bilim Dalı, Gazi Üniversitesi

Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Yüksek Lisans Tezi olduğunu onaylıyorum.

.....

Başkan: Prof. Dr. Serpil AKTAŞ ALTUNAY

İstatistik Ana Bilim Dalı, Hacettepe Üniversitesi

Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Yüksek Lisans Tezi olduğunu onaylıyorum.

.....

Üye: Prof. Dr. Meral EBEGİL

İstatistik Ana Bilim Dalı, Gazi Üniversitesi

Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Yüksek Lisans Tezi olduğunu onaylıyorum.

.....

Tez Savunma Tarihi: 07/01/2020

Jüri tarafından kabul edilen bu tezin Yüksek Lisans Tezi olması için gerekli şartları yerine getirdiğini onaylıyorum.

.....

Prof. Dr. Sena YAŞYERLİ

Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürü

ETİK BEYAN

Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Tez Yazım Kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmada;

- Tez içinde sunduğum verileri, bilgileri ve dokümanları akademik ve etik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi,
- Tüm bilgi, belge, değerlendirme ve sonuçları bilimsel etik ve ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu,
- Tez çalışmada yararlandığım eserlerin tümüne uygun atıfta bulunarak kaynak gösterdiğimi,
- Kullanılan verilerde herhangi bir değişiklik yapmadığımı,
- Bu tezde sunduğum çalışmanın özgün olduğunu,

bildirir, aksi bir durumda aleyhime doğabilecek tüm hak kayıplarını kabullendiğimi beyan ederim.

Mehmet KÖROĞLU

07/01/2020

KARMA TASARIMLARDA SIRALI ALTERNATİFLER İÇİN ÖNERİLEN PARAMETRİK OLMAYAN TEST İSTATİSTİKLERİ

(Yüksek Lisans Tezi)

Mehmet KÖROĞLU

GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

Ocak 2020

ÖZET

İstatistiksel analizlerde, her işlemin her bloğa uygulandığı durumda tamamlanmış rastgele blok tasarımı kullanılır. Tamamlanmış rastgele blok tasarımında, her blok içindeki deney birimlerinin sayısı yeterli olmalıdır. Bu sebeple her işlem blok içindeki deney birimlerine rastgele uygulanmalıdır. Bir blok içinde bir veya birden fazla kayıp gözlem meydana gelebilir. Bazı durumlarda, araştırmacı işlemler hakkında ilave bilgiler toplamak isteyebilir. Bu amaçla, tamamen rastgele tasarım kullanılabilir. Bu durumda, işlemler deney birimlerine rastgele atanır. Araştırmacılar, genellikle çalışmalarına tek tip tasarım yapısıyla başlarlar. Fakat süreç içerisinde maddi yetersizlik, zaman sıkıntısı gibi sebeplerden ötürü analize aynı tasarımla devam etmek mümkün olmaz. Bu durumda araştırmacı tasarım yapısını değiştirmek zorunda kalabilir. Bu gibi durumlarda karma tasarımları tercih etmek uygun olur. Bu tez çalışmasında, tamamlanmış rastgele blok tasarımı, tamamen rastgele tasarım ve karma tasarımların özellikleri verilmiştir. Bu tasarımlarda, sıralı alternatifler için kullanılan testlerden Page testi, Jonckheere-Terpstra testi ve Uyarlanmış Jonckheere-Terpstra testleri, önerilen Z_1 ve Z_2 testleri incelenmiş ve bu yöntemlerin kullanılmasına ilişkin örnekler verilmiştir. Genel alternatifler için kullanılan testler arasında Doksum testi ve Kruskal-Wallis testi, önerilen genel alternatif testi için T testi incelenmiştir. İncelenen bu test istatistikleri bir Monte-Carlo simülasyon çalışması kullanılarak birinci tip hata ve testin gücü bakımından karşılaştırılmıştır.

Bilim Kodu : 20507

Anahtar Kelimeler : Deney tasarımı, Tamamlanmış rastgele blok tasarımı, Karma tasarım, Sıralı alternatifler, Genel alternatifler

Sayfa Adedi : 81

Danışman : Prof. Dr. Hülya BAYRAK

PROPOSED NONPARAMETRIC TEST STATISTICS FOR ORDERED
ALTERNATIVES IN MIXED DESIGNS

(M. Sc. Thesis)

Mehmet KÖROĞLU

GAZİ UNIVERSITY

GRADUATE SCHOOL OF NATURAL AND APPLIED SCIENCES

January 2020

ABSTRACT

In statistical analyses, the randomized complete block design is used when each treatment is applied to each block. In the randomized complete block design, the number of experimental units within each block must be sufficient. For this reason, each treatment must be applied randomly to the experimental units within the block. One or more missing observations may occur within a block. In some cases, the researcher may want to collect additional information about the treatment. For this purpose, a completely randomized design can be used. In this case, the treatments are randomly assigned to the experimental units. Researchers often begin their work with a uniform design structure. However, due to financial difficulties and time constraints, it is not possible to continue the analysis with the same design. In this case, the researcher may have to change the design structure. In such case it is appropriate to choose mixed designs. In this thesis, the characteristics of randomized complete block design, completely randomized design and mixed designs are given. In these designs, Page test, Jonckheere-Tepstra test and Modified Jonckheere-Terpstra test, which are used for ordered alternatives, and proposed Z_1 and Z_2 tests were examined and examples of using these methods were given. The tests used for general alternatives included the Doksum test and Kruskal-Wallis test, and the T test for the proposed general alternative test were examined. These examined test statistics are compared by using a Monte-Carlo simulation study according to type I errors and powers.

Science Code : 20507

Key Words : Experimental design, Randomized complete block design, Mixed design, Ordered alternatives, General alternatives

Page Number : 81

Supervisor : Prof. Dr. Hülya BAYRAK

TEŞEKKÜR

Yoğun çalışma temposuna rağmen benden yardımlarını, sabrını ve bilgisini esirgemeyen çok değerli hocam Prof. Dr. Hülya BAYRAK'a yine bilgisini esirgemeyen değerli hocam Arş. Gör. Hasan Hüseyin GÜL'e her zaman yanımda olup destekleri ile beni cesaretlendiren canım ailem sevgili babam Hüseyin KÖROĞLU, biricik annem Ayşegül KÖROĞLU, ablam Semra ERDEM, eniştem Şenol ERDEM ve neşe kaynağımız biricik yeğenim Mehmet ERDEM'e sonsuz teşekkür ederim.

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
ÖZET	iv
ABSTRACT.....	v
TEŞEKKÜR.....	vi
İÇİNDEKİLER	vii
ÇİZELGELERİN LİSTESİ.....	ix
SİMGELER VE KISALTMALAR.....	xii
1. GİRİŞ.....	1
2. TASARIMLAR	7
2.1. Tamamlanmış Rastgele Blok Tasarımı	7
2.2. Tamamen Rastgele Tasarım	11
2.3. Karma Tasarım	14
3. SIRALI ALTERNATİFLER İÇİN KULLANILAN VE ÖNERİLEN TEST İSTATİSTİKLERİ	17
3.1. Page Testi	17
3.2. Jonckheere-Terpstra Testi.....	18
3.3. Uyarlanmış Jonckheere-Terpstra Testi	18
3.4. Önerilen Test İstatistikleri	20
3.5. Örnek	22
4. GENEL ALTERNATİFLER İÇİN KULLANILAN VE ÖNERİLEN TEST İSTATİSTİKLERİ	31
4.1. Doksum Testi	31
4.2. Kruskal-Wallis Testi	33
4.3. Önerilen Genel Alternatif Testi	33

	Sayfa
4.4. Örnek	34
4.5. Örnek: Mukosiliyer Klerens'in Yarı Ömrü	40
4.6. Örnek	42
5. SİMÜLASYON ÇALIŞMASI	53
5.1. Sıralı Alternatifler İçin Simülasyon Çalışması	53
5.2. Genel Alternatifler İçin Simülasyon Çalışması	63
6. SONUÇ VE ÖNERİLER	77
KAYNAKLAR	79
ÖZGEÇMİŞ	81

ÇİZELGELERİN LİSTESİ

Çizelge	Sayfa
Çizelge 2.1. Tamamlanmış rastgele blok tasarımı için veri yapısı	10
Çizelge 2.2. Tamamen rastgele tasarım için veri yapısı.....	13
Çizelge 3.1. 35 öğrencinin 4 sınavdan aldığı notlar	23
Çizelge 3.2. Tamamlanmış rastgele blok tasarımı için sıra değerleri	24
Çizelge 3.3. Tamamen rastgele tasarımı için sıra değerleri	25
Çizelge 3.4. Tamamen rastgele tasarımı için işlem değerlerinin sıralanmış hali	25
Çizelge 4.1. Birinci başlangıç noktasını turlama süreleri	34
Çizelge 4.2. Çizelge 4.1'deki veriler için T_{12} ve B_{12} 'nin elde edilmesi	35
Çizelge 4.3. Çizelge 4.1'deki veriler için T_{13} ve B_{13} 'ün elde edilmesi	37
Çizelge 4.4. Çizelge 4.1'deki veriler için T_{23} ve B_{23} 'ün elde edilmesi	38
Çizelge 4.5. Mukosiliyer Klerens (h)'ın yarı ömrü	41
Çizelge 4.6. 35 öğrencinin 4 sınavdan aldığı notlar.....	43
Çizelge 4.7. Tamamlanmış rastgele blok tasarımı için sıra değerleri	44
Çizelge 4.8. Çizelge 4.6'daki veriler için T_{12} ve B_{12} 'nin elde edilmesi	44
Çizelge 4.9. Çizelge 4.6'daki veriler için T_{13} ve B_{13} 'ün elde edilmesi	45
Çizelge 4.10. Çizelge 4.6'daki veriler için T_{14} ve B_{14} 'ün elde edilmesi	46
Çizelge 4.11. Çizelge 4.6'daki veriler için T_{23} ve B_{23} 'ün elde edilmesi	47
Çizelge 4.12. Çizelge 4.6'daki veriler için T_{24} ve B_{24} 'ün elde edilmesi	48
Çizelge 4.13. Çizelge 4.6'daki veriler için T_{34} ve B_{34} 'ün elde edilmesi	49
Çizelge 4.14. Tamamen rastgele tasarımın sıra değerleri	51
Çizelge 5.1. $k = 3$, blok = 40 ve $n = 10$	53

Çizelge	Sayfa
Çizelge 5.2. $k = 3$, blok = 40 ve $n = 20$	54
Çizelge 5.3. $k = 3$, blok = 16, $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = 4$	54
Çizelge 5.4. $k = 3$, blok = 32, $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = 4$	55
Çizelge 5.5. $k = 3$, blok = 40, $n_1 = 10$ ve $n_2 = n_3 = 5$	56
Çizelge 5.6. $k = 4$, blok = 40 ve $n = 10$	56
Çizelge 5.7. $k = 4$, blok = 40 ve $n = 20$	58
Çizelge 5.8. $k = 4$, blok = 16, $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = n_4 = 4$	58
Çizelge 5.9. $k = 4$, blok = 32, $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = n_4 = 4$	59
Çizelge 5.10. $k = 4$, blok = 40, $n_1 = 10$ ve $n_2 = n_3 = n_4 = 5$	60
Çizelge 5.11. $k = 5$, blok = 40 ve $n = 10$	60
Çizelge 5.12. $k = 5$, blok = 40 ve $n = 20$	61
Çizelge 5.13. $k = 5$, blok = 16, $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = n_4 = n_5 = 4$	62
Çizelge 5.14. $k = 3$, blok = 20 ve $n = 10$	63
Çizelge 5.15. $k = 3$, blok = 40 ve $n = 10$	63
Çizelge 5.16. $k = 3$, blok = 60 ve $n = 10$	64
Çizelge 5.17. $k = 3$, blok = 20 ve $n = 15$	64
Çizelge 5.18. $k = 3$, blok = 40 ve $n = 15$	64
Çizelge 5.19. $k = 3$, blok = 60 ve $n = 15$	65
Çizelge 5.20. $k = 3$, blok = 20 ve $n = 20$	65
Çizelge 5.21. $k = 3$, blok = 40 ve $n = 20$	65
Çizelge 5.22. $k = 3$, blok = 60 ve $n = 20$	66
Çizelge 5.23. $k = 4$, blok = 20 ve $n = 10$	66
Çizelge 5.24. $k = 4$, blok = 40 ve $n = 10$	66

Çizelge	Sayfa
Çizelge 5.25. $k = 4$, blok = 60 ve $n = 10$	67
Çizelge 5.26. $k = 4$, blok = 20 ve $n = 15$	67
Çizelge 5.27. $k = 4$, blok = 40 ve $n = 15$	68
Çizelge 5.28. $k = 4$, blok = 60 ve $n = 15$	68
Çizelge 5.29. $k = 4$, blok = 20 ve $n = 20$	69
Çizelge 5.30. $k = 4$, blok = 40 ve $n = 20$	69
Çizelge 5.31. $k = 4$, blok = 60 ve $n = 20$	69
Çizelge 5.32. $k = 5$, blok = 20 ve $n = 10$	70
Çizelge 5.33. $k = 5$, blok = 40 ve $n = 10$	71
Çizelge 5.34. $k = 5$, blok = 60 ve $n = 10$	71
Çizelge 5.35. $k = 5$, blok = 20 ve $n = 15$	72
Çizelge 5.36. $k = 5$, blok = 40 ve $n = 15$	72
Çizelge 5.37. $k = 5$, blok = 60 ve $n = 15$	73
Çizelge 5.38. $k = 5$, blok = 20 ve $n = 20$	74
Çizelge 5.39. $k = 5$, blok = 40 ve $n = 20$	74
Çizelge 5.40. $k = 3$, blok = 60 ve $n = 20$	75

SİMGELER VE KISALTMALAR

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

Simgeler

Açıklamalar

D

Doksum Testi

JT

Jonckheere-Terpstra Testi

KW

Kruskal-Wallis Testi

L

Page Testi

UJT

Uyarlanmış Jonckheere-Terpstra Testi

Kısaltmalar

Açıklamalar

TRBT

Tamamlanmış rastgele blok tasarımı

TRT

Tamamen rastgele tasarım

1. GİRİŞ

İstatistiksel anlamda deney tasarımı bir sürecin verimini arttırmak amacıyla süreci etkileyen faktörler üzerinde değişiklikler yaparak, süreçte gözlemlenen farklılıkların yorumlanmasıdır. Deneyi yapan araştırmacı, sistematik bir şekilde sürece etki eden faktörleri değiştirerek, sürecinde sonunda gözlemlenen çıktılardaki farklılığı değerlendirmeye çalışmaktadır. Deney tasarımı yöntemi ilk kez 1920’lerde İstatistikçi Sir Ronald A. Fisher tarafından tarım alanında araştırmalar yaparken keşfedilmiş ve geliştirilmiştir.

İstatistiksel deney tasarımında tekrarlar, rassallık ve bloklama olmak üzere üç temel yöntem vardır. Bunlardan ilki olan tekrarlar, bir işlem için birden fazla sayıda deney yapılması anlamındadır. Tekrarlamanın iki önemli özelliği vardır. İlk özelliği araştırmacıya deney hatasının bir tahminini elde etmesine olanak sağlamasıdır. İkinci özelliği ise, örnek ortalaması bir faktörün etkisini tahmin etmede kullanıldığı durumda, tekrarlar araştırmacıya bu etkiyi tam ve doğru bir biçimde elde etmesini sağlar. İlave olarak tekrar sayısı arttıkça deney tasarımı ile elde edilen sonuçların doğruluğu artış eğilimi göstermektedir.

İkinci yöntem olan rassallık deney tasarımında kullanılan istatistiksel yöntemlerin temelini oluşturmaktadır. Deneyde kullanılan işlemlerin sıralarının rastgele belirlenmesi rassallık olarak nitelendirilmektedir. Burada amaç, ilgilenilen faktörler dışında sürece etki eden diğer faktörler varsa bu faktörlerin etkisini olabildiğince azaltmaya çalışmaktır.

Üçüncü yöntem bloklama ise, bir deneyin doğruluğunu ve hassasiyetini arttırmak amacıyla kullanılmaktadır. Bir deneyde toplanan verilerin homojen olarak sınıflandırıldığı her bir kısma blok adı verilir. Bloklamada her bir blok içinde gerçekleşen işlemler kendi arasında değerlendirilecektir. Bu sebeple ilgilenilen faktörler dışında sürece etki edecek diğer faktörlerin etkisi göz ardı edilir.

Her işlemin her bloğa uygulandığı deney tasarımı tamamlanmış rastgele blok tasarımı olarak adlandırılır. Tamamlanmış rastgele blok tasarımı (TRBT), hata varyansını azaltarak bir deneyin gücünü ve hassasiyetini arttırmak için kullanılır. TRBT, blok içindeki deney

birimlerini kullanılan yanıt değişkenindeki farklılığın bir kaynağı olduğu zaman etkili bir tasarımıdır.

Tamamen rastgele tasarım etkisi incelenmek istenen yalnızca bir tane faktör (bağımsız değişken) olduğunda kullanıldığından tek faktörlü ANOVA olarak da adlandırılır. Bu tasarımın deney birimlerinin homojen olduğu durumda kullanılması tavsiye edilmektedir. Deney birimleri homojen olarak kabul edildiği için rastgeleleştirme üzerinde hiçbir kısıt bulunmamaktadır. Bu sebeple birçok kaynakta bu deney tasarımına tamamen rastgele tasarım adı verilmektedir.

Deney tasarımında, parametrik ve parametrik olmayan testler hipotezi test etmede çok önemlidir. Bu testlerden, parametrik testlerin kullanılmadan önce sağlaması gerektirdiği birçok varsayım vardır. En yaygın varsayımı ise önce yığının dağılımının normal dağılımdan gelip gelmediğinin bilinmesi gerektiğidir. Araştırmacı için bunun gibi kanıtlanması zor olan birçok durum vardır. Şayet bu varsayım sağlanmaz ise ulaşılan sonuçlar geçersiz durumdadır. Yığın üzerinde bir varsayım sağlanmadığı durumda, parametrik olmayan testler hipotezi test etmek için bir çözüm sunar (Hemer, 2012).

Parametrik olmayan testleri kullanmanın kayda değer birçok avantajı vardır. Parametrik testlerin sağlaması gerektirdiği varsayımların katı ve detaylı olmasına karşın, parametrik olmayan testlerin gerektirdiği varsayımlar parametrik testlere göre daha geniştir. Bu sebeple araştırmacılar tarafından parametrik olmayan testler daha fazla kullanılır (Daniel, 1990).

İstatiksel bir yöntemin uygulanırken kullanılabilecek birçok farklı hipotez türü vardır. İşlem sayısının fazla olduğunda, en temel durum en az iki işlem arasındaki farklılık olan alternatif hipotezine karşı farklı işlem etkilerinin hepsinin eşit olduğu yokluk hipotezini test etmektir. Araştırmacıların kullanabileceği diğer bir hipotez seti sıralı alternatiflerdir. Alternatif hipotezde en az bir işlemin diğerlerinden farklı olduğu varsayılmaktadır. Ancak bazı durumlarda işlemlerin sıralı artabileceği veya azalabileceği bilgisi mevcuttur. Örnek olarak ekilen tohum miktarı arttıkça hasat sonunda alınacak ürün miktarının artması verilebilir (Duran, 1995).

Araştırmacı genellikle bir araştırmaya başlarken tek tip tasarımla başlar. Fakat bazen, bu süreç içerisinde yapılan çalışmaya aynı tasarımla devam etmek mümkün olmaz. Bu maddi yetersizlik, zaman vb. değişkenlerden kaynaklanabilir. Böyle bir durumda karma tasarımları tercih etmek bir çözüm sunar.

Dubnicka, Blair ve Hettmansperger (2002), iki işlem etkisinin farklılıklarını test etmek amacıyla, eşleştirilmiş tasarım ve tamamen rastgele tasarımdan oluşan karma tasarım için bir test istatistiği geliştirmişlerdir. Geliştirdikleri test istatistikleri Mann-Whitney (1947) ve Wilcoxon (1945) eşleştirilmiş örnek testlerinin standartlaştırılmamış biçimleri eklenerek elde edilmiştir.

Magel, Terpstra, Carnizado ve Park (2010), genel alternatifler ve şemsiye biçimli alternatifler için TRBT ve TRT'den oluşan karma tasarım için parametrik olmayan test kombinasyonları geliştirmişlerdir. Magel ve diğerleri (2010) gerçekleştirdikleri simülasyon çalışmasında, genel alternatifler için Friedman (1940) testi ile önerdikleri testlerin güçlerini karşılaştırmışlardır. İşlem sayısı 4 ve blok sayısı 24 iken Friedman testi ile T_1 testinin güçleri yaklaşık olarak aynı çıkmışken T_3 testi hem T_1 hem de Friedman testinden daha iyi güç değerlerine sahiptir. İşlem sayısı ve blok sayısı aynı iken fakat Friedman testinin blok sayısı azaltıldığında, hem T_1 hem de T_3 testlerinin Friedman testinden daha yüksek güç değerlerine sahip olduğu görülmüştür. T_3 testi ise her iki testten de daha iyi güç değerlerine sahiptir.

