

164248

**T.C.
OSMANGAZİ ÜNİVERSİTESİ
SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
BİYOİSTATİSTİK ANABİLİM DALI**

**PARAMETRİK OLMAYAN İSTATİSTİKSEL TESTLERDE
ASİMPTOTİK, MONTE CARLO VE EXACT YÖNTEMLERİN
KARŞILAŞTIRILMASI**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

FERHAN ELMALI

**Tez Yöneticisi
Yrd. Doç. Dr. Canan DEMİRÜSTÜ**

AĞUSTOS 2005

KABUL VE ONAY YAZISI


Ferhan ELMALI'nın Yüksek Lisans Tezi olarak hazırladığı "Parametrik Olmayan İstatistiksel Testlerde Asimptotik, Monte Carlo ve Exact Yöntemlerin Karşılaştırılması" başlıklı bu çalışma, jürimizce Lisansüstü Eğitim Öğretim ve Sınav Yönetmeliği'nin ilgili maddesi uyarınca değerlendirilerek "KABUL" edilmiştir.


26.08.2005

Prof. Dr. Kazım ÖZDAMAR .....
JÜRİ BAŞKANI

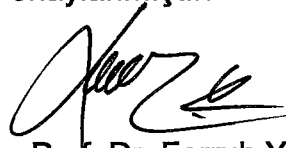
Yrd. Doç. Dr. Zerrin AŞAN .....
ÜYE

Yrd. Doç. Dr. K. Setenay ÖNER .....
ÜYE

Yrd. Doç. Dr. Fezan Şahin MUTLU .....
ÜYE

Yrd. Doç. Dr. Canan DEMİRÜSTÜ .....
ÜYE

Osmangazi Üniversitesi Sağlık Bilimleri Enstitüsü Yönetim Kurulu'nun
..01.09.2005.. Tarih ve646/1.9.22.... Sayılı kararıyla onaylanmıştır.


Prof. Dr. Ferruh YÜCEL
Sağ. Bil. Enst. Müdürü

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
İÇİNDEKİLER	i
ÖZET	iv
SUMMARY	vi
ÇİZELGE DİZİNİ	viii
1. GİRİŞ VE AMAÇ	1
2. GENEL BİLGİLER	3
2.1. PARAMETRİK OLMAYAN İSTATİSTİKSEL TESTLER	3
2.1.1. Parametrik Olmayan İstatistiksel Testlerin Uygulanma Koşulları	5
2.1.2. Ki-Kare Testi	8
2.1.2.1. Asimptotik Yöntem	8
2.1.2.2. Exact Yöntem	11
2.1.2.3. Monte Carlo Yöntemi	11
2.1.3. Diziler Testi	13
2.1.3.1. Asimptotik Yöntem	13
2.1.3.2. Exact Yöntem	14
2.1.3.3. Monte Carlo Yöntemi	14
2.1.4. Wilcoxon T Testi	15
2.1.4.1. Asimptotik Yöntem	15
2.1.4.2. Exact Yöntem	17
2.1.4.3. Monte Carlo Yöntemi	18

2.1.5. Mann – Whitney U Testi	19
2.1.5.1. Asimptotik Yöntem	19
2.1.5.2. Exact Yöntem	20
2.1.5.3. Monte Carlo Yöntemi	20
2.1.6. Friedman Testi	21
2.1.6.1. Asimptotik Yöntem	21
2.1.6.2. Exact Yöntem	22
2.1.6.3. Monte Carlo Yöntemi	23
2.1.7. Kruskal – Wallis Testi	24
2.1.7.1. Asimptotik Yöntem	24
2.1.7.2. Exact Yöntem	25
2.1.7.3. Monte Carlo Yöntemi	25
3. GEREÇ VE YÖNTEM	27
3.1. VERİLERİN TÜRETİMİ	27
3.1.1. Ki-Kare Testi İçin Kontenjans Tablolarında Veri Türetimi	27
3.1.2. Diziler Testi İçin Veri Türetimi	28
3.1.3. Wilcoxon T Testi İçin Veri Türetimi	28
3.1.4. Mann-Whitney U Testi İçin Veri Türetimi	28
3.1.5. Friedman Testi İçin Veri Türetimi	28
3.1.6. Kruskal Wallis Testi İçin Veri Türetimi	29
3.2. VERİLERİN ANALİZİ	29
3.2.1. Parametrik Olmayan Testler İçin P Değerlerinin Hesaplanması	29
3.2.1.1. Ki-Kare Testi İçin P Değerlerinin Hesaplanması	29
3.2.1.2. Diziler Testi İçin P Değerlerinin Hesaplanması	30
3.2.1.3. Wilcoxon T Testi İçin P Değerlerinin Hesaplanması	30
3.2.1.4. Mann-Whitney U Testi İçin P Değerlerinin Hesaplanması	31
3.2.1.5. Friedman Testi İçin P Değerlerinin Hesaplanması	31

3.2.1.6.Kruskal Wallis Testi İin P Deęerlerinin Hesaplanması	31
3.2.2.Verilerin Dönüřtürölmesi	31
3.2.3. Dönüřtürölmlüř Deęerler İle Asimptotik P, Exact P Ve Monte Carlo P Deęerlerinin Karřılařtırılması	32
4. BULGULAR	33
5. TARTIřMA VE SONU	57
6. KAYNAKLAR DİZİNİ	66
7. ÖZGEMİř	71

ÖZET

Sağlık alanında yapılan çalışmalarda değişkenlerin ve veri setinin özelliklerine göre parametrik ya da parametrik olmayan istatistiksel testler kullanılmaktadır.

Parametrik olmayan istatistiksel testler verilerin parametrik bir değeri ve belirli bir dağılım varsayımı olmadığı durumlarda analiz yapmayı amaçlayan yöntemlerdir. Parametrik olmayan istatistiksel testlerde veri setinin örnek hacminin büyük ya da küçük, seyrek, dengesiz olduğu ve uç değerler içerdiği durumlarda farklı p değeri hesaplama yöntemleri kullanılmaktadır.

Bu çalışmada parametrik olmayan istatistiksel testlerde kullanılan p değerleri hesaplama yöntemlerinden Asimptotik Yöntem, Exact Yöntem ve Monte Carlo Yöntemi karşılaştırılarak kullanılmıştır. Karşılaştırmalar 2 X 2, 3 X 3, 4 X 4, 5 X 5, 10 X 10 kontenjans tablolarında Pearson Ki-Kare Testi, Diziler Testi, Wilcoxon T Testi, Mann-Whitney U Testi, Kruskal-Wallis ve Friedman testlerinde yapılmıştır. Her bir testin özelliğine göre birim sayıları, grup sayıları ve işlem sayıları dikkate alınarak 100'er örnek için veriler tamsayı olarak türetilmiş ve yöntemler arası karşılaştırmalar yapılmıştır.

Parametrik olmayan istatistiksel testlerde Asimptotik p değeri H_0 hipotezinin reddine yönelik yanlış kararlar alınmasına neden olabilmektedir. Bu nedenle p değerinin hesaplanmasında Exact p değerinin kullanımı her zaman için tercih nedeni olmaktadır. Exact p değerinin hesaplanamadığı durumlarda ise Monte Carlo yönteminin kullanılması uygun olmaktadır. Veri setinde 10.000, 100.000 ve 250.000 örnek tekrarlarında Monte Carlo p değerleri arasında önemli fark bulunmadığı durumlarda Monte Carlo p değeri, fark bulunduğu durumlarda ise Asimptotik p değerinin kullanımı tercih edilmelidir.

Anahtar Kelimeler: Parametrik Olmayan İstatistiksel Testler,
Asimptotik Yöntem, Exact Yöntem, Monte Carlo Yöntemi



SUMMARY

On the studies which are done in the field of medicine according to features of variables and data sets statistical tests which are parametric or nonparametric are used.

Statistical tests which are nonparametric are methods which purpose to analyse on condition that is not a parametric value of data and dispersion hypothesis. On the nonparametric statistical tests are used different value calculation methods on condition that sample mess of data set is big or small, rare, instable and includes end values.

On this study, p values which are used on the nonparametric statistical tests were used by comparing Asymptotic Method, Exact Method and Monte Carlo Method which are from calculation methods. Comparisons 2×2 , 3×3 , 4×4 , 5×5 , 10×10 is made in contingency tables in Pearson Chi-Square Test, Runs Tests, Wilcoxon T Test, Mann-Whitney U Test, Kruskal Wallis and Friedman Tests. According to every feature of test, data were derived as an integer and comparisons among the methods were made for 100 samples by taking into consideration to average revenue, group numbers and processing numbers.

On the nonparametric statistics tests, Asymptotic p value can cause to be taken decision refusing of H_0 hypothesis. Therefore; on calculating p value, usage of Exact p value is preference reasons for everytime. Usage of Monte Carlo Methods benefits on condition that Exact p value isn't calculated. In the data sets, usage of Monte Carlo p value should be preferred on condition that isn't found a significant difference among the Monte Carlo p values, but usage of asymptotic p value should be preferred on

conditionals that is found difference in 10.000, 100.000 and 250.000 sample repetitions.

Key Words: Nonparametric Statistical Tests, Asymptotic Method, Exact Method, Monte Carlo Method



ÇİZELGE DİZİNİ

Çizelge	Sayfa
2.1- 2 X 2 tablosunun gösterimi	9
4.1- 2 X 2 Düzeni Kontenjans Tablolarında n=500 İçin Verilerin İstatistikleri	33
4.2- 2 X 2 Düzeni Kontenjans Tablolarında n=5000 İçin Verilerin İstatistikleri	33
4.3- 2 X 2 Düzeni Kontenjans Tablolarında n=50000 İçin Verilerin İstatistikleri	33
4.4- 3 X 3 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekansların Tamamının 5'ten Büyük Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	33
4.5- 3 X 3 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekansların Tamamının 5'ten Büyük Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	34
4.6- 3 X 3 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekanslardan Herhangi biri 5'ten Küçük Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	34
4.7- 3 X 3 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekanslardan Herhangi biri 5'ten Küçük Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	34
4.8- 4 X 4 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekansların Tamamının 5'ten Büyük Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	35
4.9- 4 X 4 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekansların Tamamının 5'ten Büyük Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak).	35

4.10-4 X 4 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %10'dan Küçük Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	35
4.11-4 X 4 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %10'dan Küçük Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	36
4.12-4 X 4 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %10 İle %15 Arasında Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	36
4.13-4 X 4 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %15 İle %20 Arasında Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	36
4.14-4 X 4 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %15 İle %20 Arasında Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	37
4.15-5 X 5 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekansların Tamamının 5'ten Büyük Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	37
4.16-5 X 5 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %5'den Küçük Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	37
4.17-5 X 5 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %5 İle %10 Arasında Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	38
4.18-5 X 5 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %5 İle %10 Arasında Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	38

4.19-5 X 5 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %10 İle %15 Arasında Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	38
4.20-5 X 5 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %15 İle %20 Arasında Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	39
4.21-5 X 5 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %15 İle %20 Arasında Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	39
4.22-10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekansların Tamamının 5'ten Büyük Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	39
4.23-10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekansların Tamamının 5'ten Büyük Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	40
4.24-10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %5'den Küçük Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	40
4.25-10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %5'den Küçük Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	40
4.26-10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %5 İle %10 Arasında Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	40
4.27-10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %10 İle %15 Arasında Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	41

4.28-10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %10 İle %15 Arasında Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	4.1
4.29-10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %15 İle %20 Arasında Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	41
4.30-10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %15 İle %20 Arasında Olduğu Durumlarda Dönüştürülmüş Veriler İçin Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	42
4.31-Diziler Testi İçin n=9 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	42
4.32-Diziler Testi İçin n=9 Olduğu Durumlarda Gruplar Arası Çoklu Karşılaştırmalar (Tukey Hsd)	42
4.33-Diziler Testi İçin n=50 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	43
4.34-Diziler Testi İçin n=50 Olduğu Durumlarda Gruplar Arası Çoklu Karşılaştırmalar (Tukey HSD)	43
4.35-Diziler Testi İçin n=500 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	43
4.36-Diziler Testi İçin n=500 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	44
4.37-Wilcoxon T Testi n=9 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	44
4.38-Wilcoxon T Testi n= 9 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	44
4.39-Wilcoxon T Testi n=50 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	45
4.40-Wilcoxon T Testi n=50 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	45
4.41-Wilcoxon T Testi n=500 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	45
4.42-Mann-Whitney U Testi İçin n=9 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	45

4.43-Mann-Whitney U Testi İçin $n=9$ Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	46
4.44-Mann-Whitney U Testi İçin $n=50$ Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	46
4.45-Mann-Whitney U Testi İçin $n=50$ Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	46
4.46-Mann-Whitney U Testi İçin $n=500$ Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	47
4.47-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 3 ve $n=9$ Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	47
4.48-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 3 ve $n=9$ Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	47
4.49-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 3 ve $n=50$ Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	48
4.50-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 3 ve $n=50$ Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	48
4.51-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 3 ve $n=500$ Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	48
4.52-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 3 ve $n=500$ Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	49
4.53-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 4 ve $n=9$ Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	49
4.54-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 4 ve $n=9$ Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	49
4.55-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 4 ve $n=50$ Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	49
4.56-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 4 ve $n=50$ Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	50