Magel, Terpstra ve Wen (2013), tamamlanmış rastgele blok tasarımı ve tamamen rastgele tasarımdan oluşan karma tasarım için parametrik olmayan test kombinasyonları önermiştir. Önerilen versiyonlar sıralı işlem etkilerini test etmek için tasarlanmıştır. Her iki versiyon da Page testi ile Jonckheere-Terpstra testinin bir kombinasyonudur. Uyguladıkları simülasyon çalışmasında küçük örnek çaplarını tercih ettiklerinde Z_{combII} değeri daha yüksek güçler vermiştir. Örnek çapı arttığında ise Z_{comb} değerinin daha yüksek güç değerleri elde ettiği görülmüştür.

Magel, Ndungu (2013), tamamen rastgele tasarım ve tamamlanmış rastgele blok tasarımından oluşan karma tasarım altında k azalmayan işlem etkilerinin test edilmesinde

Jonckheere-Terpstra (Jonckheere 1954; Terpstra, 1952) ve Alvo ve Cabilio (1995) test istatistiklerinin lineer kombinasyonlarından oluşan iki test istatistiği önermişlerdir.

Benzer bir tasarım için, Magel, Terpstra ve Wen (2013), tamamlanmış rastgele blok tasarımı ve tamamen rastgele tasarımın bir kombinasyonundan oluşan karma tasarımında sıralı alternatifleri test etmek için test istatistikleri önermişlerdir. Bu testler, Page testi istatistiğinin (1963) ve Jonckheere-Terpstra test istatistiğinin (Jonckheere 1954; Terpstra, 1952) lineer kombinasyonlarıdır.

Gökpınar, E., Gül, HH., Gökpınar, F., Bayrak, H., Özönur, D., (2014), tamamlanmış rastgele blok tasarımlarında, sıralı alternatifler için kullanılan parametrik olmayan test istatistikleri incelenmiştir. Page, Uyarlanmış Page, Page testinin permütasyon versiyonu ve Hollander testleri birinci tip hata oranı ve testin gücü bakımından karşılaştırılmıştır. Uyguladıkları simülasyon çalışmasında, Page testinin permütasyon versiyonunun diğer testlerden, özellikle işlem ve blok sayılarının küçük olduğu durumda daha güçlü olduğu söylenebilir. İşlem ve blok sayıları arttıkça, Page testinin permütasyon versiyonu ve Hollander testleri neredeyse aynı güç değerlerine sahiptir.

Magel ve Fu (2014) karma tasarımlarda Mann-Whitney ve Wilcoxon eşleştirilmiş örnek testlerinin standartlaştırılmış versiyonlarını önermişlerdir. Yaptıkları simülasyon çalışmasında; normal dağılım, üstel dağılım ve t dağılımı altında ve farklı örnek çaplarında, tamamen rastgele tasarım kısmının varyansının eşleştirilmiş tasarım kısmının varyansına eşit olması halinde, önerilen test ile Dubnicka testinin güçleri yaklaşık olarak aynı çıkmıştır.

Olet ve Magel (2017), tamamen rastgele tasarım ve tamamlanmış rastgele blok tasarımından oluşan karma tasarımda kontrol ile herhangi bir $k-1$ işlem arasındaki farkı test etmek için parametrik olmayan testler geliştirmişlerdir. Önerdikleri testler, Uyarlanmış Page ve Uyarlanmış Fligner-Wolfe test istatistiklerinin çeşitli kombinasyonlarıdır.

Köroğlu, M., Gül, HH., ve Bayrak, H., (27-29 Nisan, 2019) TRBT ve TRT'nin bir kombinasyonundan oluşan karma tasarımda sıralı alternatifleri test etmek için test istatistikleri önermişlerdir. Önermiş oldukları testlerden Z_1 testi Magel ve diğerleri (2013)

tarafından önerilen test istatistiklerinden birinci tip hata ve testin gücü bakımından daha yüksek güç değerlerine sahip olduğu görülmüştür.

Tezin ikinci bölümünde, tamamlanmış rastgele blok tasarımı, tamamen rastgele tasarım ve karma tasarımlar incelenmiştir.

Üçüncü bölümde, sıralı alternatifler için kullanılan testlerden Page testi, Jonckheere-Terpstra testi ve Uyarlanmış Jonckheere-Terpstra testleri, önerilen testlerden Z_1 ve Z_2 testleri incelenmiş ve bu yöntemlerin kullanılmasına ilişkin örneklerle verilmiştir.

Dördüncü bölümde genel alternatifler için kullanılan testlerden Doksum testi, Kruskal-Wallis testleri, önerilen testlerden T testi incelenmiş ve bu yöntemlerin kullanılmasına ilişkin örnekler verilmiştir.

Beşinci bölümde sıralı ve genel alternatifler için incelenen test istatistiklerinin simülasyon yoluyla birinci tip hata ve testin gücü bakımından karşılaştırmaları yapıldıktan sonra bu test istatistiklerinin hangi durumlarda birbirlerine göre daha üstün oldukları tespit edilmiştir.

Altıncı bölümde, sonuç ve önerilere yer verilmiştir.

2. TASARIMLAR

2.1 Tamamlanmış Rastgele Blok Tasarımı

İstatistiksel analizlerde yaygın olarak kullanılan tamamlanmış rastgele blok tasarımı (TRBT) bloklar arasındaki değişimi azaltarak kıyaslanan işlemler arasındaki doğruluğu arttırır. Bu tasarımda her işlem her blok içindeki deney birimlerine rastgele atanır. Tamamlanmış rastgele blok tasarımı bloklar içindeki deney birimleri benzer olduğu durumda diğer tasarımlara göre işlem ortalamaları arasındaki farklılıkları daha hassas belirler.

Herhangi bir deneyde, bir gürültü faktöründen kaynaklanan değişkenlik sonuçları etkileyebilir. Genel olarak, gürültü faktörünü olası yanıt değişkeni üzerinde etkisi olan bir tasarım faktörü olarak tanımlanır, ancak bu etkiyle ilgilenilmez. Bazen bu gürültü faktörünün bilinmez veya kontrol edilemez olduğu durumlara rastlanılır. Rastgeleleştirme, bu tür gizlenmiş gürültü faktörüne karşı korunmak için kullanılan bir tasarım tekniğidir. Diğer durumlarda gürültü faktörü bilinir ancak kontrol edilemez. Eğer denemenin her aşamasında gürültü faktörünün aldığı değer gözlemlenebilirse, kovaryans analizi kullanılarak bu etki giderilebilir. Değişkenliğin gürültü kaynağı bilindiğinde ve kontrol edildiğinde istatistiksel bir tasarım tekniği olan bloklama sistematik bir şekilde gürültü değişkeninin işlemler arasındaki etkisini ortadan kaldırmak için kullanılabilir. Bloklama tekniği, endüstriyel deneylerde yaygın olarak kullanılan son derece önemli bir tasarım tekniğidir (Montgomery, 1997).

Tamamlanmış rastgele blok tasarımı, faktör sayısı bir olduğu durumda tek yönlü ANOVA' ya benzer şekilde kullanılır. Ayrıca, tek yönlü ANOVA' nın aksine, deney birimleri arasında bazı sistematik farklılıklar vardır. Bu sistematik farklılıkların etkisi, kendi içinde homojen ve kendi aralarında heterojen olan bloklar kullanılarak çözülebilir. Bloklama deneysel hatayı azaltır ve deneyin hassasiyetini arttırmayı sağlar. Tasarımın 'Tamamlanmış' olarak adlandırılması bloklardaki deney birim sayısının işlem sayısına eşit olduğunu belirtir. Blok tasarımları içerisinde tamamlanmış rastgele blok tasarımı diğer tasarımlara göre en kolay olanı ve en yaygın olarak kullanılanıdır. Açıklayıcı olması bakımından aşağıdaki örnek verilebilir.

Örnek 2.1 Gelişmekte olan farelerde protein / amino asit etkileri

Erkek albino laboratuvar fareleri (Sprague-Dawley cinsi) birçok deneyde rutin olarak kullanılır. Fareler için uygun beslenme önemlidir. Gerçekleştirilen bu deney, protein ve amino asit treonin gereksinimlerini belirlemek için yapılmıştır. Özellikle, bu deneyde diyetteki protein ve treonin miktarının faktöriyel kombinasyonları incelenmektedir. Gerçekleştirilen diyetteki genel protein treonin yetersizdir. Toplam 40 işlem için farelere 8 seviye treonin (%2, %3, %4, %5, %6, %7, %8, %9) ve 5 seviye protein (%8.68, %12, %15, %18 ve %21) seçilmiştir.

Burada farelerin vücut ağırlıkları blok olarak alınmıştır. 200 süttten kesilmiş fare kafese alıştırılmıştır. İkinci günün sonunda, farelerin hepsinin ağırlıkları ölçülmüş ve ağırlıkları düzgün bir şekilde sınıflayabilmek amacıyla fareler 5 gruba ayrılmıştır. Her bir gruptaki 40 fare 40 işleme rastgele olarak atanmıştır. Vücut ağırlıkları ve gıda tüketimleri haftada 2 kez ölçülmüştür. 21 gün boyunca günlük ortalama ağırlıkları kaydedilmiştir.

İlk baştaki vücut ağırlıkları 3 haftadaki vücut ağırlıklarının iyi bir belirleyicisidir. Bu nedenle fareler birimlerin homojen gruplarını bulmak için ilk baştaki ağırlıkları yoluyla bloklanmıştır. Gerçekleştirilen bu deney tamamlanmış rastgele blok tasarımıdır (Oehlert, 2010).

Tamamlanmış rastgele blok tasarımı hata varyansını azaltarak bir deneyin gücünü ve hassasiyetini arttırmak için kullanılır. Hata varyansındaki bu azalma, farklı bloklarda deney bağımsız olarak tekrarlandığında homojen (bloklar) olan birim grupları bulunarak sağlanabilir. Tamamlanmış rastgele blok tasarımı, blok içindeki deney birimleri kullanılan yanıt değişkenindeki farklılığın bir kaynağı olduğu zaman etkili bir tasarımıdır. Eğer rastgeleleştirme sırasında bloklama yapılırsa, deney uygulanmaya başladıktan sonra bloklar oluşturulamaz.

Tamamlanmış rastgele blok tasarımının avantajları aşağıdaki gibidir:

Tamamlanmış rastgele blok tasarımı genellikle tamamen rastgele tasarımdan daha hassas olup işlem ve tekrar sayısında bir kısıtlama bulunmamaktadır. Bazı işlemler diğerlerinden daha fazla tekrarlanabilir olan bu tasarımda kayıp parseller kolay bir şekilde tahmin

edilebilir. Tamamlanmış rastgele blok tasarımında bütün işlemler ve tüm tekrarlar analizden silinebilir. Eğer deneysel hata heterojen ise, geçerli karşılaştırmalar hala yapılabilir.

Tamamlanmış rastgele blok tasarımının dezavantajları aşağıdaki gibidir:

Tamamlanmış rastgele blok tasarımının hata serbestlik derecesi tamamen rastgele tasarımdan daha küçüktür. Bir blok içindeki deney birimleri arasında büyük bir değişkenlik varsa, büyük bir hata terimi ortaya çıkabilir. Analizde kayıp veri olması halinde tamamlanmış rastgele blok tasarımı tamamen rastgele tasarımdan daha az etkili olabilir.

Blok içindeki deney birimlerini gruplandırmanın çok sayıda yolu vardır. Örneğin yanıt değişkeninin homojenliğini esas alarak gruplama yapmak amaçlanabilir ancak bu mümkün olmayabilir. Bunun yerine, yanıt değişkeni ile ilişkili olduğu düşünülen diğer benzer değişkenler temel alınarak bloklar oluşturulur.

Bloklamaların bazıları oldukça açıktır. Örneğin, peynir yapmak için süte ihtiyaç olduğu ve her gün yeni bir süt tedarik edildiği düşünölsün. Burada her farklı grup süt farklı peynir oluşturacaktır. Eğer söylenildiği gibi her grup süt için farklı peynir oluşumu gerçekleşiyorsa, her bir grup sütü bloklama yapmak doğaldır.

Birimler mekansal olarak gruplanabilir. Örneğin, bazı birimler birinci şehirde ve diğer birimler ise ikinci şehirde konumlanıslar. Benzer şekilde bazı birimler üst raftaki kafeslerde, diğer birimler ise alt raftaki kafeslerde olabilir. Burada verilmiş olan durumlar, benzer yanıt değişkenlerine sahip alanlara yakın olan birimler atanmış olacaktır.

Deney birimleri geçici olarak gruplanabilir. İşlem uygulanan deney birimlerin bazıları bir zamanda geriye kalan deney birimleri ise diğer bir zamanda ölçölmüş olabilir. Örneğin, bir günde dört ölçüm gerçekleştirilsin ve yapılan ölçömler her gün yeniden düzelensin. Mekansal gruptamada olduğu gibi, zaman içinde yakın olan birimler benzer tepkilere sahip olma eğiliminde olabilir, bu yüzden geçici bloklama sık kullanılır.

Yaş ve cinsiyet bloklaması, hayvansal çalışmalarda yaygındır. Bazen deney birimleri bir geçmişe sahiptir. Örneğin, önceki gebeliklerin sayısı bir bloklama faktörü olabilir. Genel olarak geçmiş deneylerde tanımlanan ve yanıt değişkenini etkilediği düşünülen değişimin

kaynağı bloklama için bir unsurdur (Oehlert, 2010).

Tamamlanmış rastgele blok tasarımı için matematiksel model aşağıdaki gibidir.

$$Y_{ijk} = \mu + \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ijk} \quad , \quad i=1,\dots,t \quad , \quad j=1,\dots,b \quad , \quad k=1,2,\dots,n \quad (2.1)$$

Burada;

Y_{ijk} , j . bloktaki i . işleme ait k . gözlem değeri, μ , genel ortalama (bilinmeyen), τ_i , i . işlemin etkisi, β_j , j . bloğun etkisi, ε_{ijk} , rastgele hata terimini belirtir. t işlem sayısını, b blok sayısını ve n ise bir bloktaki işlem sayısını ifade eder.

İşlem etkilerinin arasındaki farkları test etmek için yokluk ve karşıt hipotezler aşağıda verildiği gibidir:

$$H_0 : \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_t = 0$$

$$H_1 : \exists \tau_i \neq 0, \quad i=1,2,\dots,t$$

Tamamlanmış rastgele blok tasarımı için veri yapısı çizelge 2.1’de gösterildiği gibidir:

Çizelge 2.1. Tamamlanmış rastgele blok tasarımı için veri yapısı

Denemeler	Bloklar				Toplam	Ortalama
	1	2	...	b		
1	y_{11}	y_{12}	...	y_{1b}	$y_{1.}$	$\bar{y}_{1.}$
2	y_{21}	y_{22}	...	y_{2b}	$y_{2.}$	$\bar{y}_{2.}$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	...		$\vdots$
a	y_{a1}	y_{a2}	...	y_{ab}	$y_{a.}$	$\bar{y}_{a.}$
Toplam	$y_{.1}$	$y_{.2}$	...	$y_{.b}$	$y_{..}$	
Ortalama	$\bar{y}_{.1}$	$\bar{y}_{.2}$	...	$\bar{y}_{.b}$		$\bar{y}_{..}$

Burada, $y_{i.} = \sum_{j=1}^b y_{ij}$ ve $\bar{y}_{i.} = \frac{y_{i.}}{b}$, $i=1,2,\dots,a$ sırasıyla i . işlemdeki gözlemlerin toplamını ve ortalamasını ifade eder. $y_{.j} = \sum_{i=1}^a y_{ij}$ ve $\bar{y}_{.j} = \frac{y_{.j}}{a}$, $i=1,2,\dots,b$ ise sırasıyla j . bloktaki gözlemlerin toplamını ve ortalamasını belirtir. Ayrıca, $N = a.b$ toplam gözlem sayısını belirtmek üzere $y_{..} = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b y_{ij}$ ve $\bar{y}_{..} = \frac{y_{..}}{N}$ ise sırasıyla tüm gözlemlerin toplamı ve tüm gözlemlerin ortalaması olarak tanımlanır.

Tasarıma ilişkin varsayımlar aşağıdaki gibidir;

$$\sum_{i=1}^t \tau_i = 0, \quad \sum_{j=1}^b \beta_j = 0,$$

Hata terimleri ε_{ijk} bağımsız ve aynı dağılımlıdır.

2.2 Tamamen Rastgele Tasarım

Birkaç işlemi karşılaştırmak için yapılan en basit rastgele deney Tamamen Rastgele Tasarım (TRT)'dir. Tamamen rastgele tasarımı, ANOVA' nın özel bir halidir. Etkisi incelenmek istenen sadece bir tane faktör (bağımsız değişken) olduğunda kullanıldığından dolayı, tek faktörlü ANOVA olarak da adlandırılır. Bu tasarım deney birimlerinin homojen olduğu durumda kullanılması tavsiye edilen en uygun tasarımıdır. Deney birimleri homojen olarak kabul edildiği için rastgeleleştirme üzerinde hiçbir kısıt bulunmamaktadır. Bu nedenle birçok kaynakta bu deney tasarımına tamamen rastgele tasarım adı da verilir. Açıklayıcı olması bakımından aşağıdaki örnek verilmiştir.

Örnek 2.2 Asit yağmuru ve huş ağacı fideleri

Wood and Bormann (1974) , asit yağmurunun ağaçlar üzerindeki etkisini incelemiştir. “Temiz” yağış, 5.0 ila 5.5 aralığında bir pH'a sahiptir, ancak kuzey New Hampshire'da gözlenen yağış pH'ı genellikle 3.0 ila 4.0 aralığındadır. Araştırmacı asit yağmuru ağaçlara zarar veriyor mu? Zarar miktarı yağmurun pH'ına bağlı mı? Sorularına cevap bulmak istemektedirler.

Deney için, altı haftalık 240 sarı huş fidesi kullanılmıştır. Bu fideler rastgele 48'li beş gruba ayrılmış ve her bir gruptaki fideler 17 hafta boyunca haftada 6 saat asit dumanı işlemi uygulanmıştır. Beş tane işlem, 4.7, 4.0, 3.3, 3.0 ve 2.3 olan sis pH'ı değerleri ile farklılık göstermiştir. 17 hafta sonra, fidanlar tartılmış ve bağımlı değişken olarak toplam bitki (kuru) ağırlığı alınmıştır. Böylece verilen örnek, beş işlem grubu ve her bir n_i 48 olan tamamen rastgele bir tasarıma sahiptir. Fideler deney birimlerini ve bitki (kuru) ağırlığı ise yanıtı ifade etmektedir.

Deneysel veriler için modeller iki temel kısma sahiptir. İlk kısım, veriler için ortalama veya beklenen değerleri açıklar. Bu bazen “ortalamalar modeli” olarak adlandırılır. "Örneğin, örnek 2.2 huş ağacı ağırlıkları düşünölsün. Tüm işlemlerin aynı ortalama tepkiye sahip olduğunu varsayabiliriz. Ortalamalar için bu modellerin her birinin kendi parametreleri, yani genel ortalama, ayrılmış olan beş işlem ortalaması ve sırasıyla doğrusal ilişkinin eğimi ve kesişimi vardır.

Veriye ilişkin modellerinin ikinci temel kısmı, verilerin işlem ortalamaları etrafında nasıl değiştiğinin bir açıklamasıdır. Bu “hatalar için model” dir. İşlem ortalamalarından sapmaların farklı veri değerleri için bağımsız olduğunu, ortalamanın sıfır ve tüm sapmalarının σ^2 ile gösterilen aynı varyansa sahip olduğu varsayılır.

Hataların dağılımı ifade edilmediğinden, hatalar için modelin bu açıklaması eksiktir. Bu eksiklik sapmaların dağılımını varsaymadan ortalama ve hata modelleri kullanılarak tanımlayıcı istatistiklerle uygun bir şekilde giderilebilir, ancak testler, güven aralıkları ve diğer çıkarım biçimlerini elde edebilmek amacıyla sapmalar için bir dağılımın varsayılmasına ihtiyaç duyulur. Bağımsızlığa ek olarak, ortalamanın sıfır ve varyansın sabit olduğu, sapmaların bir normal dağılıma uyduğu varsayılır.

Tamamen rastgele tasarımlarda standart analiz, ortalamaların yapısı ile ilgilidir. Ortalamaların hepsinin aynı olup olmadığını veya bazılarının diğerlerinden farklı olup olmadığını ve mevcut olabilecek farklılıkların kaynağı öğrenilmeye çalışılmaktadır. Hata yapısının, tahmini ve ele alınması gereken, ancak daha düşük etki gösteren varyans σ^2 hariç, bilindiğı varsayılmaktadır (Oehlert, 2010).

Tamamen rastgele tasarım için matematiksel model aşağıda verildiği gibidir:

$$y_{ij} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ij}, \quad i=1,2,\dots,a; \quad j=1,2,\dots,n \quad (2.2)$$

burada, y_{ij} , i . işlemdeki j . gözlem değerini, μ , genel ortalamayı, τ_i , i . işlemin etkisini ve ε_{ij} ise rastgele hata terimini ifade eder.