4.57-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 4 ve $n=500$ Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	50
4.58-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 4 ve $n=500$ Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	50
4.59-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 5 ve $n=9$ Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	50
4.60-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 5 ve $n=9$ Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	51
4.61-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 5 ve $n=50$ Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	51
4.62-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 5 ve $n=500$ Olduğu Durumlarda Dönüştürülmüş Veriler için Shapiro-Wilk W Normal Testleri	51
4.63-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 5 ve $n=500$ Olduğu Durumlarda Dönüştürülmüş Veriler için Shapiro-Wilk W Normal Testleri	52
4.64-Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 3 ve $n=9$ Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	52
4.65-Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 3 ve $n=50$ Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	52
4.66-Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 3 ve $n=50$ Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	53
4.67-Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 3 ve $n=500$ Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	53
4.68-Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 3 ve $n=500$ Olduğu Durumlarda Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	53

4.69-Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 4 ve $n=9$ Olduđu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	53
4.70-Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 4 ve $n=9$ Olduđu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	54
4.71-Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 4 ve $n=50$ Olduđu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	54
4.72-Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 4 ve $n=50$ Olduđu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	54
4.73-Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 4 ve $n=500$ Olduđu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	55
4.74-Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 5 ve $n=10$ Olduđu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	55
4.75-Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 5 ve $n=10$ Olduđu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	55
4.76-Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 5 ve $n=50$ Olduđu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	56
4.77-Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 5 ve $n=50$ Olduđu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)	56
4.78-Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 5 ve $n=500$ Olduđu Durumlarda Verilerin İstatistikleri	56
5.1 -Testlerde P Değerlerinin Kullanımı	64

1. GİRİŞ VE AMAÇ

Sağlık alanında alınacak kararların doğru, geçerli ve güvenilir olması için yapılacak hipotez testlerinde doğru karar verebilmek amacıyla kullanılacak istatistiksel yöntemin seçimi büyük önem taşımaktadır. Ayrıca uygulanacak istatistiksel testlerin doğru olarak seçilmesi I. Tip Hatanın (α Hatası) ve II. Tip Hatanın (β Hatası) minimuma indirilmesi için oldukça önemlidir.

Hipotezlerin test edilmesinde parametrik ve parametrik olmayan istatistiksel testlerden yararlanılmaktadır. Parametrik istatistiksel testler ilgili parametreye, belirli bir dağılıma ve varyans kavramına dayanarak işlemler yapan, parametrik olmayan istatistiksel testler ise parametreye, belirli bir dağılıma ve varyansa dayanmadan işlemler yapan istatistiksel yöntemlerdir.

Sağlık alanında yapılan bazı çalışmalarda değişkenlerin ve veri setinin özelliklerine göre parametrik olmayan istatistiksel testlerin kullanılması kaçınılmaz olmaktadır.

Parametrik olmayan istatistiksel testlerde hesaplanacak p değeri veri setinin özelliğine göre 3 farklı yöntemle hesaplanmaktadır. Bunlar Asimptotik p değeri, Exact p değeri ve Monte Carlo p değeri hesaplama yöntemleridir.

Parametrik olmayan istatistiksel testlerde p değerinin hesaplanmasında örnek hacminin büyük olduğu durumlarda asimptotik p değeri hesaplanabilir. Ancak veri setinin küçük, seyrek, dengesiz ve uç değerler içerdiği durumlarda asimptotik p değeri güvenilir sonuçlar vermemektedir. Araştırmacılar asimptotik p değerinin yerine daha güvenilir sonuçlara ulaşabilmek için exact p değerini hesaplamaktadırlar (21, 22, 26).

Eksik ve düzensiz veri setlerinde eksik verileri tamamlama yoluna gitmek ve düzensiz veri setlerini düzenli bir biçime getirmek kesin sonuçlara gitmede engel oluşturabilmektedir. Bu durumda exact p değerinin kullanılması uygun olmaktadır(22).

Bazı veri setlerinde ise exact p değerinin hesaplanması uzun zaman aldığı için exact p değerinin tahmini amacıyla Monte Carlo p değeri hesaplanmaktadır. Monte Carlo p değerinin hesaplanabilmesi için kullanılacak örnek sayısı araştırmacı tarafından belirlenir. Örnek sayısı arttıkça exact p değerinin tahmini o derece güvenilir olmaktadır.

Bu çalışmada parametrik olmayan istatistiksel testlerde veri setinin büyük veya küçük, dengeli veya dengesiz, uç değerler içeren veya içermeyen durumlarda asimptotik p değeri, exact p değeri ve Monte Carlo p değerleri arasında en uygun olanının seçilmesi amaçlanmıştır.

2.GENEL BİLGİLER

Medikal ve biyolojik deęişkenler nicel veya nitel özellięe sahiptirler. Genelde nicel deęişkenlerin verileri aralıklı ya da orantılı ölçekle, nitel deęişkenlerin verileri ise isimsel ya da sıralı ölçekle elde edilirler. Nicel verilerden belirtici istatistikler hesaplanırken, nitel verilerden oran ya da hızlar hesaplanabilir.

2.1.PARAMETRİK OLMAYAN İSTATİSTİKSEL TESTLER

Belirli bir parametrik deęeri hesaplanabilen verilere göre hipotez testleri yapılırken parametrik testlerden yararlanmak mümkündür. Nitel verilerin bazılarında ise parametrik deęer hesaplanması mümkün deęildir. Bazı durumlarda nicel veriler belirli kriterlere göre sıralı ya da isimsel hale dönüştürülerek analiz edilmek istenebilir. Bu durumlarda parametrik testlerden yararlanılamaz (31, 32).

Parametrik yöntemler; ilgili parametreye, belirli bir dağılıma ve varyans kavramına dayanarak işlemler yapan istatistiksel yöntemlerdir (20, 35, 39). Parametrik bir test için gerekli koşullar göz önüne alındığında, bu testlerin her durum için uygulanabilir olmadığı anlaşılmaktadır. Parametrik testler için gerekli varsayımların yerine gelmedięi durumlarda bilim adamları yeni arayışlara yönelmişlerdir. Bu gereksinim, ilk kez 1710 yılında John Arbuthnot tarafından İşaret Testi'nin ortaya atılması ile giderilmeye başlanmıştır. Ancak Karl Pearson (1900), Yule (1912), Fisher (1924), Yates (1934), Cochran (1936), Friedman (1937), Pitman (1937), Kendall (1938), Smirnov (1939), Wald ve Wolfowitz (1940); Frank Wilcoxon (1945), Mann ve Whitney (1947), Kruskal ve Wallis (1952), Herman Chernoff ve Richard Savage (1958), Goodman (1968) gibi bilim adamlarının ortaya koyduęu testler, soruların çözümünde önemli bir başlangıç oluşturmuştur. Bu testler, dağılıma baęlı olmayan veya parametrik olmayan istatistiksel testler tanımıyla

günümüze ulaşmıştır. Bu gelişmeler, istatistikçileri toplum dağılımının normal olması koşuluyla test yapma kısıtlılığından kurtarmıştır (8, 9, 16, 18, 19, 21, 27, 33, 43).

Parametrik olmayan istatistiksel testler verilerin parametrik bir değeri ve belirli bir dağılım varsayımı olmadığı durumlarda analiz yapmayı amaçlayan yöntemlerdir. Parametrik olmayan istatistiksel testlerde veri setinin örnek hacminin büyük ya da küçük, seyrek, dengesiz olduğu ve uç değerler içerdiği durumlarda farklı p değeri hesaplama yöntemleri kullanılmaktadır. (21, 22, 26).

Exact yöntem her zaman veri setinin büyüklüğü, dağılımı, dengesi, seyrekliğine rağmen kesin sonuçlar vermektedir. Özellikle sağlık bilimlerinde doğru kararlar verebilmek amacıyla exact yöntemi kullanmak önem taşımaktadır (12, 21, 22, 25, 26).

Exact testlerin temelini 2x2 tabloları için kullanılan Fisher's Exact Test oluşturmaktadır (3, 21, 22, 29, 36). rxc tablolarındaki hesaplanabilir tüm marjinal toplamlara dayanan ilk algoritma 1951 yılında Freeman ve Halton tarafından oluşturulmuştur(14). Bu algoritmayı 1972'de March ve 1977'de Baker geliştirmişlerdir(25). 1979'te Agresti ve arkadaşları rxc kontenjans tablolarında ve grup sayısı 3 olduğu durumlardaki veri setleri üzerinde çalışmışlardır (3). Fakat bu algoritmalarda küçük veri setleri dışındaki veri setlerinde tablo sayısı artırıldığı zaman exact hesaplamalarda sorun yaşanmıştır (25).

Biomedikal araştırmalarda her bir ilacın özel bir hasta popülasyonuna uygulandığında cevap değişkeninin ikili rasgele değişken olduğu k ilacın tedavi edici etkinliğini karşılaştırmanın ortak bir istatistiksel problem olduğunu düşünen Cyrus R. Mehta ile Nitin R.Patel adlı bilim adamları 1980 yılında 2xk düzeni kontenjans tablolarında yaptıkları

çalışmalarında exact p değerlerinin daha kısa sürede hesaplanması için yeni bir algoritma geliştirmişlerdir (26).

2x2 kontenjans tabloları için uygulanan Fisher's Exact testinin biyometri, psikoloji ve bir çok alanda kullanılan popüler bir istatistiksel yöntem olduğunu gözönünde tutan istatistikçiler, exact ve asimptotik teoriyi birleştirerek Fisher's exact testin düzensiz rxc kontenjans tablolarındaki alternatifini karma bir önemlilik testi ile 1981 ve 1983 yıllarında ortaya koymuşlardır. Bu algoritmalarda çekilen tablolar referans sete uygundur (21, 34, 36).

Mehta ve Patel 1984'te düzenli kategorik veri setlerinde Wilcoxon orta ranklarını kullanarak ve 1985'te 2 x 2 kontenjans tablolarında ortak odds oranının exact güven aralıkları hesaplayan algoritmayı bularak daha önceki çalışmalarını geliştirmişlerdir (23, 24). 1986 yılında ise veri setinde boş veri bulunduğu veya verilerin gözelerdeki dağılımı seyrek olduğunda ortaya çıkan sorunu çözmeye yönelik çalışmada bulunmuşlardır (25).

1988, 1990 ve 1995'de Mehta, Patel, Senchaudhuri, Agresti ve Hirji 2xk kontenjans tablolarında, eşleştirilmiş olgu kontrol çalışmalarında, birim sayısının fazla olduğu rxc tablolarında ayrıca 1996 yılında Bolviken ve Skovlun Monte Carlo örnekleme yöntemini kullanarak exact p değerlerini tahmin etmeye yönelik algoritmalar oluşturmaya çalışmışlardır (2, 7, 17, 27, 28, 37).

2.1.1. Parametrik Olmayan İstatistiksel Testlerin Uygulanma Koşulları

Veriler isimsel (nominal), sıralı(ordinal), aralıklı (interval) ya da orantılı (ratio) ölçeklerle elde edilirler(6, 31). Bazı gözlemler belirli ölçme araçları (anket, soru formları, Likert ölçekle geliştirilmiş araçlar) aracılığı ile

elde edilir. Bu veriler skor deęerler olarak ele alınır. Bu verilerin bazıları sorunun ierdięi seenek sayısına baęlı olarak aralıklı ya da yaklařık aralıklı lekli veri olarak kabul edilir (31).

Aralıklı ve orantılı lekli verilerde daęılım varsayımları kurulabilir ve parametreler hesaplanabilir. İsimsel, sıralı lekli ve skor deęerlerden oluřan verilerde daęılım varsayımı kurulması ve parametre tahmini istatistiksel ynden sakıncalar tařımaktadır. Ancak kategorilere gre frekanslar ve gzlenme oranları tahminleri yapılabilir (31, 42). Verilerin lekleri hipotezlerin test edilmesinde nemli rol oynarlar.