Tamamen rastgele tasarım için veri yapısı çizelge 2.2’de verildiği gibidir:

Çizelge 2.2. Tamamen rastgele tasarımı için veri yapısı

Gözlemler						
Denemeler	1	2	...	n	Toplam	Ortalama
1	y_{11}	y_{12}	...	y_{1n}	$y_{1.}$	$\bar{y}_{1.}$
2	y_{21}	y_{22}	...	y_{2n}	$y_{2.}$	$\bar{y}_{2.}$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	...	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
a	y_{a1}	y_{a2}	...	y_{an}	$y_{a.}$	$\bar{y}_{a.}$
					$y_{..}$	$\bar{y}_{..}$

Burada, $y_{i.} = \sum_{j=1}^n y_{ij}$ ve $\bar{y}_{i.} = \frac{y_{i.}}{n}$, $i=1,2,\dots,a$ sırasıyla i . işlemdeki gözlemlerin toplamını ve ortalamasını ifade eder. Ayrıca, $N=a.n$ toplam gözlem sayısını belirtmek üzere $y_{..} = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^n y_{ij}$ ve $\bar{y}_{..} = \frac{y_{..}}{N}$ ise sırasıyla tüm gözlemlerin toplamı ve tüm gözlemlerin ortalaması olarak tanımlanır.

Tasarıma ilişkin varsayımlar aşağıda gösterildiği gibidir:

ε_{ij} hata terimleri sıfır ortalama ve σ^2 varyans ile normal dağılıma sahiptir.

Hata terimlerinin varyansları homojendir.

Hata terimleri birbirinden bağımsızdır.

Tamamen rastgele tasarıma ilişkin bu üç varsayım kısaca $\varepsilon_{ij} \sim NID(0, \sigma^2)$ şeklinde gösterilir.

2.3 Karma Tasarım

İstatistiksel deney tasarımında temel dağılımlara ilişkin varsayımlarda bulunmak zorunda kalmadan, k işlem etkilerinin karşılaştırılması istenebileceği zamanlar vardır. Farklı bir karma tasarım tipi olarak; tamamlanmış rastgele blok tasarımı veya tekrarlı ölçümler tasarımını kullanmak planlanabilir. Bloklar, deney birimlerinin tümü homojen olmadığında da oluşabilir. Bir blok homojen deney birimlerinden oluşmalıdır. Tamamlanmış bir blok tasarımında her blok içindeki deney birimleri yeterli olmalıdır. Bundan dolayı her işlem blok içindeki deney birimlerine rastgele uygulanmalıdır. Bir blok içinde bir veya birden fazla kayıp gözlem ortaya çıkabilir. Bazı durumlarda, araştırmacı işlemler hakkında ek bilgiler toplamak amacıyla tamamen rastgele tasarım kullanabilir. Bu durumda, işlemler deney birimlerine rastgele olarak atanır. Bu tasarımın tamamlanmış rastgele blok tasarım kısmına ilave edilir.

Bu tip bir karma tasarıma şu örnek verilebilir (Magel ve Ndungu, 2013). Birkaç bin işçiye sahip bir işletme, işçilerinin yıllık sağlık harcamasını azaltmak istemektedir. İşletme, iyi beslenme ve spor, işçilerin iş yerinde aldıkları yiyecek çeşitlerini değiştirmek ve daha uygun bir egzersiz programı yapmak amacıyla işçilerine eğitim verme girişiminde bulunmaktadır. İşletme, bazı faktörlerin de işçilerin sağlığı ile ilgili olduğuna inanmaktadır. Bu faktörler arasında kolesterol düzeyi, kan basıncı, vücut kitle indeksi, uyku ve egzersiz düzeni yer almaktadır. Bu faktörleri ölçtüren işçilere her zaman periyodu için bir sağlık numarası veriliyor. Bu sağlık numarası gözlemlenen faktörlerin değerlerine dayanmaktadır. Yüksek sağlık numarası daha sağlıklı olduğunu göstermektedir. Gönüllü olan bir işçinin, bu faktörlerin ölçüldüğü zaman periyotlarından birini atlaması muhtemeldir. Bu yüzden, bir blokta kayıp gözlem olabilir. Bu programın etkin olup olmamasının test edilmesinde, işletme, yalnızca bir zaman periyodu sırasında katılan işçilerin oluşturduğu tamamen rastgele tasarım kısmını dâhil etmeyi tercih edebilir. Bu durum, deneme etkileriyle ilgili ek bilgileri elde etmeyi sağlar.

İşletme aşağıdaki hipotez setini test etmek isteyebilir:

$$H_0 : \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_k$$

$$H_1 : \tau_1 \leq \tau_2 \leq \dots \leq \tau_k$$

τ_i , i. zaman periyodu için deneme etkisini ve k deneme sayısını ifade eder. Bu durumda, i. deneme etkisi, i. zaman periyodunda işçilerin ortalama sağlık skorudur.

Çoğu zaman araştırmacılar bir analize tek tip tasarımla başlar. İşleyen süreçte araştırmacı için zaman yetersizliği, maddi imkansızlıklar gibi çeşitli sebeplerden dolayı analize tek tip tasarımla devam etmek mümkün olmayabilir. Bu tarz durumlarda karma tasarımları tercih etmek uygun olur. Örneğin, araştırmacılar biyoloji sınavına girecek olan 4 öğrencinin (işlemler) arasında fark olup olmadığını belirlemek için test yapıyorlar. Araştırmacılar tasarım olarak tamamlanmış rastgele blok tasarımı kullanacaklardır. Burada her öğrencinin kağıdı bir bloktur.

Geçen zaman içerisinde, araştırmacılar maddi imkansızlıklardan ötürü tüm testleri gerçekleştiremiyorlar. Testin geri kalanını tamamlanmış rastgele blok tasarımı yerine, kalan testlerin her birini 4 öğrenciden birine rastgele olarak veriyorlar. Böylece kalan testler rastgele seçilmiş bir öğrenciye uygulanmış olmaktadır. Bu örnekte, ilk kısmı tamamlanmış rastgele blok tasarımı ikinci kısmı tamamen rastgele tasarımdan oluşan karma bir tasarım kullanılmıştır (Magel ve diğerleri, 2010).

Diğer bir örnek aşağıda verilmiştir.

Büyük bir medikal şirket işçilerinin sağlığını iyileştirme çabasıyla işçilerin ortalama kolesterol seviyelerini azaltmak ve artan sigorta masraflarını kontrol altına almak istemektedir. Medikal şirket, bu amaçla tasarlanan yeni bir iyileştirme programı geliştirmek istiyor. İşçilerin kolesterol seviyelerini azaltan bu iyileştirme programının etkinliğini test etmek için, katılan işçilerden rastgele bir örneklem alınarak işçilerin programa başlamadan önce 1. Yılda ve 2.Yılda kolesterol seviyelerinin ölçülmesine karar veriliyor. Program öncesi kolesterol seviyeleri alınıyor. İyileştirme programındaki bir yıllık bir zaman periyodundan sonra, kolesterol seviyeleri tekrar ölçülüyor. Bununla birlikte, bu

büyük medikal şirket her yıl yaklaşık % 17' lik bir personel değişimine gitmektedir. Bir yıllık zaman periyodundan sonra, iyileştirme programında yer alan bazı işçiler artık şirkette çalışmıyor olabilir. İki yıl sonra, işçilerin bir kısmı işten ayrılabilir.

Medikal şirket en azından bir yıllık verinin kayıp olduğu durumdaki işçilerin tüm gözlemlerini atmaya ve daha sonra zamanla azalan ortalama kolesterol seviyesini test etmek için tamamlanmış blok tasarımının kullanıldığı bir parametrik olmayan test yapmaya karar veriyor. Problem üzerinde biraz daha düşünüldükten sonra, şirket eğer tamamlanmış blok tasarımı ile veri toplamaya devam ederse çok fazla verinin kaybolacağını fark ediyor. Sonuçta şirketin amacı işçilerinin ortalama kolesterol seviyesini azaltmaktır. Tamamlanmış blok tasarımı ile bağlantılı olmayan gözlemleri kullanmaya ve bir tamamen rastgele tasarım kullanılarak ek gözlemler toplamaya karar veriyor. Sonuç olarak ilk kısmı tamamlanmış blok tasarımı, ikinci kısmı tamamen rastgele tasarımdan oluşan bir karma tasarım oluşur (Magel ve diğerleri, 2013). Konuyu açıklamada yardımcı olacak bir diğer örnek aşağıda verilmiştir.

Dubnicka ve arkadaşları yalnızca 3 denemenin kullanıldığı bu tip bir karma tasarım için bir örnek vermişlerdir. Verdikleri örnek, yüksek-risk proliferatif şeker hastası retinopati için kullanılan iki cerrahi tedavinin sonuçlarının karşılaştırılmasına dayanmaktadır. Bazı durumlarda, bir hastanın tedavi için her iki gözüne de ihtiyaç duyulacaktır ve diğer durumlarda bir gözüne ihtiyaç duyulacaktır. İki göz kullanıldığında bir hasta bir blok olarak düşünülmüştür. Her iki gözü tedavi görmeye ihtiyacı olan hastalar için, bir deneme rastgele sağ göze ve bir deneme rastgele sol göze atanır. Bu deneyin rastgele tamamlanmış blok tasarımı kısmını oluşturur. Deneyin tamamen rastgele tasarım kısmı yalnızca bir gözü tedavi ihtiyacı duyan hastalardan oluşmaktadır ve bu hastaların her biri iki tedaviden birine rastgele atanır. Bu da deneyin tamamen rastgele tasarım kısmını oluşturur (Dubnicka ve diğerleri, 2002). Böylece karma tasarım söz konusudur.

3. SIRALI ALTERNATİFLER İÇİN KULLANILAN VE ÖNERİLEN TEST İSTATİSTİKLERİ

3.1. Page Testi

Page test istatistiği sıralı alternatifler için Page (1963) tarafından önerilmiş olup Page L testi olarak adlandırılır. Tamamlanmış rastgele blok tasarımı veya tekrarlanan ölçüm tasarımı için uygun olan parametrik olmayan bir test istatistiğidir. Page test istatistiği monoton artan ya da azalan sıralı alternatifler için kullanılır.

τ_j , j . işlemin etkisi olmak üzere işlem etkileri arasındaki farklılıkları belirlemek için yokluk ve karşıt hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$H_0 : \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_k$$

$$H_1 : \tau_1 \leq \tau_2 \leq \dots \leq \tau_k \quad (\exists \tau_j \text{ farklı})$$

Page test istatistiği;

$$L = \sum_{j=1}^k jR_j = R_1 + \dots + kR_k \quad (3.1)$$

şeklindedir, burada R_j , gerçek gözlemlerin blok içindeki sıralarına dayanan j . işlemin sıra toplamıdır. H_0 'ın doğruluğu varsayımı altında, L 'nin asimptotik dağılımı, ortalaması $E(L) = bk(k+1)^2 / 4$ ve varyansı $V(L) = b(k^3 - k)^2 / 144(k-1)$ olan standart normal dağılıma sahiptir. L 'nin standartlaştırılmış hali olan Z_L aşağıdaki gibi elde edilir.

$$Z_L = \frac{L - E(L)}{\sqrt{V(L)}} = \frac{L - [bk(k+1)^2 / 4]}{\sqrt{b(k^3 - k)^2 / 144(k-1)}}. \quad (3.2)$$

Burada, b , blok sayısı ve k , işlem sayısıdır.

3.2. Jonckheere-Terpstra Testi

Jonckheere-Terpstra testi (JT), tamamen rastgele tasarım için k-örnek durumunda sıralı alternatifleri test etmeye olanak sağlayan Terpstra (1952) ve Jonckheere (1954) tarafından önerilmiş olan parametrik olmayan test istatistiğidir. Önerdikleri test istatistikleri Mann-Whitney test istatistiğine dayalıdır. Test istatistiği aşağıdaki gibidir:

$$JT = \sum_{i < j} U_{ij}, \quad (3.3)$$

burada, U_{ij} , ikili gözlemlerin sayısıdır. JT 'nin asimptotik dağılımı, ortalaması

$E(JT) = (N^2 - \sum_{i=1}^k n_i^2) / 4$ ve varyansı $V(JT) = (N^2(2N+3) - \sum_{i=1}^k n_i^2(2n_i+3)) / 72$ olan standart normal dağılıma sahiptir.

JT 'nin standartlaştırılmış hali olan Z_{JT} aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$Z_{JT} = \frac{JT - E(JT)}{\sqrt{V(JT)}} = \frac{JT - (N^2 - \sum_{i=1}^k n_i^2) / 4}{\sqrt{(N^2(2N+3) - \sum_{i=1}^k n_i^2(2n_i+3)) / 72}}, \quad (3.4)$$

burada, N yığındaki toplam gözlem sayısını ve n_i ise i . denemedeki örnek boyutunu gösterir.

3.3. Uyarlanmış Jonckheere-Terpstra Testi

Uyarlanmış Jonckheere-Terpstra test istatistiği (UJT), sıralı alternatifler için Neuhauser, Liu ve Hothorn (1998) tarafından önerilmiş olan bir parametrik olmayan test istatistiğidir. Önerilen test istatistiği, Mann-Whitney test istatistiğine dayalıdır.

Uyarlanmış Jonckheere-Terpstra test istatistiği aşağıda verildiği gibidir;

$$T_{UJT} = \sum_{i=0}^{k-1} \sum_{j=i+1}^k (j-i)U_{ij}, \quad (3.5)$$

burada i ve j ikili gözlemleri göstermektedir. Aşağıda $k = 3$, $k = 4$ ve $k = 5$ için uyarlanmış test istatistiği değerlerinin hesaplanması gösterilmiştir:

$$T_{UJT,k=3} = U_{12} + 2 \cdot U_{13} + U_{23}$$

$$T_{UJT,k=4} = U_{12} + 2 \cdot U_{13} + 3 \cdot U_{14} + U_{23} + 2 \cdot U_{24} + U_{34}$$

$$T_{UJT,k=5} = U_{12} + 2 \cdot U_{13} + 3 \cdot U_{14} + 4 \cdot U_{15} + U_{23} + 2 \cdot U_{24} + 3 \cdot U_{25} + U_{34} + 2 \cdot U_{35} + U_{45}$$

H_0 'ın doğruluğu altında, beklenen değerler ve varyanslar aşağıdaki denklemler kullanılarak kolayca hesaplanabilir (Tryon ve Hettmansperger, 1973).

$$E(U_{ij}) = \frac{1}{2} n_i n_j, \quad \forall_i \neq j, \quad (3.6)$$

$$\text{Var}(U_{ij}) = \frac{1}{2} n_i n_j (N+1), \quad \forall_i \neq j, \quad (3.7)$$

Burada, n_i i . denemedeki örnek boyutunu, n_j j . bloktaki örnek boyutunu ve N ise yığındaki toplam gözlem sayısını gösterir. UJT 'nin asimptotik dağılımı, beklenen değeri

$$E(UJT) = E(U_{ij}) = \frac{1}{2} n_i n_j \quad \text{ve} \quad \text{varyansı} \quad V(UJT) = V(U_{ij}) = \frac{1}{2} n_i n_j (N+1) \quad \text{olan standart}$$

normal dağılıma sahiptir. UJT 'nin standartlaştırılmış hali olan Z_{UJT} aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$Z_{UJT} = \frac{UJT - E(UJT)}{\sqrt{V(UJT)}} = \frac{UJT - \frac{1}{2} n_i n_j}{\sqrt{\frac{1}{2} n_i n_j (N+1)}}. \quad (3.8)$$

3.4. Önerilen Test İstatistikleri

Magel ve diğerleri (2013), tamamen rastgele tasarım ve tamamlanmış rastgele blok tasarımından oluşan karma tasarım için parametrik olmayan test kombinasyonları önermişlerdir. Önerdikleri bu test istatistikleri Page ve Jonckheere-Terpstra test istatistiğinin lineer kombinasyonudur. İlk test kombinasyonu aşağıda verilmiştir;

$$Z_{comb} = \frac{Z_L + Z_{JT}}{\sqrt{2}}, \quad (3.9)$$

burada, Z_L ve Z_{JT} sırasıyla Page ve Jonckheere-Terpstra test istatistiğinin standartlaştırılmış versiyonlarıdır. H_0 'ın doğruluğu altında Z_{comb} test istatistiği asimptotik olarak standart normal dağılıma sahiptir. Önerilen ikinci test kombinasyonu ;

$$Z_{combII} = \frac{L + JT - E(0)}{\sqrt{Var(0)}}, \quad (3.10)$$

şeklindedir. Burada, $E(0)$ ve $Var(0)$ sırasıyla;

$$E(0) = \frac{bk(k+1)^2}{4} + \frac{\left(N^2 - \sum_{i=1}^k n_i^2\right)}{4}, \quad (3.11)$$

$$Var(0) = \frac{b(k^3 - k)^2}{144(k-1)} + \frac{N^2(2n+3) - \sum_{i=1}^k n_i^2(2n_i+3)}{72}, \quad (3.12)$$

şeklindedir. H_0 'ın doğruluğu altında Z_{combII} test istatistiği asimptotik olarak standart normal dağılıma sahiptir.

Bu çalışmada, tamamlanmış rastgele blok tasarımı ve tamamen rastgele tasarımdan oluşan karma tasarım için parametrik olmayan testlerin iki versiyonu önerilmiştir. Önerilen versiyonlar, sıralı alternatifleri test etmek için tasarlanmıştır. Her iki versiyon da Page test istatistiğinin ve Uyarlanmış Jonckheere-Terpstra test istatistiğinin bir kombinasyonudur.

Test istatistiklerinin ilk versiyonu, Page test istatistiğinin ve Uyarlanmış Jonckheere-Terpstra test istatistiğinin standartlaştırılmış versiyonlarının toplanıp, $\sqrt{2}$ 'ye bölünmesiyle elde edilir. Önerilen test istatistiğinin ikinci versiyonu ise Page test istatistiğinin standartlaştırılmamış versiyonu ile Uyarlanmış Jonckheere-Terpstra test istatistiğini standartlaştırılmamış versiyonunun bir araya getirilip yeniden standartlaştırılmasıyla elde edilir.

Önerilen ilk test istatistiği aşağıdaki gibidir;

$$Z_1 = \frac{Z_L + Z_{UJT}}{\sqrt{2}}, \quad (3.13)$$

burada, Z_L ve Z_{UJT} sırasıyla Page ve Uyarlanmış Jonckheere-Terpstra test istatistiğinin standartlaştırılmış versiyonlarıdır. Önerilen ikinci test kombinasyonu ise aşağıda verildiği gibidir;

$$Z_2 = \frac{L + UJT - E(0)}{\sqrt{Var(0)}}, \quad (3.14)$$

burada, $E(0)$ ve $Var(0)$ sırasıyla;

$$E(0) = \frac{bk(k+1)^2}{4} + \frac{1}{2}n_i n_j, \quad (3.15)$$

$$Var(0) = \frac{b(k^3 - k)^2}{144(k-1)} + \frac{1}{2}n_i n_j (N+1), \quad (3.16)$$

şeklindedir.

Konunun daha iyi anlaşılabilmesi için aşağıdaki örnek açıklayıcı olacaktır.

3.5. Örnek

Biyoloji sınavına girecek olan 15 öğrencinin olduğunu ve araştırmacıların öğrenciler (işlemler) arasında fark olup olmadığını belirlemek için test yaptıkları varsayalım. İlk olarak 15 öğrencinin (bloklar) tamamına 4 sınavın hepsi uygulanmıştır.

Fakat yapılan bu işlem sırasında, bu metodun çok pahalı olduğu ortaya çıkmıştır. Daha sonra geriye kalan sınavlar 15 öğrencinin (işlemler) her birine beşer tane yaptırılmıştır. Veri aşağıdaki çizelgede verildiği gibidir (Magel ve diğerleri, 2010).

Çizelge 3.1. 35 öğrencinin 4 sınavdan aldığı notlar.

Öğrenci (Blok)	Sınav (İşlem)				
		1	2	3	4
	1	80	83	74	85
	2	62	67	60	64
	3	73	80	69	82
	4	85	90	75	88
	5	50	57	48	60
	6	79	84	71	87
	7	90	95	86	97
	8	88	93	84	92
	9	83	90	80	91
	10	79	78	81	84
	11	66	67	60	69
	12	74	78	70	79
	13	82	79	85	78
	14	91	94	89	95
	15	83	80	81	84
	16	66	.	.	.
	17	75	.	.	.
	18	88	.	.	.
	19	77	.	.	.
	20	92	.	.	.
	21	.	70	.	.
	22	.	77	.	.
	23	.	90	.	.
	24	.	76	.	.
	25	.	95	.	.
	26	.	.	65	.
	27	.	.	86	.
	28	.	.	72	.
	29	.	.	89	.
	30	.	.	74	.
	31	.	.	.	80
	32	.	.	.	90
	33	.	.	.	70
34	.	.	.	94	
35	.	.	.	78	

Page test istatistiğini hesaplamak için kullanılacak olan tamamlanmış rastgele blok tasarımının olduğu ilk 15 öğrencilik bölüm çizelge 3.2’ de aşağıdaki gibi verilmiştir.

Çizelge 3.2. Tamamlanmış rastgele blok tasarımı için sıra değerleri.

Sınav (İşlem)					
Öğrenci (Blok)		1	2	3	4
	1	2	3	1	4
	2	2	4	1	3
	3	2	3	1	4
	4	2	4	1	3
	5	2	3	1	4
	6	2	3	1	4
	7	2	3	1	4
	8	2	4	1	3
	9	2	3	1	4
	10	2	1	3	4
	11	2	3	1	4
	12	2	3	1	4
	13	3	2	4	1
	14	2	3	1	4
	15	3	1	2	4

Burada sıra değerleri aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

$$R_1 = 32, R_2 = 43, R_3 = 21, R_4 = 54.$$

Page test istatistiği,

$$L = \sum_{j=1}^k jR_j = R_1 + \dots + kR_k$$

$$= (1 \times 32) + (2 \times 43) + (3 \times 21) + (4 \times 54)$$

$$= 397$$

olarak elde edilmiştir. Page test istatistiğinin standartlaştırılmış hali olan Z_L değeri,

$$Z_L = \frac{L - E(L)}{\sqrt{V(L)}} = \frac{L - [bk(k+1)^2 / 4]}{\sqrt{b(k^3 - k)^2 / 144(k-1)}} = \frac{397 - [15 \times 4 \times (4+1)^2 / 4]}{\sqrt{15 \times (4^3 - 4)^2 / 144 \times (4-1)}} = \frac{397 - 375}{\sqrt{125}}$$

$$= 1,9677$$

olarak elde edilir. Page test istatistiğinin p -değeri 0,0245'dir. $p < \alpha$ olduğundan dolayı H_0 hipotezi reddedilmiştir. Öğrencilerin girmiş oldukları sınavlardan aldıkları puanlar arasında anlamlı fark vardır.

Çizelge 3.3. Tamamen rastgele tasarımı için işlem değerleri

Sınav (İşlem)			
A	B	C	D
66	70	65	80
75	77	86	90
88	90	72	70
77	76	89	94
92	95	74	78

Adım 1. Her bir grup (işlem) ayrı ayrı dikkate alınarak gözlem değerleri kendi içinde küçükten büyüğe doğru sıralanır.

Çizelge 3.4. Tamamen rastgele tasarımı için işlem değerlerinin sıralanmış hali

Sınav (İşlem)			
A	B	C	D
66	70	65	70
75	76	72	78
77	77	74	80
88	90	86	90
92	95	89	94

Adım 2. Her bir gruba (işleme) sıra numarası verilir.

Grup (İşlem) A B C D

Sıra Numarası (i) 1 2 3 4

Adım 3. $i < j$ olmak üzere i 'nci gruptaki her bir gözlem değerinden büyük olan j 'nci gruptaki gözlem değeri sayılır.

Eğer i 'nci gruptaki gözlem değerine eşit j 'nci grupta gözlem değeri var ise eşit her bir gözlem değeri için sayıya 0.5 eklenir. Elde edilen değer U_{ij} ile gösterilir.

$$U_{12} = 5 + 4 + 2,5 + 2 + 1 = 14,5$$

$$U_{13} = 4 + 2 + 2 + 1 + 0 = 9$$

$$U_{14} = 5 + 4 + 4 + 2 + 1 = 16$$

$$U_{23} = 4 + 2 + 2 + 0 + 0 = 8$$

$$U_{24} = 4,5 + 4 + 4 + 1,5 + 0 = 14$$

$$U_{34} = 5 + 4 + 4 + 2 + 2 = 17$$

Adım 4. Test istatistiği değeri hesaplanır.

Jonckheere-Terpstra test istatistiği,

$$JT = \sum_{i < j} U_{ij} = 14,5 + 9 + 16 + 8 + 14 + 17 = 78,5$$

olarak elde edilmiştir. Jonckheere-Terpstra test istatistiğinin standartlaştırılmış hali olan Z_{JT} değeri ,

$$Z_{JT} = \frac{JT - E(JT)}{\sqrt{V(JT)}} = \frac{JT - (N^2 - \sum_{i=1}^k n_i^2) / 4}{\sqrt{(N^2(2N + 3) - \sum_{i=1}^k n_i^2(2n_i + 3)) / 72}}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{78,5 - \frac{20^2 - (5^2 + 5^2 + 5^2 + 5^2)}{4}}{\sqrt{\frac{20^2(2 \times 20 + 3) - [5^2(2 \times 5 + 3) + 5^2(2 \times 5 + 3) + 5^2(2 \times 5 + 3) + 5^2(2 \times 5 + 3)]}{72}}} \\
&= \frac{78,5 - 75}{\sqrt{\frac{17200 - [325 + 325 + 325 + 325]}{72}}} = \frac{3,5}{14,860} = 0,2355
\end{aligned}$$

olarak elde edilmiştir. Jonckheere-Terpstra test istatistiğinin p -değeri 0,0218 olarak bulunmuştur ve $p < \alpha$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir.

Çizelge 3.4' teki değerler göz önüne alınarak Uyarlanmış Jonckheere-Terpstra test istatistiği değeri,

$$T_{UJT} = \sum_{i=0}^{k-1} \sum_{j=i+1}^k (j-i)U_{ij} \quad \text{göz önüne alınarak hesaplanır. Her bir gruba işlem sırası verilir.}$$

$i < j$ olmak üzere i 'nci gruptaki her bir gözlem değerinden büyük olan j 'nci gruptaki gözlem değeri sayılır. Eğer i 'nci gruptaki gözlem değerine eşit j 'nci grupta gözlem değeri var ise eşit her bir gözlem değeri için sayıya 0.5 eklenir. Elde edilen değer U_{ij} ile gösterilir.

$$U_{12} = 5 + 4 + 2,5 + 2 + 1 = 14,5$$

$$U_{13} = 4 + 2 + 2 + 1 + 0 = 9$$

$$U_{14} = 5 + 4 + 4 + 2 + 1 = 16$$

$$U_{23} = 4 + 2 + 2 + 0 + 0 = 8$$

$$U_{24} = 4,5 + 4 + 4 + 1,5 + 0 = 14$$

$$U_{34} = 5 + 4 + 4 + 2 + 2 = 17$$

İşlem sayısının dört olduğu durumda, Uyarlanmış Jonkcheere-Terpstra test istatistiği değeri,

$$\begin{aligned} T_{UJT,k=4} &= U_{12} + 2 \cdot U_{13} + 3 \cdot U_{14} + U_{23} + 2 \cdot U_{24} + U_{34} \\ &= 14,5 + 2 \times 9 + 3 \times 16 + 8 + 2 \times 14 + 17 \\ &= 133,5 \end{aligned}$$

olarak elde edilmiştir. Uyarlanmış Jonkcheere-Terpstra test istatistiğinin standartlaştırılmış hali olan Z_{UJT} değeri,

$$\begin{aligned} Z_{UJT} &= \frac{UJT - E(UJT)}{\sqrt{V(UJT)}} = \frac{UJT - \frac{1}{2} n_i n_j}{\sqrt{\frac{1}{2} n_i n_j (N+1)}} \\ &= \frac{133,5 - \frac{1}{2} \times ((4 \times 5) + 2 \times (4 \times 5) + 3 \times (4 \times 5) + (4 \times 5) + 2 \times (4 \times 5) + (4 \times 5))}{\sqrt{\frac{1}{2} ((4 \times 5 \times 21) + 2 \times (4 \times 5 \times 21) + 3 \times (4 \times 5 \times 21) + (4 \times 5 \times 21) + 2 \times (4 \times 5 \times 21) + (4 \times 5 \times 21))}} \\ &= \frac{133,5 - (10 + 20 + 30 + 10 + 20 + 10)}{\sqrt{\frac{1}{2} ((420) + 2 \times (420) + 3 \times (420) + (420) + 2 \times (420) + (420))}} \\ &= \frac{133,5 - 100}{\sqrt{\frac{1}{2} (4200)}} = \frac{33,5}{\sqrt{2100}} = 0,7310 \end{aligned}$$

olarak elde edilir. Uyarlanmış Jonckheere-Terpstra test istatistiğinin p -değeri 0,0208 olarak bulunmuştur. Burada, $p < \alpha$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Magel ve diğerleri (2013)'in tamamen rastgele tasarım ve tamamlanmış rastgele blok tasarımından oluşan karma tasarım için önerdikleri test kombinasyonlarından birincisi olan Z_{comb} değeri,

$$Z_{comb} = \frac{Z_L + Z_{JT}}{\sqrt{2}} = \frac{1,9677 + 0,2355}{\sqrt{2}} = 1,5579$$

olarak elde edilir. Z_{comb} test istatistiğinin p -değeri 0,0024 olarak bulunmuştur ve $p < \alpha$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. İkinci test kombinasyonu olan Z_{combII} değeri,

$$\begin{aligned} Z_{combII} &= \frac{L + JT - \frac{bk(k+1)^2}{4} + \frac{\left(N^2 - \sum_{i=1}^k n_i^2\right)}{4}}{\sqrt{\frac{b(k^3 - k)^2}{144(k-1)} + \frac{N^2(2n+3) - \sum_{i=1}^k n_i^2(2n_i+3)}{72}}} \\ &= \frac{397 + 78,5 - \left(\frac{15 \times 4 \times (4+1)^2}{4} + \frac{20^2 - (5^2 + 5^2 + 5^2 + 5^2)}{4}\right)}{\sqrt{\frac{15 \times (4^3 - 4)^2}{144 \times (4-1)} + \frac{20^2 \times (2 \times 20 + 3) - [5^2 \times (2 \times 5 + 3) + 5^2 \times (2 \times 5 + 3) + 5^2 \times (2 \times 5 + 3) + 5^2 \times (2 \times 5 + 3)]}{72}}} \\ &= \frac{475,5 - (375 + 75)}{\sqrt{125 + 220,83}} = 1,3712 \end{aligned}$$

olarak elde edilir. Z_{combII} test istatistiğinin p -değeri 0,0026 olarak bulunmuştur ve $p < \alpha$ olduğundan % 5 anlamlılık düzeyinde, H_0 hipotezi reddedilir. Page test istatistiği ve Uyarlanmış Jonckheere-Trepstra test istatistiğinin bir kombinasyonundan oluşan karma tasarım için parametrik olmayan testlerin iki versiyondan biricisi olan Z_1 değeri,

$$Z_1 = \frac{Z_L + Z_{UJT}}{\sqrt{2}} = \frac{1,9677 + 0,7310}{\sqrt{2}} = 1,9082$$

olarak elde edilir. Z_1 test istatistiğinin p -değeri 0,0025 olarak bulunmuştur. Burada, $p < \alpha$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Önerilen ikinci test kombinasyonu olan Z_2 değeri,

$$Z_2 = \frac{L + UJT - \left(\frac{bk(k+1)^2}{4} + \frac{1}{2}n_in_j \right)}{\sqrt{\frac{b(k^3 - k)^2}{144(k-1)} + \frac{1}{2}n_in_j(N+1)}},$$

$$= \frac{397 + 133,5 - \left(\frac{15 \times 4 \times (4+1)^2}{4} + \frac{1}{2} \times (20 + 40 + 60 + 20 + 40 + 20) \right)}{\sqrt{\frac{15 \times (4^3 - 4)^2}{144 \times (4-1)} + \frac{1}{2} \times (420 + 840 + 1260 + 840 + 420)}},$$

$$= \frac{530,5 - (375 + 100)}{\sqrt{125 + 2100}} = \frac{55,5}{\sqrt{2225}} = 1,1765$$

değeri elde edilir. Z_2 test istatistiğinin p -değeri 0,0055 olarak bulunmuştur. Burada, $p < \alpha$ olduğundan % 5 anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezi reddedilir.

4. GENEL ALTERNATİFLER İÇİN KULLANILAN VE ÖNERİLEN TEST İSTATİSTİKLERİ

4.1. Doksum Testi

Doksum test istatistiği (1967), tamamlanmış rastgele blok tasarımında genel alternatifler için kullanılan Wilcoxon işaretli sıra sayılarına dayalı parametrik olmayan bir test istatistiğidir. İşlem etkileri arasındaki farklılıkları belirlemek için yokluk ve karşıt hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} H_0 : \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_k \\ H_1 : \exists \tau_j \text{ farklıdır.} \end{aligned} \quad (4.1)$$

$k(k-1)/2$ işlem çiftinden $1 \leq u < v \leq k$ aralığında, her bir (u, v) için mutlak farkları alınır.

$$Y_{uv}^j = |D_{uv}^j|, \quad j = 1, \dots, n. \quad (4.2)$$

Burada, $D_{uv}^j = X_{ju} - X_{jv}$ değerine karşılık gelir. Her bir (u, v) işlem çifti için R_{uv}^j değerleri Y_{uv}^j 'nin en küçükten en büyük değere göre sıralanır.

Doksum (D) test istatistiğini hesaplamak için, aşağıdaki tanımlamalara ihtiyaç vardır.

$$T_{uv} = \sum_{j=1}^n R_{uv}^j \Psi_{uv}^j \quad \text{ve} \quad B_{uv}^j = \sum_{j=1}^n \Psi_{uv}^j, \quad (4.3)$$

burada,

$$\Psi_{uv}^j = \begin{cases} 1, & \text{eğer } X_{ju} < X_{jv}, \\ 0, & \text{diğer hallerde.} \end{cases} \quad (4.4)$$

$$H_{uv} = \frac{2(T_{uv} - B_{uv})}{n(n-1)}, \quad 1 \leq u < v \leq k. \quad (4.5)$$

H_{uv} istatistiklerinin $u < v$ olduğu durumda kullanıldığı unutulmamalıdır. Bununla birlikte $u > v$ için ise $H_{uv} = 1 - H_{vu}$ bağıntısı kullanılmalıdır.

$$H_u = \sum_{j=1}^k \frac{H_{uj}}{k}, \quad u = 1, \dots, k, \quad (4.6)$$

burada, $u = 1, \dots, k$ için $H_{uu} = 0$ değerini alır. $k(k-1)/2$ farklılıkların her birinin ortak varyansı $H_u - H_v$, $1 \leq u < v \leq k$ olarak ifade edilir.

$$V_U = \frac{2n-1+(k-2)[7(n-2)+13-6n]}{3kn(n-1)}. \quad (4.7)$$

Doksum test istatistiği aşağıda gösterildiği gibidir;

$$D = \sum_{j=1}^k \frac{[H_j - \{(k-1)/2k\}]^2}{(k-1)V_U/2k}. \quad (4.8)$$

Test istatistiği α anlamlılık düzeyinde $D \geq \chi_k^2$ ise H_0 hipotezi reddedilir. $1 \leq u < v \leq k$ aralığında herhangi bir Y_{uv}^j için sıfır olması halinde T_{uv} ve B_{uv} hesaplanması eşitlik 4.4'ün Ψ_{uv}^j ile ilişkili değiştirilerek Ψ_{uv}^{*j} elde edilir (Hollander ve Wolfe, 1999).

$$\Psi_{uv}^{*j} = \begin{cases} 1, & \text{eğer } X_{ju} < X_{jv}, \\ \frac{1}{2}, & \text{eğer } X_{ju} = X_{jv}, \\ 0, & \text{eğer } X_{ju} > X_{jv}, \end{cases} \quad (4.9)$$

$Y_{uv}^1, \dots, Y_{uv}^n$ arasındaki bağlantı için, T_{uv} değerini hesaplamak için sıra ortalamaları kullanılır.

4.2. Kruskal-Wallis Testi

Tamamen rastgele tasarımda işlemler arasındaki farklılıkları tespit etmek için en sık kullanılan parametrik olmayan bir test istatistiğidir (Kruskal ve Wallis, 1952). Kruskal-Wallis (KW) testi parametrik tek yönlü varyans analizinin parametrik olmayan karşılığıdır. Sıralar, en küçük gözlem sayısı 1'den başlayarak en büyük gözlem olan N 'e kadar sıralanarak atanır. Burada eş değerli veri olması halinde ortalama sıra atanır. KW test istatistiği aşağıda gösterildiği gibidir,

$$KW = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^k \frac{1}{n_i} \left[R_i - \frac{n_i(N+1)}{2} \right]^2 \quad (4.10)$$

$$= \left(\frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} \right) - 3(N+1),$$

burada R_i , gözlemlere atanan sıraların toplamını n_i , i . örneklemin örnek boyutunu ve N toplam gözlem sayısını ifade eder. Kruskal-Wallis testi $k-1$ serbestlik dereceli ki-kare dağılımına uymaktadır.

Kruskal-Wallis test istatistiği değeri α anlamlılık düzeyinde, $KW \geq k_\alpha$ olduğu durumda H_0 hipotezi reddedilir. Burada, k_α sabiti, birinci tip hata olasılığını α 'ya eşit yapmak için seçilir. k_α değerleri, ilgilenilen örnek boyutu ve işlem sayısı için karşılık gelen tablo değerleridir.

4.3. Önerilen Genel Alternatif Testi

Bu bölümde, karma tasarımlarda genel alternatifler için önerilen test istatistiği tanıtılmıştır. Önerilen karma tasarım, bir tamamlanmış rastgele blok tasarım ile tamamen rastgele tasarımının kombinasyonundan oluşmaktadır. Bu durumda araştırmacıların tamamlanmış rastgele blok tasarımı ile başladığı ve daha sonrasında ise tamamen rastgele tasarıma geçtiği varsayılmaktadır. Gözlemlerin çoğunluğunun tamamlanmış rastgele blok kısmından geldiği varsayılmaktadır.

T ile gösterilen önerilen test istatistiği eşitlik 4.11’de verildiği gibidir:

$$T = D + KW \quad (4.11)$$

$$= \sum_{j=1}^k \frac{[H_j - \{(k-1)/2k\}]^2}{(k-1)V_U/2k} + \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^k \frac{1}{n_i} \left[R_i - \frac{n_i(N+1)}{2} \right]^2.$$

T test istatistiği, Doksum test istatistiği (D) ve Kruskal-Wallis test istatistiğinin (KW) toplamıdır. H_0 hipotezinin doğruluğu altında, T test istatistiği $2k-1$ serbestlik dereceli ki-kare dağılımına sahiptir. Bunun nedeni, H_0 hipotezinin doğruluğu altında $k-1$ serbestlik dereceli asimptotik ki-kare dağılımlarına sahip olan iki bağımsız test istatistiklerinin toplamı olmasıdır.

4.4. Örnek

Beyzbol sahasındaki noktalardan biri olan birinci başlangıç noktasını turlamanın üç yönteminden hangisinin en iyi olduğunu belirlemek için yapılan bir çalışmada, ortalama olarak ikinci başlangıç noktasına ulaşma süresini en aza indirecek şekilde belirlenmiştir. Çalışmaya katılan 22 beyzbol oyuncusunun her biri ana başlangıç noktasından altı kez ikinci başlangıç noktasına koşmuştur. Rastgele bir tasarım kullanarak oyuncu başına bu altı işlem, tamamlama, dar açı ve geniş açı olan üç yöntem arasında eşit olarak bölünmüştür. Çizelge 4.1’de sonuçlar verilmiştir (Woodward, 1970).

Çizelge 4.1. Birinci Başlangıç Noktasını Turlama Süreleri

	Yöntemler		
Oyuncular	Tamamlama	Dar Açı	Geniş Açı
1	5,40 (1)	5,50 (2)	5,55 (3)
2	5,85 (3)	5,70 (1)	5,75 (2)
3	5,20 (1)	5,60 (3)	5,50 (2)
4	5,55 (3)	5,50 (2)	5,40 (1)
5	5,90 (3)	5,85 (2)	5,70 (1)

Çizelge 4.1. (Devam) Birinci Başlangıç Noktasını Turlama Süreleri

6	5,45 (1)	5,55 (2)	5,60 (3)
7	5,40 (2,5)	5,40 (2,5)	5,35 (1)
8	5,45 (2)	5,50 (3)	5,35 (1)
9	5,25 (3)	5,15 (2)	5,00 (1)
10	5,85 (3)	5,80 (2)	5,70 (1)
11	5,25 (3)	5,20 (2)	5,10 (1)
12	5,65 (3)	5,55 (2)	5,45 (1)
13	5,60 (3)	5,35 (1)	5,45 (2)
14	5,05 (3)	5,00 (2)	4,95 (1)
15	5,50 (2,5)	5,50 (2,5)	5,40 (1)
16	5,45 (1)	5,55 (3)	5,50 (2)
17	5,55 (2,5)	5,55 (2,5)	5,35 (1)
18	5,45 (1)	5,50 (2)	5,55 (3)
19	5,50 (3)	5,45 (2)	5,25 (1)
20	5,65 (3)	5,60 (2)	5,40 (1)
21	5,70 (3)	5,65 (2)	5,55 (1)
22	6,30 (2,5)	6,30 (2,5)	6,25 (1)
	$R_1 = 53$	$R_2 = 47$	$R_3 = 32$

Kaynak: W. F. Woodward (1970).

Çizelge 4.1'deki verilerden yararlanılarak T_{12} ve B_{12} 'nin hesaplaması çizelge 4.2'de gösterilmiştir.