Parametrik olmayan istatistiksel yntemlerin uygulanma kořulları;

- Birim sayısı ok az ise ve elde edilen veriler heterojen bir yapıda ise (Eęer gruptaki verilerin deęiřim katsayısı $DK > \%20$ ise veriler heterojen kabul edilir.),
- Veriler belirli bir daęılıma (Normal, Binom, Poisson vb.) uygunluk gstermiyorsa (Bu kořul gerekli řart deęildir. Verilerin belirli bir daęılıma uygunluęu, uygulanacak testin gcn artırır.),
- Veriler isimsel ya da sıralı lekli ise ve parametrik yntemlerin uygulanamadıęı ya da uygulanmak istenmedięi durumlarda,
- Veriler gerek gzlem deęerleri deęil, hesaplama ile bulunan deęerler ise (katları alınmıř deęerler ya da bir lekten elde edilen ve Likert tipi olmayan skor deęerleri vb. ise) ve gerek deęerler yerine sıralama puanları, skor deęerleri analizde kullanılıyorsa,
- Deęiřkenin parametrelerinin (μ ve σ^2 , P , Q) bilinmesi řart deęilse,

- n birim sayısı çok fazla olmasına rağmen ($n > 30$) veriler heterojen, Normal, Binom'un Normal'e yaklaşımı vb. varsayımları yerine getirmiyorsa,
- Veriler belirli kesme değeri (cut off) kullanılarak belirli gruplara ayrılarak frekans tablosu durumuna getiriliyor ise; bağımsızlık (independence), birliktelik (association), uygunluk (goodness of fit), uyumluluk (agreement), uyuşum (concordance) gibi varsayımlar test edilmek isteniyorsa,
- Hipotezler; ortalama, oran gibi belirli bir parametreye dayanmaksızın ortancaya dayalı ya da sözel ifadelerle belirtilmiş kavramlar ise,
- Araştırmacı, kendi geliştirdiği varsayımları serbestçe hipotez kurarak test etmek isterse,

şeklinde tanımlanabilir(31).

Parametrik olmayan istatistiksel yöntemlerin uygulanması zorunluluğu olan durumlar da vardır. Bunlar,

- İsimsel ve sıralı ölçekli verilerde belirli bir dağılıma, modele uygunluk, birliktelik ve uyuşum analizlerinde,
- İsimsel, sıralı, isimsel ya da sıralı ölçeğe indirgenmiş aralıklı ya da orantılı ölçekli verilerde bağımsızlık analizlerinde,
- Sıralama puanlarına dönüştürülmüş verilerde, bağımsız iki ya da k grubun benzerliğinin analizlerinde,
- Sıralama puanlarına dönüştürülmüş verilerde, bağımlı iki ya da k grubun ortanca değerlerinin benzerliğinin araştırılmasında uygulanır(31, 33).

Parametrik olmayan istatistiksel testlerde sıfır hipotezi ve karşıt hipotez kurulur. Buradaki hipotezler parametrik değeri hedef almayan, belirli bir dağılımı varsayım kurmayan hipotezlerdir (30, 31, 33, 44). Bu hipotezleri

test etmek amacıyla 3 yöntem kullanılabilir. Bunlar Asimptotik Yöntem, Exact Yöntem ve Monte Carlo Yöntemi'dir. Asimptotik Yöntem ile verilen veri setinin örnek hacminin büyük olduğu durumlarda asimptotik p değeri hesaplanır. Exact Yöntem frekansların tam olasılıkları dağılımından elde edilen Exact p değerini hesaplamaktadır. Monte Carlo Yöntemi ise veri seti Exact p değerinin hesaplanamadığı durumda Exact p değerini tahmin etmek için tahmini bir p değerini hesaplanmaktadır (12, 22).

2.1.2. Ki-Kare Testi

Araştırmalarda, sınıflama düzeyinde ölçülebilen iki değişken arasında ilişki olup olmadığının ortaya çıkartılması istenebilir. Ki-kare testi gözlenen frekanslarla beklenen frekanslar arasındaki farkın anlamlı olup olmadığının test edilmesi temeline dayanmaktadır. Ki-kare en fazla kullanılan parametrik olmayan istatistiksel testlerdendir. $r \times c$ ya da $c \times r$ biçimindeki frekans tablosu ve $r \times c$ biçimindeki çapraz tabloların analizinde yararlanılır (4, 5, 15, 31, 41).

2.1.2.1. Asimptotik Yöntem

Ki-kare bağımsızlık testi; 2×2 ya da $r \times c$ tipindeki çapraz tablolarda gözlenen frekansların (G_{ij}), marjinal olasılıklar yaklaşımına göre hesaplanan teorik frekanslara (T_{ij}) benzerliğini test etmeyi amaçlamaktadır (1, 31, 33).

Bağımsızlık testinde test edilen hipotezler aşağıdaki gibi kurulur.

H_0 : "Bağımsızlık vardır" H_1 : "Bağımsızlık yoktur"

Bağımsızlık testinde teorik frekanslar marjinal olasılıklar yaklaşımına göre;

$$T_{ij} = (R_i \times C_j) / N \quad (1)$$

biçiminde hesaplanır. Burada $R_i = \sum G_{ij}$, $C_j = \sum G_{ij}$, $N = \sum R_i$ dir. ($i=1, \dots, r$ ve $j=1, \dots, c$)

Ki-kare bağımsızlık testinde yararlanılan modeller tablonun sıra ve sütun sayısına göre 2 X 2 ya da r X c ($r > 2$, $c > 2$) olmasına göre farklılıklar göstermektedir. Ayrıca 2 X 2 tablolarında teorik değerlerin büyüklükleri de uygulanacak test modelini farklılaştırmaktadır. 2 X 2 kontenjans tablolarında toplam birim sayısının 20 den küçük olmamalıdır. Bu durumda χ^2 dağılımı çarpık ve kesikli bir dağılım biçimine dönüşmektedir (8, 13).

Eğer tablo 2 X 2 tipinde ise, teorik değerlerin büyüklüğüne göre Pearson ki-kare , Yates ki-kare, Fisher ki-kare testlerinden uygun olan birisi uygulanabilir(33).

Çizelge 2.1- 2 X 2 tablosunun gösterimi

		Y		Toplam
		Y1	Y2	
X	X1	a	b	R1
	X2	c	d	R2
Toplam		C1	C2	N

Pearson ki-kare testi; gözlerdeki teorik değerlerin tümü 25'ten büyük olduğunda uygulanır. ($T_{ij} \geq 25$) Pearson ki-kare test modeli;

$$\chi_P^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{(G_{ij} - T_{ij})^2}{T_{ij}} \quad sd=(r-1)(c-1) \quad (2)$$

biçimindedir.

Kikare testi denildiğinde Pearson kikare testi akla gelir. Eğer özellik gösteren bir farklı kikare uygulaması varsa bu özel bir kikare testi ile tanımlanabilir.

Yates kikare testi (Corrected ChiSquare, Düzeltilmiş Kikare): gözlerdeki teorik frekanslardan herhangi biri 5 ile 25 arasında ise uygulanmaktadır. ($5 \leq T_{ij} < 25$)

Yates kikare test modeli;

$$\chi^2_Y = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{(|G_{ij} - T_{ij}| - 0.5)^2}{T_{ij}} \quad \text{sd}=(r-1)(c-1) \quad (3)$$

olarak tanımlanır(33).

Fisher ki-kare testi (Corrected ChiSquare, Düzeltilmiş Kikare): Gözlerdeki teorik frekanslardan herhangi biri 5'ten küçük ise uygulanmaktadır. ($T_{ij} < 5$) Böyle bir denemede bilinen χ^2 hesaplamasının yerine Fisher tarafından gözlenen frekansların tam olasılıkları dağılımının kullanılması önerilmiştir. Bu test Fisher'in tam olasılık testi olarak tanımlanmaktadır (8, 11).

Fisher ki-kare testi modeli ;

$$P = \frac{R!C!}{R_1!C_1!R_2!C_2!} / (N!a!b!c!d!) \quad (4)$$

şeklindedir. Fisher ki-kare test istatistiği doğrudan olasılık olarak belirlenebilir. χ^2 test istatistiğinin önemliliği aşağıdaki koşullara göre yapılmaktadır.

$$\chi^2 < \chi^2_{\alpha, \text{sd}} \text{ ise } P > \alpha^{\text{ns}}$$

H_0 kabul "Bağımsızlık vardır"

$$\chi^2 \geq \chi^2_{\alpha, \text{sd}} \text{ ise } P < \alpha$$

H_0 red "Bağımsızlık yoktur"

Eğer tablo $r \times c$ tipinde ise ($r > 2$, $c > 2$), bağımsızlık analizi olarak Pearson Kikare testi uygulanmaktadır. Ancak gözlerdeki 5'den küçük teorik değerlerin sayısı ($n(T_{ij} < 5)$) tablonun toplam göz sayısı ($h = r \times c$)'nin %20 sini geçmemelidir ($n(T_{ij} < 5) < \%20 * h$). Eğer kural bozulur ise, $r \times c$ tablosunda uygun satır ya da sütun birleştirilmesi yapılarak tablo boyutu azaltılır ve yeni oluşan indirgenmiş tablo yeniden analiz edilir. Eğer koşul geçerli ise analiz sonucu bağımsızlık hipotezinin testinde kullanılabilir (31, 33).

2.1.2.2. Exact Yöntem

Exact p değeri gözlenebilir tüm mümkün durumlar göz önüne alınarak hesaplanabilmektedir. Exact p değeri Pearson istatistiğine eşit ve ondan daha büyük olasılıkların hesaplanıp toplanması ile bulunmaktadır. Burada satır ve sütun toplamları değişmeden olası tüm sonuçlar hesaplanmaktadır. Bu hesaplama hipergeometrik dağılıma göre yapılmaktadır (22).

Exact p değeri

$$P(\{x_{ij}\}) = \frac{\pi_{j=1}^c R_j! \pi_{i=1}^r C_i!}{N! \pi_{j=1}^c \pi_{i=1}^r x_{ij}!} \quad (5)$$

olarak tanımlanmaktadır.

2.1.2.3. Monte Carlo Yöntemi

Exact sonuçların her zaman güvenilir olmasına karşın veri seti Exact p değerinin hesaplanması için çok büyük olabilir. Bu durumda Monte Carlo Yöntemi Asimptotik yöntem gereksinim duymadan Exact p değerinin yansız bir kestirimini sağlamaktadır. Monte Carlo Yöntemi tekrarlı örnekleme yöntemidir. Herhangi bir gözlemlenen tablo için satır ve sütun toplamları aynı

kalmak şartıyla belirlenen bir örnek sayısı ele alınan mümkün tablolardan yararlanarak p değerinin yansız tahmini belirlenmektedir (22).

Exact p değeri ve Asimptotik p değerinin hesaplanamadığı durumlarda Monte Carlo p tahmin değeri güvenilir yansız bir p değeri vermektedir.

Monte Carlo Yöntemi veri setindeki satır ve sütun toplamalarına bağlı kalarak istenen sayıda örnek türetir, buradan Exact p değerine çok yakın bir tahmini p değeri hesaplanmaktadır. Her bir tablodaki p değeri hipergeometrik dağılımdan hesaplanmakta ve tüm p değerleri toplanmaktadır.

Monte Carlo p tahmin değeri

$$\hat{p} = \frac{Q}{M} \quad (6)$$

olarak tanımlanmaktadır. Burada M temel veri setine bağlı kalarak hesaplanan tablo sayısı, Q ise temel veri setinde hesaplanan istatistik değerine eşit ve ondan daha büyük olan tablo sayısını göstermektedir.

$$Var(\hat{p}) = \frac{p(1-p)}{M} \quad (7)$$

Monte Carlo p tahmin değeri güven aralığı ile birlikte verilmektedir(22).

$$GA = \hat{p} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{M}} \quad (8)$$

2.1.3.Diziler Testi

İstatistikte rasgelelik önemli bir olgudur. Bir popülasyondan çekilen örneklemin rasgele bir örneklem olması, gözlem değerlerinin dizilişinin rasgele olması, istatistiksel olarak gerekli bir unsurdur (8, 40). N birimlik bir veri setinin K gibi bir değere göre (K=OD, K=Ortalama, K=a) ard arda gelişlerindeki kümelenmenin rasgelelik koşullarına uygunluğu diziler testi ile test edilmektedir (31, 33).

Test esas olarak, olayların ortaya çıkışı sırasında bir olağanüstülüğün olup olmadığını test etmektedir. Dizi testinin uygulanabilmesi için değişkenin mutlaka ikili (dikotom) olması gerekir (4).

Bir veri setinde; değerlerin, gözlenme sıralarına göre ard arda gelişlerinde K'dan küçük ya da büyük olmalarına göre oluşturdukları kümelere dizi (run) adı verilir. N birimlik bir veri setinde değerlerin birbirine bağımlı olarak sıralanıp sıralanmadıklarını araştırmak için gözlenen küme sayısı (run) R ile beklenen ortalama dizi sayısı arasındaki farka göre test edilmektedir (31, 33).

2.1.3.1.Asimptotik Yöntem

Asimptotik yönetime göre diziler testi

$$z = \frac{R - \mu_R}{\sigma_R} = \frac{R - \frac{2mn}{m+n} + 1}{\sqrt{\frac{(2mn)(2mn - m - n)}{(m+n)^2(mn-1)}}} \quad (9)$$

olarak tanımlanmaktadır. Burada m, K'dan küçük değerlerin sayısını; n, K'ya eşit ve K'dan büyük değerlerin sayısını göstermektedir(22, 31).

2.1.3.2.Exact Yöntem

İki yönlü Exact p değeri

$$p_2 = (\Pr\{|R - E(R)| \geq |r - E(R)|) \quad (10)$$

olarak hesaplanmaktadır. Burada R dizi sayısını, E(R)'nin beklenen değerini göstermektedir(22).

Eğer veri seti büyük olursa bu durumda Monte Carlo Yöntemi kullanılarak p tahmin değerleri hesaplanır.

2.1.3.3.Monte Carlo Yöntemi

Exact p değerlerini hesaplamak uzun zaman aldığıında bu değerler Monte Carlo Yöntemi ile hesaplanabilir. Monte Carlo p tahmin değerleri hesaplama adımları;

1- $\frac{N!}{m!n!}$ ile yeni skorlar üretilir, (11)

2- Üretilen skarlardan R değeri hesaplanır,

3- Rassal değişken tanımlanır,

$$z = \begin{cases} 1 & \text{eger } |R - E(R)| \geq |r - E(R)| \\ 0 & \text{dd} \end{cases} \quad (12)$$

4-Yukarıdaki adımlar M kere tekrarlanır ve p_2 tahmin değeri hesaplanır.

$$\hat{p}_2 = \frac{\sum_{l=1}^M z_l}{M} \quad (13)$$

$$\hat{\sigma} = \left[\frac{1}{M-1} \sum_{l=1}^M (z_l - \hat{p}_2)^2 \right]^{1/2} \quad (14)$$

\hat{p}_2 'nin %99 güven aralığı $GA = \hat{p}_2 \pm 2.576 / \sqrt{M}$ olarak hesaplanır (15) şeklindedir (22).

2.1.4. Wilcoxon T Testi

Wilcoxon T Testi bağımlı iki örnek testidir. Eşleştirilmiş t testinin parametrik olmayan alternatifidir. n birimlik örneklemden elde edilen iki gözlem seti farkının ortancası sıfır olan toplumdaki rasgele bir örnek olup olmadığını test etmektedir (33, 40).

2.1.4.1. Asimptotik Yöntem

Veri seti N tane eş gözlemlerden meydana gelmektedir. $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_N, y_N)$. Eş gözlemler arasında farklar

$$d_i = x_i - y_i \quad (16)$$

olarak tanımlanmaktadır. Burada $i = 1, 2, \dots, N$ göstermektedir. D_i rassal değişkenlerinin dağılımı için varsayımlar;

- 1- Her D_i 'nin dağılımı simetriktir.
- 2- D_i ler karşılıklı olarak bağımsızdır.

3- D_i ler aynı medyana sahiptir.
şeklinde tanımlanmaktadır.

D_i nin ortak medyanı λ olarak gösterilsin. Hipotezler

$H_0: \lambda=0$ $H_1: \lambda>0$ ve $H_1: \lambda < 0$

Veri setindeki değerlerin mutlak değerleri küçükten büyüğe doğru sıralanır.

$$|d_{[1]}| \leq |d_{[2]}| \leq \dots \leq |d_{[N]}| \quad (17)$$

bunlara verilen sıra numaraları

$$r_{[1]} \leq r_{[2]} \leq \dots \leq r_{[N]} \quad (18)$$

Wilcoxon signed-ranks test için çıkarsama test istatistiğinin permutasyonel dağılımına dayanmaktadır.

$$T_{SR} = \min \left\{ \sum_{i=1}^N r_i I(D_i > 0), \sum_{i=1}^N r_i I(D_i < 0) \right\} \quad (19)$$

gözlenen değerler için

$$t_{SR} = \min \left\{ \sum_{i=1}^N r_i I(d_i > 0), \sum_{i=1}^N r_i I(d_i < 0) \right\} \quad (20)$$

Burada I belirleyici fonksiyondur. Varsayım iddiası doğruysa 1 dir diğer durumlarda 0 dir. Yani t_{sr} N gözlemlenen farklardan negatif veya pozitif toplamaların küçük olanıdır (22).

$$E(T_{SR}) = \sum_{i=1}^N r_i / 2 \quad (21)$$

$$\sigma^2(T_{SR}) = \sum_{i=1}^N r_i^2 / 4 \quad (22)$$

Standartlaştırılmış test istatistiği

$$z = \frac{T - E(t)}{\sigma(t)} \quad (23)$$

şeklinde hesaplanmaktadır(22).

2.1.4.2. Exact Yöntem

Tek yönlü exact p değeri

$$p_1 = \begin{cases} \Pr(T \geq t) & \text{eger } t > E(T) \\ \Pr(T \leq t) & \text{eger } t \leq E(T) \end{cases} \quad (24)$$

olarak tanımlanmaktadır. Burada t, T'nin gözlemlenen değerini göstermektedir.

İki yönlü exact p değeri

$$p_2 = 2p_1 \quad (25)$$

olarak hesaplanmaktadır.

Referans setten 2^N tane atama yapılabilir(22).

2.1.4.3. Monte Carlo Yöntemi

Tek yönlü exact p değeri $t > E(T)$ ise exact dağılımın sağ ucu tahmin edilebilir. Referans sette yapılabilen 2^N atama için M kere örnek alınabilir. t_i test istatistiği için düzenlenen i. örnek için oluşturulan bir değer ise rassal değişken;

$$z_i = \begin{cases} 1 & \text{eger } t_i \geq t \\ 0 & \text{dd} \end{cases} \quad (26)$$

olarak tanımlanır.

Tek yönlü Monte Carlo p tahmin değeri

$$\hat{p}_1 = \sum_{i=1}^M z_i / M \quad (27)$$

olarak hesaplanabilir.

Tek yönlü exact p değeri $t < E(T)$ ise exact dağılımın sol ucu tahmin edilebilir. Rasgele değişken

$$z_i = \begin{cases} 1 & \text{eger } (t_i \leq t) \\ 0 & \text{dd} \end{cases} \quad (28)$$

olarak tanımlanır. Tek yönlü Monte Carlo p tahmin değeri

$$\hat{p}_1 = \sum_{i=1}^M z_i / M \quad (29)$$

olarak hesaplanabilir.

Tek yönlü Monte Carlo p tahmin değerinin güven aralığı

$$GA = \hat{p}_1 \pm 2.576 \sqrt{(\hat{p}_1)(1 - \hat{p}_1) / M} \quad (30)$$

şeklinde hesaplanmaktadır(22).

2.1.5. Mann – Whitney U Testi

Parametrik olmayan istatistiksel testler içinde en yaygın kullanımı olan testlerden biridir(8). Veri sayısal olarak belirtilen kesikli bir değişkense (doğan, ölen, hastalanan, yaşayan sayısı vb), ölçümle belirtildiği halde her gruptaki denek sayısı 30'dan az ise ya da denek sayısı yeterli olduğu halde veri parametrik test varsayımlarını yerine getiremiyorsa kullanılacak en güçlü test Mann-Whitney U Testi'dir (20, 38, 41).

n_1 ve n_2 hacimli bağımsız iki örneğin aynı meydanlı populasyondan alınmış rasgele örnekler olup olmadığını test etmek için kullanılmaktadır. Bağımsız iki örneklem t testinin alternatifidir (31).

2.1.5.1. Asimptotik Yöntem

Mann-Whitney U test istatistiği

$$t = \sum_{i=1}^{n_1} w_{ij} \quad (31)$$

$$T = \sum_{i=1}^{n_1} \tilde{w}_{ij} \quad (32)$$

$$E(T) = n_1(n_1 + n_2 + 1)/2 \quad (33)$$

$$Var(T) = \frac{n_1 n_2}{12} \left[n_1 + n_2 + 1 - \frac{\sum_{i=1}^g e_i (e_i^2 - 1)}{(n_1 + n_2)(n_1 + n_2 - 1)} \right] \quad (34)$$

olarak hesaplanmaktadır(22). Burada w_{ij} skor değerleri, e eş gözlem değerlerini göstermektedir.

2.1.5.2. Exact Yöntem

T değeri çok küçük ya da çok büyük değerler alıyorsa H_0 hipotezinden sapmalar olacağı için bu durumda kullanılacak tek ve iki yönlü Exact p değerleri

$$p_1 = \min\{\Pr(T \geq t), \Pr(T \leq t)\} \quad (35)$$

$$p_2 = \Pr(|T - E(T)| \geq |t - E(T)|) \quad (36)$$

olarak hesaplanmaktadır.

2.1.5.3. Monte Carlo Yöntemi

Exact p değerleri hesaplanamadığı durumlarda bu değerler Monte Carlo Yöntemi ile hesaplanmaktadır. Aşağıdaki adımlarla Monte Carlo p tahmin değerleri hesaplama adımları;

$$1- \frac{N!}{n_1!n_2!} \quad (37)$$

ile w' lere bağlı kalarak yeni skorlar üretilir,

2- Üretilen skordardan T değeri hesaplanır,

3- Rassal değişken tanımlanır,

$$z = \begin{cases} 1 & \text{eger } |T - E(T)| \geq |t - E(T)| \\ 0 & \text{dd} \end{cases} \quad (38)$$

4- Yukarıdaki adımlar M kere tekrarlanır ve p_2 tahmin değeri hesaplanır,

$$\hat{p}_2 = \frac{\sum_{i=1}^M z_i}{M} \quad (39)$$

$$\hat{\sigma} = \left[\frac{1}{M-1} \sum_{i=1}^M (z_i - \hat{p}_2)^2 \right]^{1/2} \quad (40)$$

\hat{p}_2 'nin %99 güven aralığı

$$GA = \hat{p}_2 \pm 2.576 / \sqrt{M} \quad (41)$$

şeklinde hesaplanmaktadır(22).

2.1.6. Friedman Testi

İki yönlü varyans analizinin parametrik olmayan alternatifidir. Bir gruptan k işlem için sıralı, skor ya da aralıklı ölçüle elde edilmiş verilerin işlem etkilerini test etmek amacıyla kullanılmaktadır(31).

2.1.6.1. Asimptotik Yöntem

Friedman testini uygulama adımları;

- 1- Her bir birimin k işlem için aldığı puanlar sıralanır. Eş puanlar ortalama sıra numarası alır (r_j).
- 2- Her bir işlemin birimlere göre sıralama puanları toplanır.

$$R_j = \sum r_j \quad (42)$$

- 3- Her bir işlemdeki sıralama puanlarının farklılığı için χ^2 test istatistiği hesaplanır.

$$\chi_r^2 = \frac{12}{Nk(k+1)} \sum_{j=1}^k (R_j)^2 - 3N(k+1) \quad (43)$$

4- χ_r^2 test istatistiğinin önemliliği $sd=k-1$ serbestlik dereceli χ^2 dağılımının kritik değerlerine göre belirlenir. Asimptotik p değeri $K-1$ serbestlik derecesinde

$$\tilde{p}_2 = \chi_{k-1}^2 \geq t \text{ olarak hesaplanır} \quad (44)$$

şeklindedir(22).

2.1.6.2. Exact Yöntem

İki yönlü Exact p değeri

$$p_2 = \Pr(T \geq t) = \sum_{T \geq t} (K!)^{-N} \quad (45)$$

şeklinde hesaplanmaktadır(22). Burada T, Friedman testinin test istatistiğini göstermektedir. K işleme K rank K! kadar atanabilir. Aynı permutasyonu N blok için tekrarlanırsa $(K!)^N$ elde edilir. Bloklar arası bir atama yoktur. Bloklar içi bir atama vardır. Her bir atamanın olması olasılığı $(K!)^{-N}$ dir. t iki yönlü orijinal tablolarda T'nin gözlenen değeridir(22) ve

$$\Pr(T = t) = \sum_{T=t} (K!)^{-N} \text{ olarak hesaplanabilir.} \quad (46)$$

Bütün mümkün değerler toplandığında $T=t$ dir.

2.1.6.3.Monte Carlo Yöntemi

Monte Carlo p tahmin değerinin hesaplanması için adımlar ;

- 1- Orijinal tablolara bağlı kalarak K! kadar rank türetilir.
- 2- Yeni tablo için test istatistiği T'nin değeri hesaplanır ve rasgele değişken tanımlanır.

$$z = \begin{cases} 1 & \text{eger } T \geq t \\ 0 & \text{dd} \end{cases} \quad (47)$$

- 3- 1. ve 2. adım M kere tekrarlanır ve p₂'nin yansız kestirimi bulunur.

$$\hat{p}_2 = \frac{\sum_{l=1}^M z_l}{M} \quad (48)$$

$$\hat{\sigma} = \left[\frac{1}{M-1} \sum_{l=1}^M (z_l - \hat{p}_2)^2 \right]^{1/2} \quad (49)$$

%99 güven aralığı

$$GA = \hat{p}_2 \pm 2.576 \hat{\sigma} / \sqrt{M} \quad \text{hesaplanır} \quad (50)$$

şeklindedir(22).