Çizelge 4.2. Çizelge 4.1'deki veriler için T_{12} ve B_{12} 'nin elde edilmesi

j	$X_{j1} - X_{j2}$	Y_{12}^j	R_{12}^j	Ψ_{12}^{*j}	$R_{12}^j \Psi_{12}^{*j}$
1	-0,10	0,10	17	1	17
2	0,15	0,15	20	0	0
3	-0,40	0,40	22	1	22
4	0,05	0,05	9,5	0	0
5	0,05	0,05	9,5	0	0

Çizelge 4.2. (Devam) Çizelge 4.1'deki veriler için T_{12} ve B_{12} 'nin elde edilmesi

6	-0,10	0,10	17	1	17
7	0,00	0,00	2,5	0,5	1,25
8	-0,05	0,05	9,5	1	9,5
9	0,10	0,10	17	0	0
10	0,05	0,05	9,5	0	0
11	0,05	0,05	9,5	0	0
12	0,10	0,10	17	0	0
13	0,25	0,25	21	0	0
14	0,05	0,05	9,5	0	0
15	0,00	0,00	2,5	0,5	1,25
16	-0,10	0,10	17	1	17
17	0,00	0,00	2,5	0,5	1,25
18	-0,05	0,05	9,5	1	9,5
19	0,05	0,05	9,5	0	0
20	0,05	0,05	9,5	0	0
21	0,05	0,05	9,5	0	0
22	0,00	0,00	2,5	0,5	1,25
				$B_{12} = 8$	$T_{12} = 97$

Çizelge 4.1'deki verilerden yararlanılarak T_{13} ve B_{13} 'ün hesaplaması çizelge 4.3'te gösterilmiştir. B_{12} ve T_{12} istatistikleri çizelge 4.2'nin sırasıyla bir sonraki ve son sütunlardaki girdiler toplanarak elde edilir.

$$H_{uv} = \frac{2(T_{uv} - B_{uv})}{n(n-1)}, \quad 1 \leq u < v \leq k.$$

$$H_{12} = \frac{2(T_{12} - B_{12})}{22(22-1)} = \frac{2(97-8)}{22(21)} = \frac{178}{462} = 0,385$$

olarak elde edilir.

Çizelge 4.3. Çizelge 4.1'deki veriler için T_{13} ve B_{13} 'nin elde edilmesi

j	$X_{j1} - X_{j3}$	Y_{13}^j	R_{13}^j	Ψ_{13}^{*j}	$R_{13}^j \Psi_{13}^{*j}$
1	-0,15	0,15	12	1	12
2	0,10	0,10	6	0	0
3	-0,30	0,30	22	1	22
4	0,15	0,15	12	0	0
5	0,20	0,20	17	0	0
6	-0,15	0,15	12	1	12
7	0,05	0,05	2	0	0
8	0,10	0,10	6	0	0
9	0,25	0,25	20	0	0
10	0,15	0,15	12	0	0
11	0,15	0,15	12	0	0
12	0,20	0,20	17	0	0
13	0,15	0,15	12	0	0
14	0,10	0,10	6	0	0
15	0,10	0,10	6	0	0
16	-0,05	0,05	2	1	2
17	0,20	0,20	17	0	0
18	-0,10	0,10	6	1	6
19	0,25	0,25	20	0	0
20	0,25	0,25	20	0	0
21	0,15	0,15	12	0	0
22	0,05	0,05	2	0	0
				$B_{13} = 5$	$T_{13} = 54$

Çizelge 4.1'deki verilerden yararlanılarak T_{23} ve B_{23} 'nin hesaplaması çizelge 4.4'de gösterilmiştir.

$$H_{uv} = \frac{2(T_{uv} - B_{uv})}{n(n-1)}, \quad 1 \leq u < v \leq k.$$

$$H_{13} = \frac{2(T_{13} - B_{13})}{22(22-1)} = \frac{2(54-5)}{22(21)} = \frac{98}{462} = 0,212$$

olarak elde edilir.

Çizelge 4.4. Çizelge 4.1'deki veriler için T_{23} ve B_{23} 'nin elde edilmesi

j	$X_{j2} - X_{j3}$	Y_{23}^j	R_{23}^j	Ψ_{23}^{*j}	$R_{23}^j \Psi_{23}^{*j}$
1	-0,05	0,05	4,5	1	4,5
2	-0,05	0,05	4,5	1	4,5
3	0,10	0,10	12,5	0	0
4	0,10	0,10	12,5	0	0
5	0,15	0,15	18	0	0
6	-0,05	0,05	4,5	1	4,5
7	0,05	0,05	4,5	0	0
8	0,15	0,15	18	0	0
9	0,15	0,15	18	0	0
10	0,10	0,10	12,5	0	0
11	0,10	0,10	12,5	0	0
12	0,10	0,10	12,5	0	0
13	-0,10	0,10	12,5	1	12,5
14	0,05	0,05	4,5	0	0
15	0,10	0,10	12,5	0	0
16	0,05	0,05	4,5	0	0
17	0,20	0,20	21	0	0
18	-0,05	0,05	4,5	1	4,5
19	0,20	0,20	21	0	0
20	0,20	0,20	21	0	0
21	0,10	0,10	12,5	0	0
22	0,05	0,05	4,5	0	0
				$B_{23} = 5$	$T_{23} = 30,5$

$$H_{uv} = \frac{2(T_{uv} - B_{uv})}{n(n-1)}, \quad 1 \leq u < v \leq k.$$

$$H_{23} = \frac{2(T_{23} - B_{23})}{22(22-1)} = \frac{2(30,5-5)}{22(21)} = \frac{51}{462} = 0,110$$

olarak elde edilir. Daha sonra eşitlik 4.6'da verilen H_u istatistik değerleri her bir durum için hesaplanır. Bununla birlikte $u > v$ için ise $H_{uv} = 1 - H_{vu}$ bağıntısının kullanıldığı bilgisine eşitlik 4.5'i takiben değinilmiştir.

$$\begin{aligned} H_{1.} &= \frac{H_{11} + H_{12} + H_{13}}{3} \\ &= \frac{0 + 0,385 + 0,212}{3} = 0,199 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} H_{2.} &= \frac{H_{21} + H_{22} + H_{23}}{3} \\ &= \frac{0 + 0,615 + 0,110}{3} = 0,242 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} H_{3.} &= \frac{H_{31} + H_{32} + H_{33}}{3} \\ &= \frac{0,788 + 0,890 + 0}{3} = 0,559 \end{aligned}$$

değerleri elde edilir. Daha sonra eşitlik 4.7'de verilen V_U istatistik değeri hesaplanır.

$$V_U = \frac{2n-1+(k-2)[7(n-2)+13-6n]}{3kn(n-1)}$$

$$V_U = \frac{2(22) - 1 + [7(20) + 13 - 6(22)]}{3(3)(22)(21)} = 0,15$$

değeri elde edilir. Doksum test istatistiğinin değeri elde ettiğimiz gerekli hesaplamaları eşitlik 4.8’de yerine koyarak hesaplanır.

$$D = \sum_{j=1}^k \frac{[H_{j.} - \{(k-1)/2k\}]^2}{(k-1)V_U/2k}.$$

$$D = \frac{\left[0,199 - \left(\frac{1}{3}\right)\right]^2 + \left[0,242 - \left(\frac{1}{3}\right)\right]^2 + \left[0,559 - \left(\frac{1}{3}\right)\right]^2}{2(0,015)/6} = 15,5$$

burada elde edilen D değerine, k serbestlik dereceli ki-kare dağılımına bakıldığında reddedilen en düşük anlamlılık seviyesinin 0.001’den küçük olduğu görülmüştür. Burada, $p < \alpha$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir.

4.5. Örnek: Mukosiliyer Klerens’in Yarı Ömrü

Thomson ve Short (1969), normal bireylerde, obstrüktif (tıkayıcı) hava yolu hastalığı olan bireylerde ve asbestosizli bireylerde tozların hava yollarından temizlenmesi oranları doğrultusunda mukosiliyer yeterliliği değerlendirdiler. Çizelge 4.5, Thomson-Short verilerinin bir alt kümesine dayanmaktadır. Gözlemlerin ortak sıraları veri değerlerinden sonra çizelge 4.5’te verilmiştir. İşlem sırası toplamaları (R_1, R_2 ve R_3), sütunların altında verilmiştir.

Üç bireyin, mukosiliyer klerens yarı ömrü için farklılık olup olmadığı test edilmek istenmektedir. Örnek amacıyla, anlamlılık seviyesini $\alpha = 0,05$ olarak alınmıştır. Örnek boyutlarının 4, 5 ve 5 olduğu durumda KW test istatistiğinin tablo değeri $h_{0,05} = 5,643$ olarak bulunmuştur. Eğer, $KW \geq 5,643$ ise H_0 hipotezi reddedilir.

Çizelge 4.5’ te $n_1 = n_3 = 5$, $n_2 = 4$ ve $N = 14$ olarak verilmiştir. Eşitlik 4.10’dan yararlanarak Kruskal-Wallis test istatistiği değeri aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$KW = \frac{12}{14(14+1)} \left(\frac{(36)^2}{5} + \frac{(36)^2}{4} + \frac{(33)^2}{5} \right) - 3(14+1) = 0,771$$

olarak elde edilmiştir.

Çizelge 4.5. Mukosiliyer Klerens (h)’ın Yarı Ömrü

Denekler		
Normal Bireyler	Tıkayıcı Havayolu Hastası Bireyler	Asbestosizli Bireyler
2,9 (8)	3,8 (13)	2,8 (7)
3,0 (9)	2,7 (6)	3,4 (11)
2,5 (4)	4,0 (14)	3,7 (12)
2,6 (5)	2,4 (3)	2,2 (2)
3,2 (10)		2,0 (1)
$R_1 = 36$	$R_2 = 36$	$R_3 = 33$

Kaynak: M.L. Thomson and M.D. Short (1969).

KW değeri, kritik değer 5,643’ten küçük olduğundan $\alpha = 0,05$ anlamlılık seviyesinde H_0 hipotezi reddedilemez. Aslında tablo değerlerinden $x = 0,771$ ve örnek boyutları 4, 5 ve 5 için $P_0 = (KW \geq 0,771) > 0,1009$ elde edilmiştir. Bu nedenle test istatistiğinin gözlemlenen değeri olan $KW = 0,771$ değeri, H_0 ’ı H_1 lehine reddedebileceğimiz en düşük anlamlılık seviyesi $\alpha = 0,10$ ’dan daha büyüktür.

Yeterince büyük örneklem için, KW değeri $k-1=2$ serbestlik dereceli ile ki-kare dağılımı ile karşılaştırılır. $KW = 0,771$ değerinin 2 serbestlik dereceli ki-kare dağılımı için yaklaşık 0,64 yüzdelik olduğu görülmüştür. Bu nedenle, bu veriler ve test yöntemi için yaklaşık p değeri 0,64’tür.

Hem kesin test hem de yeterince büyük örnek çaplarında, üç birey yığını için mukosiliyer klerensin (aktivitenin) yarı ömründe önemli farklılıkları destekleyen hemen hemen hiçbir örnek kanıt olmadığı söylenebilir.

4.6. Örnek

Sıralı alternatiflerde verilmiş olan biyoloji sınavı örneğini genel alternatifler için düşünüldüğü varsayalım. Örneğimizde biyoloji sınavına girecek olan 15 öğrencinin olduğunu ve araştırmacıların öğrenciler (işlemler) arasında fark olup olmadığını test etmek amaçlanmıştır. İlk olarak 15 öğrencinin (bloklar) tamamına 4 sınavın hepsi uygulanıyor.

Fakat yapılan bu işlem sırasında, bu metodun çok pahalı olduğu ortaya çıkmıştır. Daha sonra geriye kalan sınavlar 15 öğrencinin (işlemler) her birine beşer tane yaptırılmıştır. Veri çizelge 4.6’da verildiği gibidir (Magel ve diğerleri, 2010).

Çizelge 4.6. 35 öğrencinin 4 sınavdan aldığı notlar.

Öğrenci (Blok)	Sınav (İşlem)				
		1	2	3	4
	1	80	83	74	85
	2	62	67	60	64
	3	73	80	69	82
	4	85	90	75	88
	5	50	57	48	60
	6	79	84	71	87
	7	90	95	86	97
	8	88	93	84	92
	9	83	90	80	91
	10	79	78	81	84
	11	66	67	60	69
	12	74	78	70	79
	13	82	79	85	78
	14	91	94	89	95
	15	83	80	81	84
	16	66	.	.	.
	17	75	.	.	.
	18	88	.	.	.
	19	77	.	.	.
	20	92	.	.	.
	21	.	70	.	.
	22	.	77	.	.
	23	.	90	.	.
	24	.	76	.	.
	25	.	95	.	.
	26	.	.	65	.
	27	.	.	86	.
	28	.	.	72	.
	29	.	.	89	.
	30	.	.	74	.
	31	.	.	.	80
	32	.	.	.	90
	33	.	.	.	70
34	.	.	.	94	
35	.	.	.	78	

Çizelge 4.7. Tamamlanmış rastgele blok tasarımı için sıra değerleri.

Sınav (İşlem)					
Öğrenci (Blok)		1	2	3	4
	1	2	3	1	4
	2	2	4	1	3
	3	2	3	1	4
	4	2	4	1	3
	5	2	3	1	4
	6	2	3	1	4
	7	2	3	1	4
	8	2	4	1	3
	9	2	3	1	4
	10	2	1	3	4
	11	2	3	1	4
	12	2	3	1	4
	13	3	2	4	1
	14	2	3	1	4
	15	3	1	2	4

Burada sıra değerleri aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

$$R_1 = 32, R_2 = 43, R_3 = 21, R_4 = 54.$$

Çizelge 4.6'daki verilerden yararlanarak tamamlanmış rastgele blok tasarımında kullanılan Doksum testi değeri için T_{12} ve B_{12} 'nin ayrıntılı hesaplaması çizelge 4.8'de gösterilmiştir.

Çizelge 4.8. Çizelge 4.6'daki veriler için T_{12} ve B_{12} 'nin elde edilmesi

j	$X_{j1} - X_{j2}$	Y_{12}^j	R_{12}^j	Ψ_{12}^{*j}	$R_{12}^j \Psi_{12}^{*j}$
1	-3	3	4,5	1	4,5
2	-5	5	10	1	10
3	-7	7	14	1	14
4	-5	5	10	1	10
5	-7	7	14	1	14
6	-5	5	10	1	10
7	-5	5	10	1	10
8	-5	5	10	1	10
9	-7	7	14	1	14

Çizelge 4.8. (Devam) Çizelge 4.6'daki veriler için T_{12} ve B_{12} 'nin elde edilmesi

10	1	1	1,5	0	0
11	-1	1	1,5	1	1,5
12	-4	4	7	1	7
13	3	3	4,5	0	0
14	-3	3	4,5	1	4,5
15	3	3	4,5	0	0
				$B_{12} = 12$	$T_{12} = 109,5$

$$H_{uv} = \frac{2(T_{uv} - B_{uv})}{n(n-1)}, \quad 1 \leq u < v \leq k.$$

$$H_{12} = \frac{2(T_{12} - B_{12})}{15(15-1)} = \frac{2(109,5-12)}{15(14)} = \frac{195}{210} = 0,928$$

olarak elde edilir.

Çizelge 4.9. Çizelge 4.6'daki veriler için T_{13} ve B_{13} 'nin elde edilmesi

j	$X_{j1} - X_{j3}$	Y_{13}^j	R_{13}^j	Ψ_{13}^{*j}	$R_{13}^j \Psi_{13}^{*j}$
1	6	6	12,5	0	0
2	2	2	3	0	0
3	4	4	9,5	0	0
4	10	10	15	0	0
5	2	2	3	0	0
6	8	8	14	0	0
7	4	4	9,5	0	0
8	4	4	9,5	0	0
9	3	3	6,5	0	0
10	-2	2	3	1	3
11	6	6	12,5	0	0
12	4	4	9,5	0	0

Çizelge 4.9. (Devam) Çizelge 4.6'daki veriler için T_{13} ve B_{13} 'nin elde edilmesi

13	-3	3	6,5	1	6,5
14	2	2	3	0	0
15	2	2	3	0	0
				$B_{13} = 2$	$T_{13} = 9,5$

$$H_{uv} = \frac{2(T_{uv} - B_{uv})}{n(n-1)}, \quad 1 \leq u < v \leq k.$$

$$H_{13} = \frac{2(T_{13} - B_{13})}{15(15-1)} = \frac{2(9,5-2)}{15(14)} = \frac{15}{210} = 0,071$$

değeri bulunur.

Çizelge 4.10. Çizelge 4.6'daki veriler için T_{14} ve B_{14} 'nin elde edilmesi

j	$X_{j1} - X_{j4}$	Y_{14}^j	R_{14}^j	Ψ_{14}^{*j}	$R_{14}^j \Psi_{14}^{*j}$
1	-5	5	9	1	9
2	-2	2	2	1	2
3	-9	9	14	1	14
4	-3	3	3,5	1	3,5
5	-10	10	15	1	15
6	-8	8	12,5	1	12,5
7	-7	7	11	1	11
8	-4	4	6	1	6
9	-8	8	12,5	1	12,5
10	-5	5	9	1	9
11	-3	3	3,5	1	3,5
12	-5	5	9	1	9
13	4	4	6	0	0
14	-4	4	6	1	6

Çizelge 4.10. (Devam) Çizelge 4.6'daki veriler için T_{14} ve B_{14} 'nin elde edilmesi

15	-1	1	1	1	1
				$B_{14} = 14$	$T_{14} = 114$

$$H_{uv} = \frac{2(T_{uv} - B_{uv})}{n(n-1)}, \quad 1 \leq u < v \leq k.$$

$$H_{14} = \frac{2(T_{14} - B_{14})}{15(15-1)} = \frac{2(114-14)}{15(14)} = \frac{200}{210} = 0,952$$

Çizelge 4.11. Çizelge 4.6'daki veriler için T_{23} ve B_{23} 'nin elde edilmesi

j	$X_{j2} - X_{j3}$	Y_{23}^j	R_{23}^j	Ψ_{23}^{*j}	$R_{23}^j \Psi_{23}^{*j}$
1	9	9	9,5	0	0
2	7	7	5,5	0	0
3	11	11	13	0	0
4	15	15	15	0	0
5	9	9	9,5	0	0
6	13	13	14	0	0
7	9	9	9,5	0	0
8	9	9	9,5	0	0
9	10	10	12	0	0
10	-3	3	2	1	2
11	7	7	5,5	0	0
12	8	8	7	0	0
13	-6	6	4	1	4
14	5	5	2	0	0
15	-1	1	1	1	1
				$B_{23} = 3$	$T_{23} = 7$

$$H_{uv} = \frac{2(T_{uv} - B_{uv})}{n(n-1)}, \quad 1 \leq u < v \leq k.$$

$$H_{23} = \frac{2(T_{23} - B_{23})}{15(15-1)} = \frac{2(7-3)}{15(14)} = \frac{8}{210} = 0,038$$

sonucu elde edilir.

Çizelge 4.12. Çizelge 4.6'daki veriler için T_{24} ve B_{24} 'nin elde edilmesi

j	$X_{j2} - X_{j4}$	Y_{24}^j	R_{24}^j	Ψ_{24}^{*j}	$R_{24}^j \Psi_{24}^{*j}$
1	-2	2	8	1	8
2	3	3	12	0	0
3	-2	2	8	1	8
4	2	2	8	0	0
5	-3	3	12	1	12
6	-3	3	12	1	12
7	-2	2	8	1	8
8	1	1	3	0	0
9	-1	1	3	1	3
10	-6	6	15	1	15
11	-2	2	8	1	8
12	-1	1	3	1	3
13	1	1	3	0	0
14	-1	1	3	1	3
15	-4	4	14	1	14
				$B_{24} = 11$	$T_{24} = 94$

$$H_{uv} = \frac{2(T_{uv} - B_{uv})}{n(n-1)}, \quad 1 \leq u < v \leq k.$$

$$H_{24} = \frac{2(T_{24} - B_{24})}{15(15-1)} = \frac{2(94-11)}{15(14)} = \frac{188}{210} = 0,790$$

olarak elde edilir.

Çizelge 4.13. Çizelge 4.6'daki veriler için T_{34} ve B_{34} 'nin elde edilmesi

j	$X_{j3} - X_{j4}$	Y_{34}^j	R_{34}^j	Ψ_{34}^{*j}	$R_{34}^j \Psi_{34}^{*j}$
1	-11	11	10	1	10
2	-4	4	3	1	3
3	-13	13	13,5	1	13,5
4	-13	13	13,5	1	13,5
5	-12	12	12	1	12
6	-16	16	15	1	15
7	-11	11	10	1	10
8	-8	8	6	1	6
9	-11	11	10	1	10
10	-3	3	1,5	1	1,5
11	-9	9	7,5	1	7,5
12	-9	9	7,5	1	7,5
13	7	7	5	0	0
14	-6	6	4	1	4
15	-3	3	1,5	1	1,5
				$B_{34} = 14$	$T_{34} = 115$

$$H_{uv} = \frac{2(T_{uv} - B_{uv})}{n(n-1)}, \quad 1 \leq u < v \leq k.$$

$$H_{34} = \frac{2(T_{34} - B_{34})}{15(15-1)} = \frac{2(115-14)}{15(14)} = \frac{202}{210} = 0,961$$

olarak elde edilir. Daha sonra eşitlik 4.6'da verilen $H_{u.}$ istatistik değerleri her bir durum için hesaplanır.

$$H_{1.} = \frac{H_{11} + H_{12} + H_{13} + H_{14}}{4}$$

$$= \frac{0 + 0,928 + 0,071 + 0,952}{4} = 0,487$$

$$H_{2.} = \frac{(1 - H_{12}) + H_{22} + H_{23} + H_{24}}{4}$$

$$= \frac{(1 - 0,928) + 0 + 0,038 + 0,790}{4} = 0,225$$

$$H_{3.} = \frac{(1 - H_{13}) + (1 - H_{23}) + H_{33} + H_{34}}{4}$$

$$= \frac{(1 - 0,071) + (1 - 0,038) + 0 + 0,961}{4} = 0,713$$

$$H_{4.} = \frac{(1 - H_{14}) + (1 - H_{24}) + (1 - H_{34}) + H_{44}}{4}$$

$$= \frac{(1 - 0,952) + (1 - 0,790) + (1 - 0,961) + 0}{4} = 0,074$$

değerleri elde edilir. Daha sonra eşitlik 4.7’de verilen V_U istatistik değeri hesaplanır.

$$V_U = \frac{2n - 1 + (k - 2)[7(n - 2) + 13 - 6n]}{3kn(n - 1)}.$$

$$V_U = \frac{2(15) - 1 + (4 - 2)[7(13) + 13 - 6(15)]}{3(4)(15)(14)} = 0,022$$

değeri elde edilir. Doksum test istatistiğinin değeri elde ettiğimiz gerekli hesaplamaları eşitlik 4.8’de yerine koyarak hesaplanır.

$$D = \sum_{j=1}^k \frac{\left[H_{j.} - \left\{ (k-1)/2k \right\} \right]^2}{(k-1)V_U/2k}$$

$$D = \frac{\left[0,487 - \left(\frac{3}{8} \right) \right]^2 + \left[0,225 - \left(\frac{3}{8} \right) \right]^2 + \left[0,713 - \left(\frac{3}{8} \right) \right]^2 + \left[0,074 - \left(\frac{3}{8} \right) \right]^2}{3(0,022)/8}$$

$$= 29,07$$

burada elde edilen D değerine, k serbestlik dereceli ki-kare dağılımına bakıldığında reddedilen en düşük anlamlılık seviyesinin 0,001'den küçük olduğu görülmüştür. Burada, D test istatistiğinin p -değeri 0,000003 olarak elde edilmiştir ve $p < \alpha$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir.

Çizelge 4.14. Tamamen rastgele tasarımın sıra değerleri

Sınav (İşlem)					
Öğrenci (Blok)		1	2	3	4
	16	2	.	.	.
	17	7	.	.	.
	18	14	.	.	.
	19	9,5	.	.	.
	20	18	.	.	.
	21	.	3,5	.	.
	22	.	9,5	.	.
	23	.	16,5	.	.
	24	.	8	.	.
	25	.	20	.	.
	26	.	.	1	.
	27	.	.	13	.
	28	.	.	5	.
	29	.	.	15	.
	30	.	.	6	.
	31	.	.	.	12
	32	.	.	.	16,5
	33	.	.	.	3,5
	34	.	.	.	19
	35	.	.	.	11

Buradan sıra deęerleri ařaęıdaki gibi hesaplanmıřtır:

$$R_1 = 50.5, R_2 = 57.5, R_3 = 40, R_4 = 62.$$

Buradan Doksum ve Kruskal-Wallis test istatistiklerinin toplamı olan T istatistięi,

$$T = D + K$$

$$= D + \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^k \frac{1}{n_i} \left[R_i - \frac{n_i(N+1)}{2} \right]^2 = 29,07 + 1,57$$

$$= 30,64$$

olarak elde edilmiřtir. Sonu olarak, tamamlanmıř rastgele blok tasarımının olduęu yalnızca 15 blok kullanılarak hesaplanan test istatistięinin deęeri 29,07 ve p -deęeri 0,000003'tür. Doksum ve Kruskal-Wallis testinin birleřtirilerek meydana gelen test istatistięinin deęeri 30,64 ve p -deęeri 0,00001 olarak elde edilmiřtir. Burada, $p < \alpha$ olduęundan H_0 hipotezi reddedilmiřtir. Öğrencilerin girmiř oldukları sınavlardan aldıkları puanlar arasında anlamlı bir farklılık vardır.

5. SİMÜLASYON ÇALIŞMASI

5.1. Sıralı Alternatifler İçin Simülasyon Çalışması

Bu kısımda, üçüncü bölümde anlatılan Page (1963), Jonckheere-Terpstra ve Uyarlanmış Jonckheere-Terpstra testleri ile önerilen iki test kombinasyonu Magel ve diğerleri (2013) tarafından önerilen testlerin deneysel I. tip hata oranı ve testin gücü bakımından karşılaştırılması, Monte-Carlo simülasyon yoluyla yapılarak sonuçlar çizelgelerle gösterilmiştir. Simülasyon çalışmasında, tamamlanmış rastgele kısım için blok sayıları 16, 32, 40, tamamen rastgele tasarım kısmı için ise 4, 5, 8, 10, 20 olarak alınmıştır. Çalışmada, işlem sayısı üç, dört ve beş olarak ele alınmıştır. Deneysel I. tip hata oranı ve testin gücü için rastgele sayılar farklı ortalama parametrelerinde normal dağılımdan üretilmiştir. Çizelgelerde ortalamaların sıfır olduğu durum, testlerin I. tip hata oranlarını, ortalamaların en az birinin sıfırdan farklı olduğu durum ise testlerin güç değerlerini göstermektedir. Nominal $\alpha = 0.05$ olarak alınmıştır. 5000 deneme yapılmıştır. Simülasyon çalışması MATLAB R2013a programında gerçekleştirilmiştir.

Çizelge 5.1. $k = 3$, blok = 40 ve $n = 10$.

μ_1	μ_2	μ_3	Page	Z_{comb}	Z_{combII}	Z_1	Z_2
0	0	0	0,0524	0,0494	0,0516	0,0482	0,0504
0	0,1	0,2	0,1882	0,1952	0,1526	0,2	0,1386
0	0,2	0,4	0,4654	0,5096	0,363	0,5132	0,3164
0	0,3	0,6	0,7358	0,801	0,6158	0,802	0,5418
0	0,4	0,8	0,92	0,9528	0,8356	0,954	0,7592
0	0,5	1	0,9838	0,994	0,9402	0,9942	0,8932
0	0	0,25	0,238	0,2728	0,1978	0,2744	0,1724
0	0,25	0,50	0,6042	0,661	0,4904	0,6612	0,43
0,25	0,50	0,75	0,5888	0,6744	0,4896	0,6748	0,4268
0,50	0,50	0,75	0,2508	0,2756	0,2116	0,279	0,1842
0,15	0,40	0,80	0,7912	0,8604	0,682	0,8632	0,6032
0	0,3	0,9	0,9578	0,9794	0,89	0,9808	0,825
0,60	0,75	0,90	0,3182	0,353	0,2542	0,3584	0,217

Gerçekleştirilmiş olan simülasyon sonuçlarına göre Çizelge 5.1 de test istatistiklerinin nominal alfa değerinde seyrettiği görülmektedir. Önermiş olduğumuz Z_1 testinin Magel ve diğerleri (2013) tarafından önerilen test kombinasyonundan daha yüksek güç değerlerine sahip olduğu görülmüştür.

Çizelge 5.2. $k = 3$, blok = 40 ve $n = 20$.

μ_1	μ_2	μ_3	Page	Z_{comb}	Z_{combII}	Z_1	Z_2
0	0	0	0,0484	0,0474	0,0442	0,0474	0,0468
0	0,1	0,2	0,194	0,2466	0,166	0,2484	0,157
0	0,2	0,4	0,4574	0,617	0,3882	0,6192	0,3696
0	0,3	0,6	0,7334	0,8894	0,6604	0,8906	0,632
0	0,4	0,8	0,9076	0,9868	0,866	0,987	0,843
0	0,5	1	0,9818	0,9996	0,9628	0,9996	0,954
0	0	0,25	0,2442	0,3312	0,2182	0,3322	0,2088
0	0,25	0,50	0,6106	0,7824	0,542	0,7834	0,518
0,25	0,50	0,75	0,6078	0,7764	0,5232	0,7768	0,5002
0,50	0,50	0,75	0,2452	0,33	0,2124	0,3314	0,205
0,15	0,40	0,80	0,7958	0,9308	0,7324	0,9318	0,7048
0	0,3	0,9	0,9602	0,9964	0,9296	0,9964	0,9096
0,60	0,75	0,90	0,3144	0,4278	0,2896	0,4302	0,2756

Çizelge 5.2 de $k=3$ için tamamlanmış blok kısmın 40 ve tamamen rastgele kısmın 20 olduğu durumda önermiş olduğumuz Z_1 testi değerlerinin, Z_{comb} ve Z_{combII} değerlerinden daha yüksek güç değerlerine sahiptir.

Çizelge 5.3. $k = 3$, blok = 16, $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = 4$.

μ_1	μ_2	μ_3	Page	Z_{comb}	Z_{combII}	Z_1	Z_2
0	0	0	0,0486	0,051	0,0462	0,0512	0,0486
0	0,1	0,2	0,1136	0,1382	0,1198	0,1404	0,1172
0	0,2	0,4	0,2232	0,2854	0,2462	0,2912	0,2302
0	0,3	0,6	0,4078	0,5052	0,4242	0,5096	0,3806
0	0,4	0,8	0,57	0,7158	0,6236	0,7194	0,5704

Çizelge 5.3. (Devam) $k = 3$, blok = 16, $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = 4$.

0	0,5	1	0,7588	0,8738	0,798	0,879	0,7408
0	0	0,25	0,1454	0,1544	0,134	0,1608	0,1308
0	0,25	0,50	0,3134	0,4126	0,344	0,4168	0,313
0,25	0,50	0,75	0,3146	0,3986	0,3386	0,4016	0,3098
0,50	0,50	0,75	0,1464	0,1658	0,1372	0,173	0,1434
0,15	0,40	0,80	0,4436	0,5532	0,4642	0,5636	0,4272
0	0,3	0,9	0,6478	0,7684	0,6834	0,7768	0,6342
0,60	0,75	0,90	0,1556	0,2014	0,1684	0,202	0,1674

Çizelge 5.3 te $k=3$ için tamamlanmış blok kısmın 16 ve tamamen rastgele kısmın $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = 4$ olduğu farklı örnek çaplarında önermiş olduğumuz Z_1 testi Z_{comb} testi ile karşılaştırıldığında, önerilmiş olan Z_1 testinin daha yüksek güç değerlerine sahip olduğu görülmüştür.

Çizelge 5.4. $k = 3$, blok = 32, $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = 4$.

μ_1	μ_2	μ_3	Page	Z_{comb}	Z_{combII}	Z_1	Z_2
0	0	0	0,0428	0,0522	0,0498	0,0508	0,0482
0	0,1	0,2	0,1558	0,1756	0,1598	0,1778	0,1434
0	0,2	0,4	0,3686	0,3986	0,3632	0,4014	0,3078
0	0,3	0,6	0,6304	0,6676	0,6226	0,6696	0,5346
0	0,4	0,8	0,837	0,868	0,8288	0,87	0,7442
0	0,5	1	0,954	0,9676	0,9482	0,969	0,8922
0	0	0,25	0,209	0,2112	0,192	0,2166	0,169
0	0,25	0,50	0,4936	0,5284	0,4862	0,5286	0,4186
0,25	0,50	0,75	0,5008	0,5362	0,4964	0,5396	0,4226
0,50	0,50	0,75	0,1964	0,205	0,1882	0,2092	0,166
0,15	0,40	0,80	0,6774	0,721	0,675	0,725	0,5894
0	0,3	0,9	0,906	0,9174	0,8886	0,924	0,8086
0,60	0,75	0,90	0,25	0,2718	0,2486	0,2728	0,2118

Çizelge 5.4 için $k=3$, tamamlanmış blok kısmın 32 ve tamamen rastgele kısmın ise $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = 4$ olduğu farklı örnek çaplarında önermiş olduğumuz Z_1 testi değerlerinin, Magel ve diğerleri (2013) tarafından önerilen test kombinasyonu değerlerinden daha yüksek güç değerlerine sahip olduğu görülmüştür.

Çizelge 5.5. $k = 3$, blok = 40, $n_1 = 10$ ve $n_2 = n_3 = 5$.

μ_1	μ_2	μ_3	Page	Z_{comb}	Z_{combII}	Z_1	Z_2
0	0	0	0,045	0,044	0,0486	0,0454	0,0508
0	0,1	0,2	0,1894	0,1982	0,183	0,1992	0,1548
0	0,2	0,4	0,456	0,468	0,412	0,4714	0,3328
0	0,3	0,6	0,7442	0,7536	0,6858	0,7578	0,5686
0	0,4	0,8	0,9152	0,9294	0,8772	0,933	0,7826
0	0,5	1	0,983	0,9866	0,9682	0,9886	0,917
0	0	0,25	0,2502	0,2344	0,2114	0,2464	0,1798
0	0,25	0,50	0,6088	0,6192	0,5458	0,6222	0,4592
0,25	0,50	0,75	0,617	0,6252	0,552	0,6274	0,4462
0,50	0,50	0,75	0,2418	0,2412	0,2128	0,2434	0,1836
0,15	0,40	0,80	0,8008	0,8096	0,7336	0,815	0,634
0	0,3	0,9	0,957	0,965	0,9264	0,968	0,8552
0,60	0,75	0,90	0,316	0,3146	0,288	0,3174	0,2442

Çizelge 5.5 te $k=3$ için tamamlanmış blok kısmın 40 ve tamamen rastgele kısmın $n_1 = 10$ ve $n_2 = n_3 = 5$ olduğu farklı örnek çaplarında önermiş olduğumuz Z_1 testi değerlerinin, Z_{comb} ve Z_{combII} değerlerinden sadece bir durum haricinde diğer tüm durumlarda daha yüksek güç değerleri aldığı görülmüştür.

Çizelge 5.6. $k = 4$, blok = 40 ve $n = 10$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	Page	Z_{comb}	Z_{combII}	Z_1	Z_2
0	0	0	0	0,0436	0,047	0,052	0,0474	0,0552
0	0,1	0,2	0,3	0,3186	0,383	0,2976	0,3832	0,2374
0	0	0,25	0,25	0,3306	0,3732	0,2928	0,3768	0,227

Çizelge 5.6. (Devam) $k = 4$, blok = 40 ve $n = 10$.

0	0,125	0,25	0,25	0,2768	0,324	0,2538	0,3234	0,205
0	0	0	0,5	0,5532	0,6326	0,4974	0,6344	0,3912
0,05	0,1	0,3	0,5	0,5972	0,671	0,5232	0,6738	0,414
0	0	0,5	0,5	0,7726	0,8476	0,718	0,8478	0,5832
0	0,25	0,5	0,5	0,6824	0,7598	0,6224	0,7608	0,4912
0	0,5	0,5	1	0,9762	0,9916	0,9534	0,9922	0,872
0	0,25	0,25	0,5	0,5702	0,6434	0,511	0,6452	0,3992
0	0,25	0,25	0,25	0,221	0,2586	0,2098	0,261	0,1758
0,1	0,2	0,6	1	0,9816	0,993	0,963	0,9932	0,882
0,25	0,25	0,5	0,5	0,3294	0,3744	0,2876	0,3782	0,2318
0	0,1	0,3	0,7	0,8678	0,9202	0,8044	0,922	0,6678
0	0,05	0,15	0,35	0,4024	0,461	0,3496	0,4624	0,275
0	0,15	0,2	0,5	0,597	0,6728	0,534	0,6734	0,4154
0	0	0,1	0,6	0,744	0,8146	0,6668	0,8154	0,53
0	0	0,05	0,3	0,303	0,3488	0,2698	0,3492	0,2154

Çizelge 5.6 için $k=4$, tamamlanmış blok kısmın 40 ve tamamen rastgele kısmın 10 olduğu durumda önermiş olduğumuz Z_1 testi değerlerinin, Magel ve diğerleri (2013) tarafından önerilen test kombinasyonu değerlerinden daha güçlü değerler elde etmiştir. Benzer şekilde çizelge 5.7 ve çizelge 5.8 için $k=4$, tamamlanmış blok kısmın sırasıyla 40 ve 16 olduğu ve tamamen rastgele kısmın ise çizelge 5.7 için 20, çizelge 5.8 için $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = n_4 = 4$ olduğu durumda önermiş olduğumuz Z_1 testi değerleri, diğer test kombinasyonu değerlerinden daha güçlü değerler almıştır. Çizelge 5.9 için baktığımızda $k=4$ için tamamlanmış blok kısımların sırasıyla 32 ve tamamen rastgele kısmın $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = n_4 = 4$ olduğu farklı örnek çaplarında önermiş olduğumuz Z_1 testi değerlerinin, Magel ve diğerleri (2013) tarafından önerilen test kombinasyonu değerlerinden çoğunlukla daha yüksek güç değerleri elde ettiği görülmüştür. Çizelge 5.10 incelendiğinde, $k=4$ için tamamlanmış blok kısmının 40 ve tamamen rastgele kısmın $n_1 = 10$ ve $n_2 = n_3 = n_4 = 5$ olduğu farklı örnek çaplarında önermiş olduğumuz Z_1 testi değerlerinin, Z_{comb} ve Z_{combII}

değerlerinden sadece iki durum haricinde geriye kalan tüm durumlarda daha güçlü değerler elde etmiştir.

Çizelge 5.7. $k = 4$, blok = 40 ve $n = 20$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	Page	Z_{comb}	Z_{combII}	Z_1	Z_2
0	0	0	0	0,0418	0,043	0,0506	0,0436	0,0498
0	0,1	0,2	0,3	0,3288	0,4676	0,3108	0,4688	0,2858
0	0	0,25	0,25	0,3184	0,4568	0,3148	0,4602	0,2822
0	0,125	0,25	0,25	0,2632	0,3786	0,2586	0,3804	0,2334
0	0	0	0,5	0,5548	0,7456	0,521	0,7458	0,4714
0,05	0,1	0,3	0,5	0,6134	0,7796	0,5452	0,7806	0,4876
0	0	0,5	0,5	0,7858	0,9348	0,7404	0,9356	0,6806
0	0,25	0,5	0,5	0,6954	0,8586	0,6308	0,8596	0,5678
0	0,5	0,5	1	0,9776	0,999	0,9622	0,9992	0,9376
0	0,25	0,25	0,5	0,5542	0,7466	0,5294	0,748	0,4754
0	0,25	0,25	0,25	0,235	0,327	0,218	0,3286	0,1998
0,1	0,2	0,6	1	0,9848	0,9994	0,9748	0,9994	0,9494
0,25	0,25	0,5	0,5	0,333	0,4676	0,309	0,4682	0,281
0	0,1	0,3	0,7	0,8698	0,9736	0,828	0,974	0,7762
0	0,05	0,15	0,35	0,382	0,554	0,3772	0,5556	0,3406
0	0,15	0,2	0,5	0,5862	0,774	0,543	0,7772	0,4916
0	0	0,1	0,6	0,743	0,8972	0,6898	0,8998	0,6344
0	0	0,05	0,3	0,3118	0,4382	0,2914	0,4384	0,26

Çizelge 5.8. $k = 4$, blok = 16, $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = n_4 = 4$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	Page	Z_{comb}	Z_{combII}	Z_1	Z_2
0	0	0	0	0,0554	0,053	0,0526	0,0542	0,0514
0	0,1	0,2	0,3	0,2146	0,2314	0,2254	0,233	0,1814
0	0	0,25	0,25	0,2028	0,2214	0,2162	0,2218	0,1788
0	0,125	0,25	0,25	0,1696	0,1926	0,1912	0,194	0,1564
0	0	0	0,5	0,3188	0,3396	0,324	0,3486	0,2558
0,05	0,1	0,3	0,5	0,3546	0,3766	0,3554	0,3846	0,2896

Çizelge 5.8. (Devam) $k = 4$, blok = 16, $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = n_4 = 4$.

0	0	0,5	0,5	0,4788	0,5284	0,5044	0,5408	0,411
0	0,25	0,5	0,5	0,4022	0,4764	0,4598	0,4768	0,3682
0	0,5	0,5	1	0,7642	0,8634	0,848	0,8634	0,7286
0	0,25	0,25	0,5	0,3236	0,391	0,3846	0,3984	0,3006
0	0,25	0,25	0,25	0,1528	0,1748	0,1688	0,1692	0,1378
0,1	0,2	0,6	1	0,7756	0,8476	0,8194	0,8592	0,7042
0,25	0,25	0,5	0,5	0,2044	0,2218	0,22	0,2262	0,1824
0	0,1	0,3	0,7	0,562	0,6284	0,6044	0,6408	0,4918
0	0,05	0,15	0,35	0,2386	0,2574	0,2514	0,2614	0,2008
0	0,15	0,2	0,5	0,3432	0,3972	0,3862	0,4038	0,3052
0	0	0,1	0,6	0,4418	0,488	0,4602	0,4998	0,3626
0	0	0,05	0,3	0,1896	0,1902	0,1842	0,1928	0,154

Çizelge 5.9. $k = 4$, blok = 32, $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = n_4 = 4$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	Page	Z_{comb}	Z_{combII}	Z_1	Z_2
0	0	0	0	0,0534	0,0518	0,0508	0,051	0,0516
0	0,1	0,2	0,3	0,302	0,3024	0,3028	0,3034	0,2406
0	0	0,25	0,25	0,3036	0,2956	0,2968	0,3046	0,2404
0	0,125	0,25	0,25	0,254	0,2572	0,256	0,2608	0,2166
0	0	0	0,5	0,5012	0,479	0,4834	0,492	0,385
0,05	0,1	0,3	0,5	0,5276	0,5336	0,5368	0,5404	0,4362
0	0	0,5	0,5	0,7118	0,7212	0,7278	0,7322	0,6072
0	0,25	0,5	0,5	0,6188	0,6342	0,6406	0,6354	0,5218
0	0,5	0,5	1	0,9542	0,9562	0,959	0,9568	0,8836
0	0,25	0,25	0,5	0,515	0,5324	0,533	0,533	0,4326
0	0,25	0,25	0,25	0,218	0,2276	0,2278	0,2262	0,1882
0,1	0,2	0,6	1	0,9578	0,9572	0,9614	0,9618	0,8878
0,25	0,25	0,5	0,5	0,302	0,2968	0,2992	0,3034	0,2438
0	0,1	0,3	0,7	0,8118	0,8098	0,8198	0,8182	0,684
0	0,05	0,15	0,35	0,362	0,3402	0,3452	0,3474	0,2746
0	0,15	0,2	0,5	0,538	0,5362	0,542	0,5426	0,4346

Çizelge 5.9. (Devam) $k = 4$, blok = 32, $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = n_4 = 4$.