2.1.7. Kruskal – Wallis Testi

Kruskal – Wallis testi parametrik olmayan tek yönlü varyans analizi yöntemidir. K bağımsız örneğin benzer ortanca değerli, toplumların rasgele örnekleri olup olmadığını test etmek için kullanılmaktadır(31).

2.1.7.1. Asimptotik Yöntem

Asimptotik p değeri Kruskal-Wallis test istatistiği $T(\tilde{w}) \equiv T$, her biri $\tilde{w} \in \mathcal{W}$ olmak üzere

$$w_j = \sum_{i=1}^{n_j} w_{ij} \quad (51)$$

$$\lambda = \sum_{p=1}^g (e_p^3 - e_p) \quad (52)$$

$$T = \frac{12}{N(N+1) \left[1 - \left(\lambda / (N^3 - N) \right) \right]} \sum_{j=1}^K [\tilde{w}_j - n_j(N+1)/2]^2 / n_j \quad (53)$$

$$h(\tilde{w}) = \frac{\pi_{j=1}^K n_j!}{N!} \quad (54)$$

hesaplanır. Burada

u_{ij} : gözlenen değerler

w_{ij} : skor değerler,

W tüm skor değerleri,

\tilde{w} rassal deęişkeni,

$W = \{\tilde{w} : \tilde{w} = w \text{ veya } \tilde{w} \text{ w nin bir permutasyonudur}\}$, olarak gösterilmektedir.

Test istatistięi $T(\tilde{w}) \equiv T$ ve gözlenen deęeri $t(w) \equiv t$ dir ve $\tilde{w} \in W$

Her bir \tilde{w} nin gözlenme olasılıęı gerçek veri setinden baęımsızdır(22).

2.1.7.2. Exact Yöntem

Exact p deęeri,

$$\Pr(T = t) = \sum_{T(\tilde{w})=t} h(\tilde{w}) \quad (55)$$

İki yönlü Exact p deęeri

$$p_2 = \Pr(T \geq t) = \sum_{T \geq t} h(\tilde{w}) \quad (56)$$

şeklinde hesaplanmaktadır(22).

Tek yönlü Exact p deęeri belirlenememektedir.

2.1.7.3. Monte Carlo Yöntemi

Monte Carlo p tahmin deęerinin hesaplanması için adımları,

- 1- Yeni bir tablo skorlarını orijinal desenlere(düzenlere) baęlı kalarak her biri

$$N!/(n_1!n_2!.....n_k!) \quad (57)$$

üretir.

- 2- T istatistiğinin değeri bulunur.
- 3- Rassal değişken tanımlanır.

$$z = \begin{cases} 1 & \text{eger } T \geq t \\ 0 & \text{dd} \end{cases} \quad (58)$$

- 4- Bu işlem M kere tekrarlanır.

$$\hat{p}_2 = \frac{\sum_{i=1}^M z_i}{M} \quad (59)$$

$$\hat{\sigma} = \left[\frac{1}{M-1} \sum_{i=1}^M (z_i - \hat{p}_2)^2 \right]^{1/2} \quad (60)$$

p tahmin değerinin %99 güven aralığı

$$GA = \hat{p}_2 \pm 2.576\hat{\sigma} / \sqrt{M} \text{ olarak hesaplanır} \quad (61)$$

şeklindedir(22).

3.GEREÇ VE YÖNTEM

3.1 VERİLERİN TÜRETİMİ

Bu arařtırmada veriler Minitab İstatistik paket programında integer (tamsayı) olarak türetilmiřtir. Verilerin integer olarak türetilmesinin nedeni programa girilen minimum ve maksimum deęerler arasında tamsayıların kesikli tek düze daęılımdan eřit olasılıkla türetilmiř olmasıdır. (29) Her bir testte 100 örnek için türetim yapılmıřtır. Birim ve grup sayıları her bir testte farklı biçimde ele alınmıřtır.

3.1.1. Ki-Kare Testi İin Kontenjans Tablolarında Veri Türetimi

Ki-kare testi için 2 X 2, 3 X 3, 4 X 4, 5 X 5 ve 10 X 10 düzeni kontenjans tabloları için veri türetimi yapılmıřtır.

2 X 2 düzeni kontenjans tablolarında $n=500$, $n=5000$ ve $n=50000$ alınarak veriler türetilmiřtir.

3 X 3 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük olduęu ve herhangi birinin 5'ten küçük olduęu durumlar için veriler türetilmiřtir.

4 X 4 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük olduęu, gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %10'dan küçük olduęu, %10 ile %15 arasında olduęu ve %15 ile %20 arasında olduęu durumlar için veriler türetilmiřtir.

5 X 5 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük olduğu, gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %5'den küçük olduğu, %5 ile %10 arasında olduğu, %10 ile %15 arasında olduğu ve %15 ile %20 arasında olduğu durumlar için veriler türetilmiştir.

10 X 10 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük olduğu, gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %5'den küçük olduğu, %5 ile %10 arasında olduğu, %10 ile %15 arasında olduğu ve %15 ile %20 arasında olduğu durumlar için veriler türetilmiştir.

3.1.2. Diziler Testi İçin Veri Türetimi

Diziler testi için $n=9$, $n=50$ ve $n=500$ için veriler türetilmiştir.

3.1.3. Wilcoxon T Testi İçin Veri Türetimi

Wilcoxon T Testi $n=9$, $n=50$ ve $n=500$ için veriler türetilmiştir.

3.1.4. Mann-Whitney U Testi İçin Veri Türetimi

Mann-Whitney U Testi için $n=9$, $n=50$ ve $n=500$ için veriler türetilmiştir.

3.1.5 Friedman Testi İçin Veri Türetimi

İşlem sayısı 3 ve $n=9$, $n=50$ ve $n=500$ için veriler türetilmiştir.

İşlem sayısı 4 ve $n=9$, $n=50$ ve $n=500$ için veriler türetilmiştir.

İşlem sayısı 5 ve $n=9$, $n=50$ ve $n=500$ için veriler türetilmiştir.

3.1.6. Kruskal Wallis Testi İçin Veri Türetimi

Grup sayısı 3 ve $n=9$, $n=50$ ve $n=500$ için veriler türetilmiştir.

Grup sayısı 4 ve $n=9$, $n=50$ ve $n=500$ için veriler türetilmiştir.

Grup sayısı 5 ve $n=9$, $n=50$ ve $n=500$ için veriler türetilmiştir.

3.2. VERİLERİN ANALİZİ

Yukarıda türetilen veriler parametrik olmayan istatistiksel testler SPSS 12.0 ve SigmaStat istatistik paket programları ile analiz edilmiştir.

3.2.1. Parametrik Olmayan Testler İçin P Değerlerinin Hesaplanması

3.2.1.1 Ki-Kare Testi İçin P Değerlerinin Hesaplanması

2 X 2 düzeni kontenjans tablolarında $n=500$, $n=5.000$ ve $n=50.000$ için asimptotik p ve exact p değerleri hesaplanmıştır.

3 X 3 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük olduğu ve herhangi biri 5'ten küçük olduğu durumlarda, asimptotik p, exact p ve Monte Carlo Yöntemi ile 10.000, 100.000 ve 250.000 örnek için Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır.

4 X 4 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük olduğu, 5'ten küçük teorik frekansların oranı %10'dan küçük olduğu, %10 ile %15 arasında olduğu ve %15 ile %20 arasında olduğu

durumlarda asimptotik p ve Monte Carlo Yöntemi ile 10.000, 100.000 ve 250.000 örnek için Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır.

5 X 5 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük, 5'ten küçük teorik frekansların oranı %5'den küçük olduğu, %5 ile %10 arasında olduğu, %10 ile %15 arasında olduğu ve %15 ile %20 arasında olduğu durumlarda asimptotik p ve Monte Carlo Yöntemi ile 10.000, 100.000 ve 250.000 örnek için Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır.

10 X 10 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük olduğu, gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %5'den küçük olduğu, %5 ile %10 arasında olduğu, %10 ile %15 arasında olduğu ve %15 ile %20 arasında olduğu durumlarda asimptotik p ve Monte Carlo Yöntemi ile 10.000, 100.000 ve 250.000 örnek için Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır.

3.2.1.2. Diziler Testi İçin P Değerlerinin Hesaplanması

Diziler testi için $n=9$, $n=50$ ve $n=500$ olduğu durumlarda asimptotik p, exact p ve Monte Carlo Yöntemi ile 10.000, 100.000 ve 250.000 örnek için Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır.

3.2.1.3. Wilcoxon T Testi İçin P Değerlerinin Hesaplanması

Wilcoxon T Testi'nde $n=9$, $n=50$ ve $n=500$ olduğu durumlarda asimptotik p, exact p ve Monte Carlo Yöntemi ile 10.000, 100.000 ve 250.000 örnek için Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır.

3.2.1.4. Mann-Whitney U Testi İin P Deęerlerinin Hesaplanması

Mann-Whitney U Testi'nde $n=9$, $n=50$ ve $n=500$ olduęu durumlarda asimptotik p, exact p ve Monte Carlo Yöntemi ile 10.000, 100.000 ve 250.000 örnek için Monte Carlo p deęerleri hesaplanmıřtır.

3.2.1.5. Friedman Testi İin P Deęerlerinin Hesaplanması

İřlem sayısı 3, 4, 5 ve $n=9$, $n=50$, $n=500$ olduęu durumlarda asimptotik p, exact p ve Monte Carlo Yöntemi ile 10.000, 100.000 ve 250.000 örnek için Monte Carlo p deęerleri hesaplanmıřtır.

3.2.1.6. Kruskal Wallis Testi İin P Deęerlerinin Hesaplanması

Grup sayısı 3, 4, 5 ve $n=9$, $n=50$, $n=500$ olduęu durumlarda asimptotik p, exact p ve Monte Carlo Yöntemi ile 10.000, 100.000 ve 250.000 örnek için Monte Carlo p deęerleri hesaplanmıřtır.

3.2.2. Verilerin Dönüřtürülmesi

Bu alıřmada yöntemlerin karşılaştırılması için p deęerleri hesaplanmıřtır. Hesaplanılan deęerler 0 ile 1 arasında deęişmektedir. ($0 < p < 1$) Deęerlerin sınırlı olması yöntemlerin karşılaştırılması için gerek duyulan parametrik testlerin uygulanmasına engel olmaktadır. Olasılık deęerlerinin normal dağılmasını sağlamak için verilerin dönüřtürülmesine ihtiyaç duyulmaktadır. alıřmadaki deęerlere uygun olan dönüřüm 0 ile 1 arasında deęişen olasılıkları 0 ortalamalı 1 standart sapmalı standart normal dağılımının tersine dönüřtüren probit dönüřümdür. Probit dönüřüm;

$$y = \Phi^{-1}(P) + 5 \quad (63)$$

olarak hesaplanmaktadır(5, 10, 45).

3.2.3. Dönüştürülmüş Değerler İle Asimptotik P, Exact P Ve Monte Carlo P Değerlerinin Karşılaştırılması

Dönüştürülmüş değerlerin normallik testleri Shapiro-Wilk W Testi ile yapılmıştır. Normal dağılım gösteren verilerin karşılaştırmalarında eşleştirilmiş t testi ile iki yönlü varyans analizi uygulanmıştır. Fark çıkan gruplar arasındaki çoklu karşılaştırmalar Holm-Sidak testi ile yapılmıştır. Normal dağılım göstermediği belirlenen verilerin karşılaştırmalarında Friedman iki yönlü varyans analizi kullanılmıştır. Fark çıkan gruplar arasındaki çoklu karşılaştırmalar Tukey HSD testi ile test edilmiştir.

4- BULGULAR

Bu arařtırmada hesaplanan orijinal p deęerlerinin tanımlayıcı istatistikleri, dönüřtürülmüř verilerin tanımlayıcı istatistikleri, dönüřtürülmüř verilerin Shapiro-Wilk W normallik testleri ile grup ve iřlem karřılařtırmalarının sonuçları ařaęıdaki çizelgelere verilmiřtir.