0	0	0,1	0,6	0,669	0,645	0,6538	0,6616	0,5292
0	0	0,05	0,3	0,273	0,252	0,2526	0,2602	0,2092

Çizelge 5.10. $k = 4$, blok = 40, $n_1 = 10$ ve $n_2 = n_3 = n_4 = 5$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	Page	Z_{comb}	Z_{combII}	Z_1	Z_2
0	0	0	0	0,0458	0,0466	0,0472	0,0474	0,0484
0	0,1	0,2	0,3	0,344	0,3618	0,3506	0,3666	0,262
0	0	0,25	0,25	0,3242	0,3396	0,3264	0,341	0,2566
0	0,125	0,25	0,25	0,2744	0,3032	0,293	0,3052	0,2294
0	0	0	0,5	0,5546	0,5442	0,5252	0,5568	0,4026
0,05	0,1	0,3	0,5	0,602	0,6018	0,5882	0,6066	0,4512
0	0	0,5	0,5	0,787	0,796	0,7798	0,8038	0,624
0	0,25	0,5	0,5	0,6758	0,7264	0,7094	0,7232	0,558
0	0,5	0,5	1	0,9742	0,9842	0,9808	0,9846	0,9078
0	0,25	0,25	0,5	0,566	0,6008	0,5884	0,6036	0,4512
0	0,25	0,25	0,25	0,2274	0,2716	0,266	0,2652	0,2088
0,1	0,2	0,6	1	0,9822	0,9836	0,9804	0,9838	0,9042
0,25	0,25	0,5	0,5	0,3264	0,3324	0,325	0,3386	0,2458
0	0,1	0,3	0,7	0,8694	0,8736	0,856	0,8786	0,7042
0	0,05	0,15	0,35	0,4044	0,4002	0,3866	0,4102	0,2894
0	0,15	0,2	0,5	0,5908	0,6132	0,595	0,615	0,459
0	0	0,1	0,6	0,7412	0,728	0,708	0,7452	0,5518
0	0	0,05	0,3	0,3104	0,3106	0,2994	0,316	0,2318

Çizelge 5.11. $k = 5$, blok = 40 ve $n = 10$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	μ_5	Page	Z_{comb}	Z_{combII}	Z_1	Z_2
0	0	0	0	0	0,049	0,0502	0,0502	0,0514	0,054
0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5524	0,6266	0,5266	0,6284	0,3816
0	0,2	0,4	0,6	0,8	0,966	0,9872	0,9572	0,9874	0,8418
0	0,4	0,6	0,8	1	0,9958	0,9992	0,994	0,9994	0,936
0	0,25	0,25	0,25	0,50	0,5494	0,6218	0,5276	0,624	0,3826

Çizelge 5.11. (Devam) $k = 5$, blok = 40 ve $n = 10$.

0	0,50	0,50	0,50	0,75	0,843	0,892	0,8082	0,8932	0,6184
0	0,75	0,75	0,75	1	0,9636	0,983	0,949	0,9834	0,8214
0,15	0,35	0,55	0,75	0,95	0,9696	0,988	0,9626	0,9884	0,8454
0,25	0,25	0,50	0,75	0,75	0,8352	0,8914	0,8068	0,8924	0,6284
0,50	0,50	0,75	1	1	0,836	0,8894	0,8038	0,8898	0,6158
0,75	0,80	0,85	0,90	0,95	0,2228	0,2572	0,2164	0,2582	0,165
0	0,1	0,3	0,4	0,8	0,9586	0,9794	0,9394	0,9796	0,8076
0,05	0,15	0,25	0,35	0,45	0,535	0,6078	0,509	0,609	0,365

Çizelge 5.11' de $k=5$ için tamamlanmış blok kısmın 40 ve tamamen rastgele kısmın 10 olduğu durumda önermiş olduğumuz Z_1 testi değerlerinin, Magel ve diğerleri (2013) tarafından önerilen test kombinasyonu değerlerinden daha etkili çıkmıştır.

Çizelge 5.12. $k = 5$, blok = 40 ve $n = 20$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	μ_5	Page	Z_{comb}	Z_{combII}	Z_1	Z_2
0	0	0	0	0	0,0444	0,05	0,053	0,0504	0,0506
0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5392	0,7182	0,5208	0,7218	0,4486
0	0,2	0,4	0,6	0,8	0,974	0,9974	0,9528	0,9976	0,909
0	0,4	0,6	0,8	1	0,994	0,9998	0,99	0,9998	0,9742
0	0,25	0,25	0,25	0,50	0,5544	0,7278	0,5214	0,729	0,4502
0	0,50	0,50	0,50	0,75	0,8418	0,9542	0,807	0,9544	0,7306
0	0,75	0,75	0,75	1	0,9682	0,9974	0,946	0,9976	0,902
0,15	0,35	0,55	0,75	0,95	0,9672	0,9972	0,9566	0,9974	0,9112
0,25	0,25	0,50	0,75	0,75	0,8408	0,9554	0,7994	0,956	0,732
0,50	0,50	0,75	1	1	0,8452	0,9502	0,7962	0,951	0,7212
0,75	0,80	0,85	0,90	0,95	0,2242	0,3034	0,2166	0,3058	0,1914
0	0,1	0,3	0,4	0,8	0,9542	0,9962	0,9378	0,9962	0,883
0,05	0,15	0,25	0,35	0,45	0,5524	0,7286	0,5212	0,7292	0,4528

Çizelge 5.12 de $k=5$ için tamamlanmış blok kısmın 40 ve tamamen rastgele kısmın 20 olduğu durumda önermiş olduğumuz Z_1 testi değerlerinin, Z_{comb} ve Z_{combII} değerlerinden daha yüksek güç değerleri elde ettiği görülmektedir.

Çizelge 5.13. $k = 5$, blok = 16, $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = n_4 = n_5 = 4$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	μ_5	Page	Z_{comb}	Z_{combII}	Z_1	Z_2
0	0	0	0	0	0,0514	0,0494	0,051	0,0494	0,049
0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,3074	0,3576	0,3678	0,3608	0,2754
0	0,2	0,4	0,6	0,8	0,7278	0,822	0,8308	0,8268	0,6702
0	0,4	0,6	0,8	1	0,8536	0,9364	0,9398	0,935	0,8236
0	0,25	0,25	0,25	0,50	0,3068	0,3662	0,3742	0,3658	0,287
0	0,50	0,50	0,50	0,75	0,5308	0,6594	0,668	0,6522	0,5312
0	0,75	0,75	0,75	1	0,7284	0,8698	0,8742	0,8596	0,7434
0,15	0,35	0,55	0,75	0,95	0,735	0,8196	0,8272	0,8246	0,6706
0,25	0,25	0,50	0,75	0,75	0,5124	0,5926	0,6012	0,6026	0,4552
0,50	0,50	0,75	1	1	0,5212	0,5976	0,6074	0,6036	0,4622
0,75	0,80	0,85	0,90	0,95	0,141	0,1562	0,1608	0,1572	0,1282
0	0,1	0,3	0,4	0,8	0,6836	0,7582	0,7658	0,7662	0,6104
0,05	0,15	0,25	0,35	0,45	0,302	0,3476	0,3546	0,3518	0,2628

Son olarak çizelge 5.13'e bakıldığında $k=5$ için tamamlanmış blok kısmın 16 ve tamamen rastgele kısmın farklı örnek çaplarında $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = n_4 = n_5 = 4$ olduğu durumda Magel ve diğerleri (2013) tarafından önerilen test kombinasyonu olan Z_{combII} değeri iki durum haricinde önermiş olduğumuz test kombinasyonlarında daha güçlü sonuçlar elde etmiştir. Buna karşılık önermiş olduğumuz Z_1 testi değerlerini incelediğimizde Z_{combII} test değerlerine yakın değerler almıştır.

5.2. Genel Alternatifler İçin Simülasyon Çalışması

Bu kısımda, Doksum ve Kruskal-Wallis testleri ile önerilen T test kombinasyonunun deneysel I. tip hata oranı ve testin gücü bakımından karşılaştırılması Monte-Carlo simülasyonu yoluyla yapılarak sonuçlar çizelgelerde gösterilmiştir. Simülasyon çalışmasında, tamamlanmış rasgele kısım için blok sayıları 20, 40, 60, tamamen rastgele tasarım kısmı için ise 10, 15, 20 olarak alınmıştır. Çalışmada işlem sayısı üç, dört ve beş olarak ele alınmıştır. Deneysel I. tip hata oranı ve testin gücü için rastgele sayılar farklı ortalama parametrelerinde normal dağılımdan üretilmiştir. Çizelgelerde ortalamaların sıfır olduğu durum, testlerin I. tip hata oranlarını, ortalamaların en az birinin sıfırdan farklı olduğu durum ise testlerin güç değerlerini göstermektedir. Nominal $\alpha = 0.05$ olarak alınmıştır. 5000 deneme yapılmıştır. Simülasyon çalışması MATLAB (R2013a) programında gerçekleştirilmiştir.

Çizelge 5.14. $k = 3$, blok = 20 ve $n = 10$.

μ_1	μ_2	μ_3	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0,0662	0,0426	0,0558
0	0,5	0	0,3824	0,1648	0,4122
0,2	0,6	0,2	0,261	0,1232	0,2684
0,5	0,5	0	0,3696	0,163	0,4028
0	0,5	0,5	0,3702	0,166	0,3896
0	1	0,6	0,8138	0,4268	0,8792
0,6	1	0	0,8102	0,4312	0,8728

Çizelge 5.15. $k = 3$, blok = 40 ve $n = 10$.

μ_1	μ_2	μ_3	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0,0696	0,0496	0,0616
0	0,5	0	0,6554	0,1556	0,654
0,2	0,6	0,2	0,4726	0,1268	0,452
0,5	0,5	0	0,6508	0,1644	0,6448
0	0,5	0,5	0,6606	0,1708	0,667
0	1	0,6	0,9838	0,4326	0,9916

Çizelge 5.15. (Devam) $k = 3$, blok = 40 ve $n = 10$.

0,6	1	0	0,986	0,4266	0,9906
-----	---	---	-------	--------	--------

Çizelge 5.16. $k = 3$, blok = 60 ve $n = 10$.

μ_1	μ_2	μ_3	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0,0716	0,0442	0,0646
0	0,5	0	0,835	0,1596	0,823
0,2	0,6	0,2	0,6472	0,1174	0,6218
0,5	0,5	0	0,8306	0,1586	0,8118
0	0,5	0,5	0,8282	0,1626	0,8172
0	1	0,6	0,9996	0,4304	0,9996
0,6	1	0	0,9996	0,4188	0,9998

Çizelge 5.17. $k = 3$, blok = 20 ve $n = 15$.

μ_1	μ_2	μ_3	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0,0642	0,045	0,0558
0	0,5	0	0,3528	0,2424	0,4406
0,2	0,6	0,2	0,2608	0,1612	0,2954
0,5	0,5	0	0,357	0,2448	0,4398
0	0,5	0,5	0,3752	0,2356	0,4442
0	1	0,6	0,8218	0,6114	0,928
0,6	1	0	0,808	0,634	0,9206

Çizelge 5.18. $k = 3$, blok = 40 ve $n = 15$.

μ_1	μ_2	μ_3	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0,0724	0,0416	0,0618
0	0,5	0	0,649	0,2388	0,6838
0,2	0,6	0,2	0,4552	0,1616	0,4682
0,5	0,5	0	0,6584	0,236	0,696
0	0,5	0,5	0,6582	0,2358	0,6924
0	1	0,6	0,9824	0,6284	0,9924
0,6	1	0	0,985	0,6312	0,9938

Çizelge 5.19. $k = 3$, blok = 60 ve $n = 15$.

μ_1	μ_2	μ_3	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0,0732	0,041	0,0588
0	0,5	0	0,8278	0,233	0,8362
0,2	0,6	0,2	0,6432	0,1632	0,6438
0,5	0,5	0	0,8316	0,2562	0,8458
0	0,5	0,5	0,8324	0,2378	0,8422
0	1	0,6	0,9992	0,631	0,9994
0,6	1	0	0,9992	0,6236	0,9998

Çizelge 5.20. $k = 3$, blok = 20 ve $n = 20$.

μ_1	μ_2	μ_3	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0,0722	0,0478	0,0604
0	0,5	0	0,377	0,3186	0,4962
0,2	0,6	0,2	0,266	0,2116	0,337
0,5	0,5	0	0,3724	0,293	0,4882
0	0,5	0,5	0,372	0,3208	0,494
0	1	0,6	0,8106	0,7842	0,9554
0,6	1	0	0,8172	0,7644	0,9548

Çizelge 5.21. $k = 3$, blok = 20 ve $n = 20$.

μ_1	μ_2	μ_3	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0,0714	0,0468	0,0628
0	0,5	0	0,6444	0,3092	0,709
0,2	0,6	0,2	0,466	0,205	0,5126
0,5	0,5	0	0,6558	0,3038	0,7256
0	0,5	0,5	0,656	0,3062	0,7292
0	1	0,6	0,9872	0,7708	0,9958
0,6	1	0	0,9858	0,766	0,9966

Çizelge 5.22. $k = 3$, blok = 60 ve $n = 20$.

μ_1	μ_2	μ_3	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0,0688	0,047	0,062
0	0,5	0	0,8376	0,3156	0,8588
0,2	0,6	0,2	0,6488	0,2104	0,6746
0,5	0,5	0	0,8306	0,3112	0,859
0	0,5	0,5	0,8316	0,3224	0,8598
0	1	0,6	0,9996	0,7718	0,9998
0,6	1	0	0,9984	0,7656	0,9998

Çizelge 5.23. $k = 4$, blok = 20 ve $n = 10$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0,0584	0,0464	0,05
0	0,25	0,5	0,75	0,5126	0,2442	0,5696
0	0	0,5	0,5	0,4332	0,202	0,4792
0	0,25	0,25	0,5	0,2372	0,106	0,2298
0	0,2	0,3	0,9	0,6796	0,3316	0,7502
0	0,1	0,7	0,9	0,8044	0,4278	0,8806
0	0,7	0,8	0,9	0,7362	0,3626	0,8004
0	0,01	0,5	0,8	0,7036	0,3366	0,7766
0	0,5	0,6	0,9	0,6588	0,299	0,7224
0	0,3	0,6	0,9	0,6826	0,3148	0,7588
0	0,9	0,9	0,9	0,8126	0,4426	0,8882

Çizelge 5.24. $k = 4$, blok = 40 ve $n = 10$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0,0612	0,0412	0,0526
0	0,25	0,5	0,75	0,8554	0,2366	0,8624
0	0	0,5	0,5	0,756	0,1934	0,7572
0	0,25	0,25	0,5	0,4628	0,108	0,4326
0	0,2	0,3	0,9	0,958	0,3264	0,9664
0	0,1	0,7	0,9	0,9832	0,4296	0,9882

Çizelge 5.24. (Devam) $k = 4$, blok = 40 ve $n = 10$.

0	0,7	0,8	0,9	0,9708	0,3526	0,9758
0	0,01	0,5	0,8	0,9622	0,3218	0,967
0	0,5	0,6	0,9	0,9422	0,299	0,9516
0	0,3	0,6	0,9	0,9624	0,3318	0,9626
0	0,9	0,9	0,9	0,9904	0,4222	0,993

Çizelge 5.25. $k = 4$, blok = 60 ve $n = 10$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0,0606	0,0454	0,0556
0	0,25	0,5	0,75	0,9628	0,2308	0,9602
0	0	0,5	0,5	0,9164	0,2	0,908
0	0,25	0,25	0,5	0,6334	0,113	0,5992
0	0,2	0,3	0,9	0,998	0,3214	0,9954
0	0,1	0,7	0,9	0,9998	0,423	0,9998
0	0,7	0,8	0,9	0,9976	0,3642	0,9964
0	0,01	0,5	0,8	0,9954	0,3292	0,996
0	0,5	0,6	0,9	0,9936	0,303	0,9938
0	0,3	0,6	0,9	0,9952	0,3164	0,9954
0	0,9	0,9	0,9	0,9994	0,429	0,9994

Çizelge 5.26. $k = 4$, blok = 20 ve $n = 15$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0,0632	0,052	0,053
0	0,25	0,5	0,75	0,5184	0,374	0,6502
0	0	0,5	0,5	0,4282	0,3088	0,5466
0	0,25	0,25	0,5	0,2306	0,163	0,274
0	0,2	0,3	0,9	0,676	0,5034	0,8278
0	0,1	0,7	0,9	0,8046	0,638	0,9252
0	0,7	0,8	0,9	0,7344	0,543	0,8672
0	0,01	0,5	0,8	0,7064	0,5086	0,8394
0	0,5	0,6	0,9	0,6472	0,4672	0,7962

Çizelge 5.26. (Devam) $k = 4$, blok = 20 ve $n = 15$.

0	0,3	0,6	0,9	0,6868	0,5026	0,8224
0	0,9	0,9	0,9	0,818	0,6412	0,9332

Çizelge 5.27. $k = 4$, blok = 40 ve $n = 15$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0,0616	0,0506	0,0538
0	0,25	0,5	0,75	0,8526	0,3606	0,8908
0	0	0,5	0,5	0,761	0,292	0,8002
0	0,25	0,25	0,5	0,4554	0,1658	0,4708
0	0,2	0,3	0,9	0,9572	0,4982	0,9786
0	0,1	0,7	0,9	0,9872	0,6306	0,995
0	0,7	0,8	0,9	0,9722	0,5502	0,9874
0	0,01	0,5	0,8	0,961	0,5126	0,977
0	0,5	0,6	0,9	0,945	0,4636	0,9694
0	0,3	0,6	0,9	0,9574	0,5084	0,9782
0	0,9	0,9	0,9	0,989	0,6474	0,9952

Çizelge 5.28. $k = 4$, blok = 60 ve $n = 15$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0,066	0,0442	0,0564
0	0,25	0,5	0,75	0,9676	0,3566	0,9716
0	0	0,5	0,5	0,9186	0,295	0,924
0	0,25	0,25	0,5	0,6356	0,1598	0,628
0	0,2	0,3	0,9	0,9958	0,5048	0,9968
0	0,1	0,7	0,9	0,9998	0,629	0,9998
0	0,7	0,8	0,9	0,9982	0,5554	0,999
0	0,01	0,5	0,8	0,9964	0,5162	0,997
0	0,5	0,6	0,9	0,9928	0,4778	0,9962
0	0,3	0,6	0,9	0,994	0,511	0,997
0	0,9	0,9	0,9	0,9998	0,6422	1

Çizelge 5.29. $k = 4$, blok = 20 ve $n = 20$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0,059	0,0474	0,054
0	0,25	0,5	0,75	0,5076	0,476	0,7118
0	0	0,5	0,5	0,433	0,3792	0,6064
0	0,25	0,25	0,5	0,2336	0,1978	0,3046
0	0,2	0,3	0,9	0,684	0,6604	0,8778
0	0,1	0,7	0,9	0,7992	0,7918	0,957
0	0,7	0,8	0,9	0,7336	0,6926	0,9126
0	0,01	0,5	0,8	0,701	0,6648	0,8982
0	0,5	0,6	0,9	0,6478	0,6268	0,8566
0	0,3	0,6	0,9	0,7002	0,6684	0,8838
0	0,9	0,9	0,9	0,8126	0,7876	0,9638

Çizelge 5.30. $k = 4$, blok = 40 ve $n = 20$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0,0616	0,049	0,0524
0	0,25	0,5	0,75	0,8536	0,479	0,9156
0	0	0,5	0,5	0,7658	0,3948	0,8404
0	0,25	0,25	0,5	0,4432	0,2074	0,4984
0	0,2	0,3	0,9	0,9508	0,6532	0,9816
0	0,1	0,7	0,9	0,9904	0,7716	0,998
0	0,7	0,8	0,9	0,9712	0,6944	0,9898
0	0,01	0,5	0,8	0,9608	0,6602	0,9878
0	0,5	0,6	0,9	0,9402	0,6136	0,976
0	0,3	0,6	0,9	0,957	0,6582	0,9864
0	0,9	0,9	0,9	0,9888	0,79	0,9982

Çizelge 5.31. $k = 4$, blok = 60 ve $n = 20$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0,062	0,0498	0,0552
0	0,25	0,5	0,75	0,9656	0,4818	0,9804

Çizelge 5.31. (Devam) $k = 4$, blok = 60 ve $n = 20$.

0	0	0,5	0,5	0,9224	0,4092	0,9448
0	0,25	0,25	0,5	0,633	0,2058	0,654
0	0,2	0,3	0,9	0,9956	0,6586	0,999
0	0,1	0,7	0,9	0,9998	0,7688	0,9998
0	0,7	0,8	0,9	0,9982	0,7032	0,9988
0	0,01	0,5	0,8	0,9956	0,6654	0,9988
0	0,5	0,6	0,9	0,9936	0,6122	0,997
0	0,3	0,6	0,9	0,996	0,6532	0,9988
0	0,9	0,9	0,9	0,9998	0,7928	0,9998

Çizelge 5.32. $k = 5$, blok = 20 ve $n = 10$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	μ_5	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0	0,0504	0,041	0,0472
0,5	0,5	0,5	1	1	0,4394	0,1912	0,4718
0	0	1	1	0	0,9814	0,699	0,9944
0	0	1	1	1	0,978	0,7188	0,9928
0	0,5	1	1	1	0,8784	0,4932	0,9332
0,5	1	1	1	0	0,8844	0,5038	0,9374
0	1	1	1	0,5	0,8718	0,4964	0,9336
0	0,5	0,5	1	0	0,831	0,4444	0,8894
0	0,5	0,5	1	0,7	0,6918	0,3512	0,7818
0,5	0,5	0,7	1	0,7	0,2512	0,1144	0,2588
0,5	0,5	1	1	0,7	0,3788	0,1796	0,4114
0	1	1	1	1	0,8832	0,499	0,9316
1	1	1	1	0	0,8726	0,4948	0,9308
0	0	0	1	0	0,8722	0,4972	0,9334
0	0,25	0,5	1	0,25	0,7304	0,3646	0,8046
0	0,4	0,8	1,6	0,2	0,9964	0,8362	0,9994

Çizelge 5.33. $k = 5$, blok = 40 ve $n = 10$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	μ_5	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0	0,0612	0,04	0,052
0,5	0,5	0,5	1	1	0,7958	0,2034	0,7886
0	0	1	1	0	1	0,7216	1
0	0	1	1	1	1	0,7154	1
0	0,5	1	1	1	0,996	0,4916	0,9976
0,5	1	1	1	0	0,9982	0,502	0,9986
0	1	1	1	0,5	0,9968	0,5018	0,9974
0	0,5	0,5	1	0	0,9946	0,4348	0,9948
0	0,5	0,5	1	0,7	0,965	0,3466	0,9722
0,5	0,5	0,7	1	0,7	0,522	0,1224	0,496
0,5	0,5	1	1	0,7	0,7026	0,1594	0,6956
0	1	1	1	1	0,9982	0,4884	0,9998
1	1	1	1	0	0,9972	0,5008	0,9966
0	0	0	1	0	0,9974	0,4902	0,9988
0	0,25	0,5	1	0,25	0,9752	0,3588	0,9798
0	0,4	0,8	1,6	0,2	1	0,8414	1

Çizelge 5.34. $k = 5$, blok = 60 ve $n = 10$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	μ_5	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0	0,0542	0,0384	0,0468
0,5	0,5	0,5	1	1	0,9428	0,1966	0,9306
0	0	1	1	0	1	0,7168	1
0	0	1	1	1	1	0,7122	1
0	0,5	1	1	1	1	0,5006	1
0,5	1	1	1	0	0,9998	0,5074	1
0	1	1	1	0,5	1	0,51	1
0	0,5	0,5	1	0	1	0,4492	1
0	0,5	0,5	1	0,7	0,998	0,3372	0,9972
0,5	0,5	0,7	1	0,7	0,7136	0,1268	0,675
0,5	0,5	1	1	0,7	0,892	0,165	0,8764

Çizelge 5.34. (Devam) $k = 5$, blok = 60 ve $n = 10$.

0	1	1	1	1	1	0,4976	1
1	1	1	1	0	1	0,4908	1
0	0	0	1	0	1	0,5038	1
0	0,25	0,5	1	0,25	0,9984	0,356	0,9982
0	0,4	0,8	1,6	0,2	1	0,834	1

Çizelge 5.35. $k = 5$, blok = 20 ve $n = 15$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	μ_5	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0	0,0486	0,0458	0,0492
0,5	0,5	0,5	1	1	0,4452	0,3188	0,572
0	0	1	1	0	0,9758	0,9024	0,9972
0	0	1	1	1	0,9816	0,9038	0,9984
0	0,5	1	1	1	0,8812	0,7348	0,9684
0,5	1	1	1	0	0,8754	0,7312	0,9722
0	1	1	1	0,5	0,8854	0,7316	0,97
0	0,5	0,5	1	0	0,8316	0,6728	0,9478
0	0,5	0,5	1	0,7	0,7088	0,5344	0,8538
0,5	0,5	0,7	1	0,7	0,2584	0,1786	0,3178
0,5	0,5	1	1	0,7	0,368	0,2666	0,4666
0	1	1	1	1	0,8676	0,7176	0,9646
1	1	1	1	0	0,879	0,737	0,9702
0	0	0	1	0	0,8742	0,7232	0,9698
0	0,25	0,5	1	0,25	0,7414	0,577	0,8842
0	0,4	0,8	1,6	0,2	0,9956	0,9696	0,9998

Çizelge 5.36. $k = 5$, blok = 40 ve $n = 15$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	μ_5	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0	0,0552	0,0456	0,0468
0,5	0,5	0,5	1	1	0,7896	0,3108	0,8332
0	0	1	1	0	1	0,906	1
0	0	1	1	1	1	0,9068	1

Çizelge 5.36. (Devam) $k = 5$, blok = 40 ve $n = 15$.

0	0,5	1	1	1	0,9974	0,7276	0,9994
0,5	1	1	1	0	0,9978	0,7338	0,9992
0	1	1	1	0,5	0,9976	0,7366	0,9994
0	0,5	0,5	1	0	0,995	0,6616	0,9968
0	0,5	0,5	1	0,7	0,9708	0,5162	0,9838
0,5	0,5	0,7	1	0,7	0,523	0,179	0,5384
0,5	0,5	1	1	0,7	0,712	0,2622	0,744
0	1	1	1	1	0,9978	0,732	0,9994
1	1	1	1	0	0,9974	0,7342	1
0	0	0	1	0	0,996	0,7214	0,9988
0	0,25	0,5	1	0,25	0,9762	0,5786	0,9894
0	0,4	0,8	1,6	0,2	1	0,9644	1

Çizelge 5.37. $k = 5$, blok = 60 ve $n = 15$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	μ_5	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0	0,06	0,0422	0,0546
0,5	0,5	0,5	1	1	0,941	0,297	0,9406
0	0	1	1	0	1	0,9070	1
0	0	1	1	1	1	0,906	1
0	0,5	1	1	1	1	0,7262	1
0,5	1	1	1	0	1	0,7204	1
0	1	1	1	0,5	1	0,7356	1
0	0,5	0,5	1	0	1	0,6616	1
0	0,5	0,5	1	0,7	0,9982	0,529	0,999
0,5	0,5	0,7	1	0,7	0,7224	0,1764	0,7124
0,5	0,5	1	1	0,7	0,8936	0,2524	0,8928
0	1	1	1	1	1	0,7234	1
1	1	1	1	0	1	0,7222	1
0	0	0	1	0	1	0,7414	1
0	0,25	0,5	1	0,25	0,9998	0,5746	0,9998
0	0,4	0,8	1,6	0,2	1	0,9688	1

Çizelge 5.38. $k = 5$, blok = 20 ve $n = 20$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	μ_5	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0	0,0572	0,046	0,0508
0,5	0,5	0,5	1	1	0,4348	0,4198	0,636
0	0	1	1	0	0,9788	0,9766	0,9994
0	0	1	1	1	0,9774	0,9782	0,9996
0	0,5	1	1	1	0,889	0,867	0,9872
0,5	1	1	1	0	0,879	0,8736	0,9868
0	1	1	1	0,5	0,8826	0,8802	0,9888
0	0,5	0,5	1	0	0,828	0,8158	0,9652
0	0,5	0,5	1	0,7	0,7082	0,7	0,907
0,5	0,5	0,7	1	0,7	0,7058	0,7086	0,9138
0,5	0,5	1	1	0,7	0,3736	0,352	0,536
0	1	1	1	1	0,8712	0,8778	0,9844
1	1	1	1	0	0,8728	0,868	0,985
0	0	0	1	0	0,8696	0,867	0,9826
0	0,25	0,5	1	0,25	0,7388	0,7288	0,9344
0	0,4	0,8	1,6	0,2	0,9954	0,9948	1

Çizelge 5.39. $k = 5$, blok = 40 ve $n = 20$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	μ_5	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0	0,0566	0,0446	0,0508
0,5	0,5	0,5	1	1	0,7978	0,4204	0,8722
0	0	1	1	0	1	0,9776	1
0	0	1	1	1	0,9998	0,975	1
0	0,5	1	1	1	0,9982	0,8728	1
0,5	1	1	1	0	0,9972	0,8704	0,9998
0	1	1	1	0,5	0,9962	0,8692	0,9992
0	0,5	0,5	1	0	0,9942	0,8224	0,9996
0	0,5	0,5	1	0,7	0,9668	0,6782	0,99
0,5	0,5	0,7	1	0,7	0,503	0,2362	0,564
0,5	0,5	1	1	0,7	0,72	0,3552	0,787

Çizelge 5.39. (Devam) $k = 5$, blok = 40 ve $n = 20$.

0	1	1	1	1	0,9972	0,8794	0,999
1	1	1	1	0	0,9976	0,8716	1
0	0	0	1	0	0,9974	0,8584	0,9994
0	0,25	0,5	1	0,25	0,9778	0,7276	0,995
0	0,4	0,8	1,6	0,2	1	0,9972	1

Çizelge 5.40. $k = 5$, blok = 60 ve $n = 20$.

μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	μ_5	Doksum	KW	Z_{comb}
0	0	0	0	0	0,06	0,0502	0,0536
0,5	0,5	0,5	1	1	0,9366	0,4116	0,9542
0	0	1	1	0	1	0,9772	1
0	0	1	1	1	1	0,9768	1
0	0,5	1	1	1	1	0,8736	1
0,5	1	1	1	0	1	0,8748	1
0	1	1	1	0,5	1	0,8664	1
0	0,5	0,5	1	0	1	0,8098	1
0	0,5	0,5	1	0,7	0,9988	0,6812	0,9994
0,5	0,5	0,7	1	0,7	0,7208	0,2378	0,7358
0,5	0,5	1	1	0,7	0,883	0,3554	0,9126
0	1	1	1	1	1	0,8638	1
1	1	1	1	0	1	0,871	1
0	0	0	1	0	1	0,8746	1
0	0,25	0,5	1	0,25	0,9986	0,7236	0,9996
0	0,4	0,8	1,6	0,2	1	0,9962	1

Gerçekleştirilmiş olan simülasyon sonuçlarına göre Çizelge 5.14 ten Çizelge 5.40 a kadar tüm durumlarda test istatistiklerinin nominal alfa değerinde seyrettiği görülmektedir. Önermiş olduğumuz Z_{comb} testinin, Magel ve diğerleri (2010) tarafından önerilen test kombinasyonundan daha yüksek güç değerlerine sahip olduğu görülmüştür. Tamamlanmış rasgele kısım için bloğun 60 olduğu Çizelge 5.16, Çizelge 5.22, Çizelge 5.25, Çizelge 5.28,

Çizelge 5.31, Çizelge 5.34, Çizelge 5.37 ve Çizelge 5.40 da bazı durumlarda doksum testinin, Z_{comb} testine göre daha yüksek güç değerleri elde ettiği görülmüştür.

6. SONUÇ VE ÖNERİLER

Karma tasarımlar istatistiksel anlamda araştırmacılara analizlerde karşılaşılabilecekleri olası bazı sorunlarda avantaj sağlayan önemli bir kavramdır. Örneğin, araştırmacılar analize genellikle tek tip tasarım ile başlarlar. Ancak maddi imkansızlık, zaman yetersizliği gibi nedenlerden dolayı analize aynı tasarım ile devam etmek mümkün olmayabilir. Araştırmacı, analize başladığı tasarımla elde ettiği sonuçları dikkate alıp analizi tamamlayacak olursa bu bilgi kaybına neden olacaktır. Bilgi kaybını engellemek amacıyla, araştırmacı ilave bilgiler toplamak için başlangıç tasarımına ek bir tasarım kullanabilir. Böyle bir durumda, karma tasarımları kullanmak araştırmacıya bir alternatif çözüm sunar.

Bu çalışmada, tamamlanmış rastgele blok tasarımı, tamamen rastgele tasarım, karma tasarım, sıralı alternatifler ve genel alternatiflerin özellikleri incelenmiştir. Sıfır hipotezinin sıralı ve genel alternatiflere karşı testi için parametrik olmayan testlerden tamamlanmış rastgele blok tasarımında kullanılan Page testi ve Doksum testi, tamamen rastgele tasarımında kullanılan Jonckheere-Terpstra testi, Uyarlanmış Jonckheere-Terpstra testi ve Kruskal-Wallis testleri incelenmiştir.

İncelenen test istatistikleri gerçek veri setine uygulanmış ve sonuçları yorumlanmıştır.

Sıralı alternatifler için, üçüncü bölümde anlatılan Page (1963), Jonckheere-Terpstra ve Uyarlanmış Jonckheere-Terpstra testleri ile önerilen iki test kombinasyonu Magel ve diğerleri (2013) tarafından önerilen testlerine simülasyon çalışması yapılarak bu yöntemler farklı örnek çapları, işlem sayıları ve nominal α ' lar için testin gücü ve birinci tip hata bakımından karşılaştırılmıştır.

Yapılan simülasyon çalışmasında, işlem sayısı 3 iken tüm durumlarda, önerilen Z_1 testi, Magel ve diğerleri (2013) tarafından önerilen test kombinasyonu değerlerinden daha yüksek güç değerleri elde ettiği görülmüştür. İşlem sayısının 4 iken birkaç durum dışında, önerilmiş olan Z_1 testi değerlerinin, Magel ve diğerleri (2013) tarafından önerilen test kombinasyonu değerlerinden daha güçlü sonuçlar elde etmiştir. İşlem sayısı 5 olduğunda ise tamamlanmış kısmın 16 ve tamamen rastgele kısmın farklı örnek çaplarında $n_1 = 8$ ve $n_2 = n_3 = n_4 = n_5 = 4$ olduğu durumda Magel ve diğerleri (2013) tarafından önerilen test

kombinasyonu olan Z_{combII} değeri iki durum haricinde önerilen test kombinasyonlarında daha güçlü sonuçlar elde etmiştir. Buna karşılık önerilen Z_1 testi değerleri incelendiğinde Z_{combII} test değerlerine yakın değerler aldığı görülmüştür. Yapılan simülasyon çalışması sonucunda sıralı alternatifler için önerilmiş olan Z_1 testinin kullanılması tavsiye edilebilir.

Genel alternatifler için dördüncü bölümde anlatılan Doksum testi, Kruskal-Wallis testi ve önerilen test kombinasyonu simülasyon çalışması yapılarak farklı örnek çapları, işlem sayıları ve nominal α ' lar için testin gücü ve birinci tip hata bakımından karşılaştırılmıştır. Yapılan simülasyon sonucuna göre, önerilen Z_{comb} testinin genellikle Doksum test istatistiğinden daha yüksek güç değerleri elde ettiği görülmüştür.

KAYNAKLAR

- Alvo, M., Cabilio, P., (1995). Testing Ordered Alternatives in the Presence of Incomplete Data. *Journal of the American Statistical Association*, 90, 1015-1024.
- Daniel, W.W., (1990). *Applied Nonparametric Statistic*. 2nd Edition, PWS-Kent Publishing Company, Boston.
- Doksum, K., (1967). Robust procedures for some linear models with one observation per cell. *Annals of Mathematical Statistics*, 38, 878-883.
- Dubnicka, S.R., Blair, R.C., and Hettmansperger, T.P., (2002). Rank-Based Procedures for Mixed Pire and Two-Sample Designs. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 1, 32-41.
- Duran, B.S., (1995). Page's statistic in balaced in complete block design. *A Thesis in Statistic Submitted to the Graduate Faculty of Texas Tech University*.
- Friedman, M., (1940). A Comparison of Alternative Tests of Significance for the Problem of m Rankings. *Annals of Mathematical Statistics*, 11, 86-92.
- Gökpınar, E., Gül, HH., Gökpınar, F., Bayrak, H., Özönur, D., (2014). Permutation test approach for ordered alternatives in randomized complete block design: A comparative study. *GU J Sci*, 27(1);645-651.
- Hemer, M. T., (2012). Nonparametric Test For The Umbrella Alternative In A Randomized Block Design And Balanced Incomplete Mixed Design. *North Dakota State University of Agriculture and Applied Science*.
- Hollander, M. and Wollfe, D.A., (1999). *Nonparametric Statistical Methods*. Second Edition, Wiley.
- Jonckheere, A.R., (1954). A Distribution-Free k-Sample Test Against Ordered Alternatives. *Biometrika*, 41;133-145.
- Köroğlu, M., Gül, HH., ve Bayrak, H., (27-29 Nisan, 2019). *Tamamlanmış Blok Tasarımı ve Tamamen Rasgele Tasarımdan Oluşan Karma Tasarımda Sıralı Alternatifler İçin Önerilen Parametrik Olmayan Testler*, Çukurova II. Uluslararası Multidisipliner Çalışmalar Kongresi Adana.
- Kruskal, W. H. and Wallis, W. A., (1952). Use of Ranks in One-Criterion Variance Analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 47, 583-621.
- Magel, R., Fu, R., (2014). A Proposed Test for a Mixed Two-Sample Design. *Journal of Statistical Theory and Practice*, 8, 221-237.
- Magel, R., Ndungu A (2013). Nonparametric test for ordering in completely randomized and randomized block design. *Journal Biometrics and Biostatistics*, 4172/2155-6180.

- Magel, R., Terpstra, J., Wen, J., (2013). Proposed Tests for the Nondecreasing Alternative in a Mixed Design. *Journal of Statistics and Management Systems*, 12, 963-977.
- Magel, R., Tepstra, J., Carnizado, K., Park, JI., (2010). Nonparametric Tests for Mixed Designs. *Communications in Statistics-Simulation and Computation* 39, 1228-1250.
- Mann, HB., Whitney, DR., (1947). On a Test of Whether One of Two Random Variables is Stochastically Larger than the other. *Annals of Mathematical statistics*, 18, 50-60.
- Montgomery, D. C., (1997). *Design and analysis of experiments*. Jonhn Willey and Sons.
- Neuhauser, M., Liu, P.Y., and Hothorn, L., (1998). Nonparametric tests for trend: Jonckheere's test, a modification and a maximum test. *Biometrical Journal*, 40(8), 899-909.
- Oehlert, G.W., (2010). *A first course in design and analysis of experiment*. Creative Commons.
- Olet, S., and Magel, R., (2017). A Comparison of Nonparametric Tests in a Mixed Design for the Simple Tree Alternative. *International Journal for Research in Business, Management and Accounting*, 3:3.
- Page, E.B., (1963). Ordered Hypotheses for Multiple Treatments: A Significance Test for linear Ranks. *Journal of the American Statistical Association*, 58;216-230.
- Terpstra, T.J., (1952). The Asymptotic Normality and Consistency of Kendall's Test against Trend, When Ties Are Present in One Ranking. *Indag Math*, 14, 327-333.
- Thomson, M.L., and Short M.D., (1969). Mucociliary function in healt, chronic obstructive airway disease, and asbestosis. *Journal of Applied Physiology*, 26;535-539.
- Tryon, P. V. and Hettmansperger, T. P., (1973). A class of non-parametric tests for homogeneity against ordered alternatives. *Annals of Statistics*, 1, 1061-1070.
- Wilcoxon, F., (1945). Individual Comparisons by Ranking Methods. *Biometrics Bulletin*, 1, 80-83.
- Woodward, W.F., (1970). *A comparison of base running methods in baseball*. M. Sc. thesis, Florida State University.
- Wood, T. and Bormann F. H., (1974). Effects of an artificial acid mist upon the growth of *Betula alleghaninsis britt*. *Environmental Pollution*, 7, 259-268.

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler

Soyadı, adı : KÖROĞLU, Mehmet
Uyruğu : T.C.
Doğum tarihi ve yeri : 26.08.1994, Balıkesir
Medeni hali : Bekar
Telefon : 0 (543) 505 98 15
e-mail : mehmet.koroglu@gazi.edu.tr



Eğitim

Derece	Eğitim Birimi	Mezuniyet Tarihi
Yüksek lisans	Gazi Üniversitesi / İstatistik	Devam ediyor
Lisans	Gazi Üniversitesi / İstatistik	2017
Lisans	Anadolu Üniversitesi / İktisat	2017
Lise	Gönen Mustafa Uşdu Lisesi	2012

Yabancı Dil

İngilizce

Yayınlar

1. Köroğlu, M., Gül, HH., ve Bayrak, H., (27-29 Nisan, 2019). *Tamamlanmış Blok Tasarımı ve Tamamen Rasgele Tasarımdan Oluşan Karma Tasarımda Sıralı Alternatifler İçin Önerilen Parametrik Olmayan Testler*, Çukurova II. Uluslararası Multidisipliner Çalışmalar Kongresi Adana

Hobiler

Yüzme, Futbol, Kitap Okumak, Müzik, Tarih



GAZİ GELECEKTİR..