Çizelge 4.1- 2 X 2 Düzeni Kontenjans Tablolarında n=500 İin Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p	t	sd	p
Asimptotik	.513	.291	.986	100	.355	-11.10	99	.000
Exact	.542	.299	.981	100	.149			

Çizelge 4.2- 2 X 2 Düzeni Kontenjans Tablolarında n=5000 İin Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p	t	sd	p
Asimptotik	.491	.275	.989	100	.557	-6.759	99	.000
Exact	.500	.278	.992	100	.797			

Çizelge 4.3- 2 X 2 Düzeni Kontenjans Tablolarında n=50000 İin Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p	t	sd	p
Asimptotik	.489	.280	.979	100	.114	-7.470	99	.000
Exact	.491	.281	.981	100	.148			

Çizelge 4.4- 3 X 3 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekansların Tamamının 5'ten Büyük Olduęu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.533	.284	.975	100	.058
Exact	.541	.286	.976	100	.060
MC10	.541	.285	.975	100	.056
MC100	.541	.286	.976	100	.060
MC250	.541	.286	.976	100	.062

3 X 3 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük olduęu durumlarda dönüřtürülmüř verilere iki yönlü varyans analizi uygulandıęında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduęu görülmüřtür ($F_{4;396}=86.579$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.5- 3 X 3 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekansların Tamamının 5'ten Büyük Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC100	15.124	4.139E-041	0.005	Var
Asimptotik-MC250	14.895	3.733E-040	0.006	Var
Asimptotik-Exact	14.715	2.074E-039	0.006	Var
Asimptotik-MC10	13.993	1.959E-036	0.007	Var
MC10-MC100	1.130	0.259	0.009	Yok
MC10-MC250	0.901	0.368	0.010	Yok
Exact-MC10	0.722	0.471	0.013	Yok
Exact-MC100	0.408	0.683	0.017	Yok
MC100-MC250	0.229	0.819	0.025	Yok
Exact-MC250	0.179	0.858	0.050	Yok

Çizelge 4.6- 3 X 3 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekanslardan Herhangi biri 5'ten Küçük Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.503	.283	.987	100	.463
Exact	.515	.285	.988	100	.499
MC10.000	.515	.285	.988	100	.533
MC100.000	.515	.285	.988	100	.503
MC250.000	.515	.285	.988	100	.511

3 X 3 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki teorik frekanslardan herhangi biri 5'ten küçük olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{4;396}=112.779$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.7- 3 X 3 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekanslardan Herhangi biri 5'ten Küçük Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC100	17.041	3.079E-049	0.005	Var
Asimptotik-Exact	16.764	4.712E-048	0.006	Var
Asimptotik-MC10	16.749	5.462E-048	0.006	Var
Asimptotik-MC250	16.594	2.507E-047	0.007	Var
MC100-MC250	0.447	0.655	0.009	Yok
MC10-MC100	0.292	0.771	0.010	Yok
Exact-MC100	0.277	0.782	0.013	Yok
Exact-MC250	0.170	0.865	0.017	Yok
MC10-MC250	0.155	0.877	0.025	Yok
Exact-MC10	0.0150	0.988	0.050	Yok

Çizelge 4.8- 4 X 4 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekansların Tamamının 5'ten Büyük Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.547	.259	.984	100	.289
MC10.000	.556	.261	.983	100	.233
MC100.000	.556	.261	.984	100	.253
MC250.000	.556	.261	.984	100	.251

4 X 4 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{3;297}=196.565$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.9- 4 X 4 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekansların Tamamının 5'ten Büyük Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak).

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC10	20.702	1.485E-059	0.009	Var
Asimptotik-MC100	19.479	5.075E-055	0.010	Var
Asimptotik-MC250	19.169	7.285E-054	0.013	Var
MC10-MC250	1.533	0.126	0.017	Yok
MC10-MC100	1.223	0.222	0.025	Yok
MC100-MC250	0.310	0.756	0.050	Yok

Çizelge 4.10- 4 X 4 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %10'dan Küçük Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.504	.279	.986	100	.366
MC10.000	.512	.282	.986	100	.370
MC100.000	.512	.281	.986	100	.375
MC250.000	.512	.281	.987	100	.406

4 x 4 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %10'dan küçük olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{3;297}= 130.197$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.11- 4 X 4 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %10'dan Küçük Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC250	16.294	4.338E-043	0.009	Var
Asimptotik-MC100	16.250	6.345E-043	0.010	Var
Asimptotik-MC10	15.851	1.990E-041	0.013	Var
MC10-MC250	0.443	0.658	0.017	Yok
MC10-MC100	0.399	0.690	0.025	Yok
MC100-MC250	0.044	0.965	0.050	Yok

Çizelge 4.12- 4 X 4 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %10 ile %15 Arasında Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.513	.290	.985	100	.307
MC10.000	.521	.292	.984	100	.289
MC100.000	.521	.292	.984	100	.292
MC250.000	.515	.294	.985	100	.304

4 X 4 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %10 ile %15 arasında olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında fark olmadığı görülmüştür ($F_{3;297}=2.289$ $p > 0.05^{ns}$).

Çizelge 4.13- 4 X 4 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %15 ile %20 Arasında Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	Serbestlik Derecesi	p Değeri
Asimptotik	.517	.301	.979	100	.105
MC10.000	.525	.303	.978	100	.086
MC100.000	.525	.303	.978	100	.093
MC250.000	.525	.303	.978	100	.085

4 x 4 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %15 ile %20 arasında olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{3;297}=112.393$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.14- 4 X 4 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %15 İle %20 Arasında Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC10	15.242	3.751E-039	0.009	Var
Asimptotik-MC100	15.035	2.225E-038	0.010	Var
Asimptotik-MC250	14.680	4.622E-037	0.013	Var
MC10-MC250	0.562	0.575	0.017	Yok
MC100-MC250	0.354	0.723	0.025	Yok
MC10-MC100	0.207	0.836	0.050	Yok

Çizelge 4.15- 5 X 5 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekansların Tamamının 5'ten Büyük Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.477	.288	.987	100	.406
MC10.000	.483	.291	.987	100	.457
MC100.000	.479	.288	.985	100	.340
MC250.000	.479	.288	.986	100	.386

5 x 5 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında fark olmadığı görülmüştür ($F_{3;297}=1.045$ $p > 0.05^{ns}$).

Çizelge 4.16- 5 X 5 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %5'den Küçük Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	Serbestlik Derecesi	p Değeri
Asimptotik	.466	.290	.984	100	.291
MC10.000	.472	.292	.985	100	.343
MC100.000	.476	.292	.986	100	.361
MC250.000	.474	.292	.985	100	.336

5 x 5 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %5'den küçük olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında fark olmadığı görülmüştür ($F_{3;297}= 0.965$ $p > 0.05^{ns}$).

Çizelge 4.17- 5 X 5 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %5 İle %10 Arasında Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.520	.297	.987	100	.406
MC10.000	.526	.299	.985	100	.337
MC100.000	.526	.300	.987	100	.407
MC250.000	.526	.300	.986	100	.383

5 x 5 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %5 ile %10 arasında olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{3;297}=58.574$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.18- 5 X 5 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %5 İle %10 Arasında Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC100	11.398	3.299E-025	0.009	Var
Asimptotik-MC250	10.975	9.462E-024	0.010	Var
Asimptotik-MC10	9.865	4.865E-020	0.013	Var
MC10-MC100	1.534	0.126	0.017	Yok
MC10-MC250	1.110	0.268	0.025	Yok
MC100-MC250	0.423	0.672	0.050	Yok

Çizelge 4.19- 5 X 5 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %10 İle %15 Arasında Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.529	.278	.982	100	.200
MC10.000	.535	.281	.981	100	.168
MC100.000	.534	.281	.982	100	.176
MC250.000	.531	.278	.981	100	.166

5 x 5 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %10 ile %15 arasında olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında fark olmadığı görülmüştür ($F_{3;297}=0.378$ $p > 0.05^{ns}$).

Çizelge 4.20- 5 X 5 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %15 İle %20 Arasında Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.483	.259	.981	100	.146
MC10.000	.490	.262	.980	100	.139
MC100.000	.490	.262	.981	100	.168
MC250.000	.490	.262	.981	100	.167

5 x 5 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %15 ile %20 arasında olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{3;297}=4.836$ $p < 0.01^{**}$).

Çizelge 4.21- 5 X 5 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %15 İle %20 Arasında Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC10	3.209	0.001	0.009	Var
Asimptotik-MC100	3.164	0.001	0.010	Var
Asimptotik-MC250	2.927	0.003	0.013	Var
MC10-MC250	0.282	0.778	0.017	Yok
MC100-MC250	0.237	0.813	0.025	Yok
MC10-MC100	0.044	0.964	0.050	Yok

Çizelge 4.22- 10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekansların Tamamının 5'ten Büyük Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.495	.294	.991	100	.763
MC10.000	.497	.295	.992	100	.791
MC100.000	.497	.295	.991	100	.775
MC250.000	.497	.295	.991	100	.742

10 X 10 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{3;297}=15.898$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.23- 10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki Teorik Frekansların Tamamının 5'ten Büyük Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC10	5.899	9.92E-009	0.009	Var
Asimptotik-MC100	5.671	3.37E-008	0.010	Var
Asimptotik-MC250	5.275	2.56E-007	0.013	Var
MC10-MC250	0.624	0.533	0.017	Yok
MC100-MC250	0.395	0.693	0.025	Yok
MC10-MC100	0.229	0.819	0.050	Yok

Çizelge 4.24- 10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %5'den Küçük Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.499	.297	.990	100	.653
MC10.000	.502	.300	.988	100	.533
MC100.000	.502	.300	.990	100	.642
MC250.000	.502	.300	.990	100	.649

10 x 10 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %5'den küçük olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{3;297}=14.223$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.25- 10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %5'den Küçük Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC10	5.874	1.14E-007	0.009	Var
Asimptotik-MC100	5.033	8.37E-006	0.010	Var
Asimptotik-MC250	4.875	1.77E-005	0.013	Var
MC10-MC250	0.999	0.319	0.017	Yok
MC10-MC100	0.841	0.401	0.025	Yok
MC100-MC250	0.158	0.875	0.050	Yok

Çizelge 4.26- 10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %5 İle %10 Arasında Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.508	.260	.983	100	.220
MC10.000	.509	.266	.983	100	.241
MC100.000	.509	.266	.983	100	.235
MC250.000	.509	.266	.983	100	.241

10 X 10 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %5 ile %10 arasında olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olmadığı görülmüştür ($F_{3;297}=0.0194$ $p > 0.05^{ns}$).

Çizelge 4.27- 10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %10 ile %15 Arasında Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.542	.282	.990	100	.701
MC10.000	.546	.285	.991	100	.724
MC100.000	.546	.285	.991	100	.725
MC250.000	.546	.285	.991	100	.724

10 X 10 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %10 ile %15 arasında olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{3;297}=38.293$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.28- 10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %10 ile %15 Arasında Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC250	9.079	1.566E-017	0.009	Var
Asimptotik-MC10	8.678	2.698E-016	0.010	Var
Asimptotik-MC100	8.450	1.320E-015	0.013	Var
MC100-MC250	0.629	0.530	0.017	Yok
MC10-MC250	0.401	0.689	0.025	Yok
MC10-MC100	0.228	0.820	0.050	Yok

Çizelge 4.29- 10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %15 ile %20 Arasında Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.498	.277	.990	100	.704
MC10.000	.503	.278	.986	100	.379
MC100.000	.501	.279	.990	100	.700
MC250.000	.501	.279	.991	100	.729

10 x 10 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %15 ile %20 arasında olduğu durumlarda dönüştürülmüş

verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{3;297}=3.505$ $p < 0.05^*$).

Çizelge 4.30- 10 X 10 Düzeni Kontenjans Tablolarında Gözlerdeki 5'ten Küçük Teorik Frekansların Oranı %15 İle %20 Arasında Olduğu Durumlarda Dönüştürülmüş Veriler İçin Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC10	3.235	0.00135	0.009	Var
MC10-MC100	1.786	0.0752	0.010	Yok
MC10-MC250	1.759	0.0795	0.013	Yok
Asimptotik-MC250	1.476	0.141	0.017	Yok
Asimptotik-MC100	1.450	0.148	0.025	Yok
MC100-MC250	0.0263	0.979	0.050	Yok

Çizelge 4.31- Diziler Testi İçin n=9 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p	Ortalama Ranklar
Asimptotik	.580	.333	.838	100	.000	4.84
Exact	.458	.274	.863	100	.000	2.33
MC10.000	.460	.273	.864	100	.000	2.78
MC100.000	.458	.275	.863	100	.000	2.13
MC250.000	.459	.274	.863	100	.000	2.92

Diziler testi için n=9 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere Friedman iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($\chi^2=205.35$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.32- Diziler Testi İçin n=9 Olduğu Durumlarda Gruplar Arası Çoklu Karşılaştırmalar (Tukey Hsd)

Karşılaştırma	D_{max}	$R_i - R_j$	Fark
Asimptotik- MC100	61.031	271	Var
Asimptotik- Exact	61.031	251	Var
Asimptotik- MC10	61.031	206	Var
Asimptotik-MC250	61.031	192	Var
MC100- MC250	61.031	79	Yok
MC10- MC100	61.031	65	Yok
Exact- MC250	61.031	59	Yok
Exact- MC10	61.031	45	Yok
Exact- MC100	61.031	20	Yok
MC10- MC250	61.031	14	Yok

Çizelge 4.33- Diziler Testi İçin n=50 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	Serbestlik Derecesi	p Değeri	
Asimptotik	.476	.226	.919	100	.000	1
Exact	.555	.245	.918	100	.000	4.22
MC10.000	.552	.245	.922	100	.000	2.35
MC100.000	.555	.245	.919	100	.000	3.89
MC250.000	.555	.245	.919	100	.000	3.65

Diziler testi için n=50 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere Friedman iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($\chi^2=302.675$ p< 0.001***).

Çizelge 4.34- Diziler Testi İçin n=50 Olduğu Durumlarda Gruplar Arası Çoklu Karşılaştırmalar (Tukey HSD)

Karşılaştırma	D _{max}	R _i -R _j	Fark
Asimptotik- Exact	61.031	322	Var
Asimptotik- MC100	61.031	289	Var
Asimptotik-MC250	61.031	265	Var
Exact- MC10	61.031	187	Var
MC10- MC100	61.031	154	Var
Asimptotik- MC10	61.031	135	Var
MC10- MC250	61.031	130	Var
Exact- MC250	61.031	57	Yok
Exact- MC100	61.031	33	Yok
MC100- MC250	61.031	24	Yok

Çizelge 4.35- Diziler Testi İçin n=500 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.463	.250	.990	100	.633
Exact	.478	.256	.989	100	.579
MC10.000	.475	.258	.989	100	.601
MC100.000	.480	.256	.989	100	.610
MC250.000	.478	.256	.989	100	.577

Diziler testi için n=500 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{4;396}=65.431$ p< 0.001***).

Çizelge 4.36- Diziler Testi İçin n=500 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC100	13.799	1.216E-035	0.005	Var
Asimptotik-Exact	12.864	6.943E-032	0.006	Var
Asimptotik-MC250	12.758	1.814E-031	0.006	Var
Asimptotik-MC10	10.793	5.571E-024	0.007	Var
MC10-MC100	3.006	0.002	0.009	Var
Exact-MC10	2.070	0.039	0.010	Yok
MC10-MC250	1.965	0.050	0.013	Yok
MC100-MC250	1.041	0.299	0.017	Yok
Exact-MC100	0.935	0.350	0.025	Yok
Exact-MC250	0.105	0.916	0.050	Yok

Çizelge 4.37- Wilcoxon T Testi n= 9 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.448	.278	.983	100	.239
Exact	.482	.290	.987	100	.420
MC10.000	.483	.290	.987	100	.429
MC100.000	.483	.290	.987	100	.444
MC250.000	.482	.290	.987	100	.427

Wilcoxon T Testi n= 9 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{4;396}=180.839$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.38- Wilcoxon T Testi n= 9 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC100	21.506	1.582E-068	0.005	Var
Asimptotik-MC250	21.274	1.582E-067	0.006	Var
Asimptotik-MC10	21.205	3.144E-067	0.006	Var
Asimptotik-Exact	21.052	1.442E-066	0.007	Var
Exact-MC100	0.454	0.650	0.009	Yok
MC10-MC100	0.301	0.764	0.010	Yok
MC100-MC250	0.232	0.817	0.013	Yok
Exact-MC250	0.222	0.824	0.017	Yok
Exact-MC10	0.153	0.878	0.025	Yok
MC10-MC250	0.0690	0.945	0.050	Yok

Çizelge 4.39- Wilcoxon T Testi n= 50 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.481	.298	.994	100	.950
Exact	.484	.299	.994	100	.945
MC10.000	.485	.299	.994	100	.943
MC100.000	.484	.299	.995	100	.963
MC250.000	.484	.299	.994	100	.944

Wilcoxon T Testi n= 50 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{4;396}=18.376$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.40- Wilcoxon T Testi n=50 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC10	7.586	2.384E-013	0.005	Var
Asimptotik-Exact	6.613	1.22E-009	0.006	Var
Asimptotik-MC250	6.599	1.33E-009	0.006	Var
Asimptotik-MC100	6.192	1.49E-008	0.007	Var
MC10-MC100	1.394	0.164	0.009	Yok
MC10-MC250	0.987	0.324	0.010	Yok
Exact-MC10	0.973	0.331	0.013	Yok
Exact-MC100	0.421	0.674	0.017	Yok
MC100-MC250	0.407	0.684	0.025	Yok
Exact-MC250	0.014	0.989	0.050	Yok

Çizelge 4.41- Wilcoxon T Testi n= 500 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.508	.280	.993	100	.860
MC10.000	.508	.280	.993	100	.864
MC100.000	.509	.281	.992	100	.850
MC250.000	.509	.280	.993	100	.859

Wilcoxon T Testi n= 500 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olmadığı görülmüştür ($F_{3;297}=0.654$ $p > 0.05^{ns}$).

Çizelge 4.42- Mann-Whitney U Testi İçin n=9 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.455	.301	.985	100	.326
Exact	.470	.308	.982	100	.205

MC10.000	.472	.309	.990	100	.677
MC100.000	.471	.308	.989	100	.596
MC250.000	.471	.308	.990	100	.646

Mann-Whitney U Testi için n=9 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{4;396}=51.136$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.43- Mann-Whitney U Testi İçin n=9 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC10	11.812	8.636E-028	0.005	Var
Asimptotik-MC100	11.686	2.618E-027	0.006	Var
Asimptotik-MC250	11.457	1.918E-026	0.006	Var
Asimptotik-Exact	9.431	3.494E-019	0.007	Var
Exact-MC10	2.381	0.017	0.009	Yok
Exact-MC100	2.255	0.024	0.010	Yok
Exact-MC250	2.026	0.043	0.013	Yok
MC10-MC250	0.355	0.723	0.017	Yok
MC100-MC250	0.229	0.819	0.025	Yok
MC10-MC100	0.126	0.899	0.050	Yok

Çizelge 4.44- Mann-Whitney U Testi İçin n=50 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.509	.290	.977	100	.078
Exact	.511	.291	.975	100	.055
MC10.000	.512	.290	.976	100	.064
MC100.000	.511	.290	.976	100	.061
MC250.000	.511	.291	.975	100	.055

Mann-Whitney U Testi için n=50 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{4;396}=19.326$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.45- Mann-Whitney U Testi İçin n=50 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC10	7.255	2.128E-012	0.005	Var
Asimptotik-Exact	6.987	1.195E-011	0.006	Var
Asimptotik-MC100	6.814	3.539E-011	0.006	Var
Asimptotik-MC250	6.680	8.115E-011	0.007	Var
MC10-MC250	0.575	0.565	0.009	Yok

MC10-MC100	0.441	0.659	0.010	Yok
Exact-MC250	0.307	0.759	0.013	Yok
Exact-MC10	0.268	0.789	0.017	Yok
Exact-MC100	0.173	0.863	0.025	Yok
MC100-MC250	0.134	0.893	0.050	Yok

Çizelge 4.46- Mann-Whitney U Testi İçin n=500 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	Serbestlik Derecesi	p Değeri
Asimptotik	.492	.295	.985	100	.304
MC10.000	.493	.295	.985	100	.333
MC100.000	.492	.295	.985	100	.324
MC250.000	.492	.295	.985	100	.303

Mann-Whitney U Testi için n=500 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olmadığı görülmüştür ($F_{3;297} = 2.669$ $p > 0.05^{ns}$).

Çizelge 4.47- Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 3 ve n=9 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.442	.262	.975	100	.055
Exact	.489	.282	.977	100	.083
MC10.000	.489	.283	.980	100	.129
MC100.000	.490	.282	.977	100	.075
MC250.000	.490	.282	.977	100	.072

Friedman Testi'nde İşlem sayısı 3 ve n=9 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{4;396} = 124,792$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.48- Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 3 ve n=9 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-Exact	17.776	2.140E-052	0.005	Var
Asimptotik-MC10	17.710	4.134E-052	0.006	Var
Asimptotik-MC250	17.601	1.218E-051	0.006	Var
Asimptotik-MC100	17.560	1.823E-051	0.007	Var
Exact-MC100	0.216	0.829	0.009	Yok
Exact-MC250	0.175	0.861	0.010	Yok
MC10-MC100	0.150	0.881	0.013	Yok

MC10-MC250	0.109	0.913	0.017	Yok
Exact-MC10	0.066	0.947	0.025	Yok
MC100-MC250	0.040	0.968	0.050	Yok

Çizelge 4.49- Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 3 ve n=50 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	Serbestlik Derecesi	p Değeri
Asimptotik	.497	.287	.988	100	.487
Exact	.502	.290	.984	100	.283
MC10.000	.505	.292	.982	100	.175
MC100.000	.505	.291	.983	100	.223
MC250.000	.505	.292	.983	100	.213

Friedman Testi'nde İşlem sayısı 3 ve n=50 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{4;396}=12.980$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.50- Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 3 ve n=50 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC10	5.869	9.26E-008	0.005	Var
Asimptotik-MC100	5.765	1.64E-007	0.006	Var
Asimptotik-MC250	5.732	1.97E-007	0.006	Var
Asimptotik-Exact	3.331	0.000945	0.007	Var
Exact-MC10	2.538	0.011	0.009	Yok
Exact-MC100	2.434	0.015	0.010	Yok
Exact-MC250	2.401	0.016	0.013	Yok
MC10-MC250	0.137	0.891	0.017	Yok
MC10-MC100	0.104	0.917	0.025	Yok
MC100-MC250	0.0332	0.974	0.050	Yok

Çizelge 4.51-Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 3 ve n=50 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	sd	Shapiro-Wilk W	Serbestlik Derecesi	p
Asimptotik	.488	.302	.990	100	.656
MC10.000	.489	.302	.991	100	.722
MC100.000	.489	.302	.991	100	.744
MC250.000	.489	.302	.991	100	.722

Friedman Testi'nde İşlem sayısı 3 ve n=50 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{3;297}=6.938$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.52- Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 3 ve n=500 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC10	4.402	1.5E-004	0.009	Var
Asimptotik-MC250	3.103	0.002	0.010	Var
Asimptotik-MC100	2.986	0.003	0.013	Var
MC10-MC100	1.416	0.158	0.017	Yok
MC10-MC250	1.299	0.195	0.025	Yok
MC100-MC250	0.117	0.907	0.050	Yok

Çizelge 4.53- Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 4 ve n=9 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.548	.270	.976	100	.063
Exact	.569	.277	.979	100	.106
MC10.000	.569	.277	.979	100	.121
MC100.000	.569	.278	.979	100	.119
MC250.000	.569	.277	.979	100	.119

Friedman Testi'nde İşlem sayısı 4 ve n=9 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{4;396}=145.180$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.54- Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 4 ve n=9 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC10	19.467	1.053E-059	0.005	Var
Asimptotik-MC250	18.961	1.636E-057	0.006	Var
Asimptotik-MC100	18.913	2.646E-057	0.006	Var
Asimptotik-Exact	18.832	5.944E-057	0.007	Var
Exact-MC10	0.636	0.525	0.009	Yok
MC10-MC100	0.554	0.580	0.010	Yok
MC10-MC250	0.506	0.613	0.013	Yok
Exact-MC250	0.129	0.897	0.017	Yok
Exact-MC100	0.081	0.935	0.025	Yok
MC100-MC250	0.048	0.962	0.050	Yok

Çizelge 4.55- Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 4 ve n=50 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.442	.277	.991	100	.746
MC10.000	.444	.278	.991	100	.717
MC100.000	.444	.278	.991	100	.751
MC250.000	.444	.278	.991	100	.768

Friedman Testi'nde İşlem sayısı 4 ve n=50 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{3;297} = 9.273$ p < 0.001***).

Çizelge 4.56- Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 4 ve n=50 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC250	4.633	5.41E-005	0.009	Var
Asimptotik-MC100	4.489	1.02E-004	0.010	Var
Asimptotik-MC10	2.834	0.004	0.013	Var
MC10-MC250	1.799	0.073	0.017	Yok
MC10-MC100	1.655	0.098	0.025	Yok
MC100-MC250	0.143	0.886	0.050	Yok

Çizelge 4.57- Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 4 ve n=500 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	Serbestlik Derecesi	p Değeri
Asimptotik	.538	.277	.991	100	.771
MC10.000	.538	.278	.991	100	.751
MC100.000	.539	.277	.991	100	.765
MC250.000	.538	.278	.992	100	.785

Friedman Testi'nde İşlem sayısı 4 ve n=500 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{4;396} = 7.768$ p < 0.001***).

Çizelge 4.58- Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 4 ve n=500 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
MC10-MC250	4.182	3.81E-004	0.009	Var
MC10-MC100	4.161	4.16E-004	0.010	Var
Asimptotik-MC10	2.518	0.012	0.013	Var
Asimptotik-MC250	1.664	0.097	0.017	Yok
Asimptotik-MC100	1.642	0.102	0.025	Yok
MC100-MC250	0.021	0.983	0.050	Yok

Çizelge 4.59- Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 5 ve n=9 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.493	.285	.988	100	.512
Exact	.507	.291	.989	100	.619
MC10.000	.504	.292	.989	100	.588
MC100.000	.504	.291	.989	100	.591
MC250.000	.504	.291	.989	100	.564

Friedman Testi'nde İşlem sayısı 5 ve n=9 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{4;396}=18.772$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.60- Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 5 ve n=9 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-Exact	7.778	6.461E-014	0.005	Var
Asimptotik-MC250	6.493	2.53E-009	0.006	Var
Asimptotik-MC100	6.360	5.58E-009	0.006	Var
Asimptotik-MC10	6.189	1.51E-008	0.007	Var
Exact-MC10	1.589	0.113	0.009	Yok
Exact-MC100	1.418	0.157	0.010	Yok
Exact-MC250	1.285	0.200	0.013	Yok
MC10-MC250	0.304	0.761	0.017	Yok
MC10-MC100	0.171	0.864	0.025	Yok
MC100-MC250	0.133	0.894	0.050	Yok

Çizelge 4.61- Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 5 ve n=50 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.500	.317	.984	100	.286
MC10.000	.501	.318	.986	100	.355
MC100.000	.501	.318	.985	100	.340
MC250.000	.501	.318	.985	100	.330

Friedman Testi'nde İşlem sayısı 5 ve n=50 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olmadığı görülmüştür ($F_{3;297}= 0.118$ $p > 0.05^{ns}$).

Çizelge 4.62- Friedman Testi'nde İşlem Sayısı 5 ve n=500 Olduğu Durumlarda Dönüştürülmüş Veriler için Shapiro-Wilk W Normal Testleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	Serbestlik Derecesi	p Değeri
Asimptotik	.491	.272	.985	100	.299
MC10.000	.490	.272	.986	100	.351
MC100.000	.491	.272	.985	100	.304
MC250.000	.491	.272	.985	100	.327

Friedman Testi'nde İşlem sayısı 5 ve n=500 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olmadığı görülmüştür ($F_{3;297}= 0.947$ $p > 0.05^{ns}$).

Çizelge 4.63- Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 3 ve n=9 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	Serbestlik Derecesi	p Değeri
Asimptotik	.472	.277	.975	100	.055
Exact	.510	.286	.987	100	.426
MC10.000	.511	.287	.986	100	.387
MC100.000	.510	.286	.987	100	.423
MC250.000	.509	.286	.987	100	.420

Kruskal Wallis Testi'nde grup sayısı 3 ve n=9 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{4;396}=73.279$ $p<0.001^{***}$).

Çizelge 4.64- Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 3 ve n=9 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	Ortalama Fark	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC10	0.119	14.021	1.509E-036	0.005	Var
Asimptotik-Exact	0.114	13.410	4.557E-034	0.006	Var
Asimptotik-MC100	0.114	13.356	7.502E-034	0.006	Var
Asimptotik-MC250	0.113	13.290	1.391E-033	0.007	Var
MC10-MC250	0.00623	0.732	0.465	0.009	Yok
MC10-MC100	0.00566	0.665	0.507	0.010	Yok
Exact-MC10	0.00520	0.611	0.542	0.013	Yok
Exact-MC250	0.00103	0.121	0.904	0.017	Yok
MC100-MC250	0.000568	0.0667	0.947	0.025	Yok
Exact-MC100	0.000458	0.0538	0.957	0.050	Yok

Çizelge 4.65- Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 3 ve n=50 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	Serbestlik Derecesi	p Değeri
Asimptotik	.497	.263	.992	100	.827
MC10.000	.498	.263	.992	100	.826
MC100.000	.498	.263	.992	100	.816
MC250.000	.498	.263	.992	100	.815

Kruskal Wallis Testi'nde grup sayısı 3 ve n=50 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{3;297}=4.692$ $p<0.001^{***}$).

Çizelge 4.66- Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 3 ve n=50 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC250	3.614	3.55E-003	0.009	Var
Asimptotik-MC100	2.681	0.007	0.010	Var
Asimptotik-MC10	2.091	0.037	0.013	Yok
MC10-MC250	1.523	0.129	0.017	Yok
MC100-MC250	0.933	0.352	0.025	Yok
MC10-MC100	0.590	0.556	0.050	Yok

Çizelge 4.67- Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 3 ve n=500 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.482	.278	.986	100	.396
MC10.000	.483	.279	.987	100	.448
MC100.000	.484	.278	.987	100	.457
MC250.000	.483	.278	.987	100	.414

Kruskal Wallis Testi'nde grup sayısı 3 ve n=500 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{3;297}=4.463$ $p < 0.01^{**}$).

Çizelge 4.68- Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 3 ve n=500 Olduğu Durumlarda Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC100	3.216	0.001	0.009	Var
Asimptotik-MC250	2.964	0.003	0.010	Var
MC10-MC100	1.786	0.075	0.013	Yok
MC10-MC250	1.534	0.126	0.017	Yok
Asimptotik-MC10	1.430	0.154	0.025	Yok
MC100-MC250	0.252	0.802	0.050	Yok

Çizelge 4.69- Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 4 ve n=9 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.453	.257	.975	100	.055
Exact	.497	.272	.986	100	.361
MC10.000	.497	.272	.985	100	.305
MC100.000	.497	.271	.986	100	.354
MC250.000	.496	.272	.985	100	.332

Kruskal Wallis Testi'nde grup sayısı 4 ve n=9 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür. ($F_{4;396}=71.043$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.70- Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 4 ve n=9 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC100	13.403	4.845E-034	0.005	Var
Asimptotik-Exact	13.403	4.876E-034	0.006	Var
Asimptotik-MC10	13.382	5.896E-034	0.006	Var
Asimptotik-MC250	13.108	7.434E-033	0.007	Var
MC100-MC250	0.296	0.768	0.009	Yok
Exact-MC250	0.295	0.768	0.010	Yok
MC10-MC250	0.275	0.784	0.013	Yok
MC10-MC100	0.021	0.983	0.017	Yok
Exact-MC10	0.020	0.984	0.025	Yok
Exact-MC100	0.001	0.999	0.050	Yok

Çizelge 4.71- Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 4 ve n=50 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.494	.282	.990	100	.636
MC10.000	.503	.284	.991	100	.778
MC100.000	.503	.285	.992	100	.795
MC250.000	.501	.285	.991	100	.775

Kruskal Wallis Testi'nde grup sayısı 4 ve n=50 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür. ($F_{3;297}=48.899$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.72- Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 4 ve n=50 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC10	10.954	1.119E-023	0.009	Var
Asimptotik-MC100	9.953	2.503E-020	0.010	Var
Asimptotik-MC250	6.964	2.129E-011	0.013	Var
MC10-MC250	3.990	8.34E-004	0.017	Var
MC100-MC250	2.989	0.003	0.025	Var
MC10-MC100	1.001	0.318	0.050	Yok

Çizelge 4.73- Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 4 ve n=500 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.478	.291	.983	100	.246
MC10.000	.479	.292	.983	100	.238
MC100.000	.479	.292	.983	100	.243
MC250.000	.479	.292	.984	100	.256

Kruskal Wallis Testi'nde grup sayısı 4 ve n=500 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olmadığı görülmüştür ($F_{3;297}=0.662$ $p > 0.05^{ns}$).

Çizelge 4.74- Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 5 ve n=10 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.462	.221	.976	100	.063
Exact	.523	.246	.987	100	.451
MC10.000	.522	.247	.987	100	.434
MC100.000	.523	.247	.987	100	.443
MC250.000	.522	.246	.987	100	.441

Kruskal Wallis Testi'nde grup sayısı 5 ve n=10 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{4;396}=110.811$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.75- Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 5 ve n=10 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-Exact	16.761	4.888E-048	0.005	Var
Asimptotik-MC100	16.672	1.172E-047	0.006	Var
Asimptotik-MC10	16.612	2.100E-047	0.006	Var
Asimptotik-MC250	16.527	4.864E-047	0.007	Var
Exact-MC250	0.234	0.815	0.009	Yok
Exact-MC10	0.148	0.882	0.010	Yok
MC100-MC250	0.145	0.885	0.013	Yok
Exact-MC100	0.088	0.929	0.017	Yok
MC10-MC250	0.085	0.932	0.025	Yok
MC10-MC100	0.059	0.953	0.050	Yok

Çizelge 4.76- Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 5 ve n=50 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.481	.268	.981	100	.149
MC10.000	.494	.274	.986	100	.361
MC100.000	.491	.274	.986	100	.352
MC250.000	.491	.274	.986	100	.360

Kruskal Wallis Testi'nde grup sayısı 5 ve n=50 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($F_{3;297}=74.931$ $p < 0.001^{***}$).

Çizelge 4.77- Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 5 ve n=50 Olduğu Durumlarda Gruplar Arasındaki Çoklu Karşılaştırmalar (Holm-Sidak)

Karşılaştırma	t	Düzeltilmemiş p	Kritik Düzey	Fark
Asimptotik-MC10	13.969	1.973E-034	0.009	Var
Asimptotik-MC250	11.226	1.305E-024	0.010	Var
Asimptotik-MC100	10.345	1.269E-021	0.013	Var
MC10-MC100	3.624	3.42E-003	0.017	Var
MC10-MC250	2.743	0.006	0.025	Var
MC100-MC250	0.881	0.379	0.050	Yok

Çizelge 4.78- Kruskal Wallis Testi'nde Grup Sayısı 5 ve n=500 Olduğu Durumlarda Verilerin İstatistikleri

	Ortalama	Standart Sapma	Shapiro-Wilk W	sd	p
Asimptotik	.485	.274	.988	100	.475
MC10.000	.486	.275	.987	100	.444
MC100.000	.486	.275	.988	100	.491
MC250.000	.486	.275	.988	100	.483

Kruskal Wallis Testi'nde grup sayısı 5 ve n=500 olduğu durumlarda dönüştürülmüş verilere iki yönlü varyans analizi uygulandığında gruplar arasında önemli düzeyde fark olmadığı görülmüştür ($F_{3;297}=1.244$ $p > 0.05^{ns}$).

5. TARTIŞMA VE SONUÇ

Bir araştırmada geçerli ve güvenilir karar verebilmek için önemli öğelerden biri uygun istatistiksel yöntemin seçimidir. Özellikle sağlık gibi insan hayatını ilgilendiren bir alanda karar verirken yöntemin seçimi büyük önem taşımaktadır.

Parametrik testlerin uygulanması için gerekli olan koşulların sağlanamadığı durumlarda parametrik olmayan istatistiksel testler kullanılmaktadır(8). Parametrik olmayan istatistiksel testlerde veri setinin örnek hacminin büyük olduğu durumlarda asimptotik p değeri hesaplanabilir. Ancak veri setinin küçük, seyrek, dengesiz ve uç değerler içerdiği durumlarda asimptotik yöntem güvenilir sonuçlar vermeyebilir(21, 22, 26). Bu gibi durumlarda, test istatistiğinin gerçek dağılımına dayanarak bir p değeri hesaplayan exact yöntem geliştirilmiştir. Exact testlerin temelini 2x2 tabloları için kullanılan Fisher's Exact Test oluşturmaktadır (3, 21, 22, 36). Fakat bilim adamları exact testlerin sadece veri setinin küçük, seyrek, dengesiz olduğu ve uç değerler içerdiği durumlarda değil her zaman kullanılması gerektiğini düşünmüşler ve çalışmalarını bu doğrultuda yapmışlardır.

Exact testler hipergeometrik dağılıma dayanarak hesaplama yaptığı için hesaplamalar veri setinin büyüklüğüne göre değişmektedir. Bilim adamları yoğun hesaplama gerektiren veri setlerini göz önüne alarak bilgisayarların daha çabuk ve hatasız işlem yapmaları için algoritmalar geliştirmektedirler. Amaç her durumda exact testlerin kullanımınıdır. Fakat hesaplamaların yapılamadığı durumlarda çözüm olarak exact p değerini tahmin eden Monte Carlo algoritmasını da geliştirmişlerdir.

Exact testler üzerine çalışan Cyrus R.Mehta ve Nitin R.Patel 1996 yılında exact p değerlerinin hesaplanabilmesi için gerekli olan örnek büyüklükleri ve tablo boyutlarını belirlemişlerdir (22).

Bu çalışmada exact p değerlerinin hesaplanabilmesi için gerekli olan örnek büyüklükleri ve tablo boyutlarının yanında exact p değerini tahmin eden

Monte Carlo p değerlerini de göz önüne alarak asimptotik p, exact p ve Monte Carlo p değerleri arasındaki ilişki incelenmiştir.

Cyrus R.Mehta ve Nitin R.Patel'in yaptıkları çalışmada 2 X 2 düzeni kontenjans tablolarında $n \leq 100.000$ için exact p değerleri hesaplanabilmektedir. r X c tipi kontenjans tablolarında exact p değeri $n \leq 30$ ve $\min\{r, c\} \leq 3$ iken hesaplanabilmektedir(22).

2 X 2 kontenjans tablolarında $n=500$, $n=5.000$ ve $n=50.000$ için exact ve asimptotik değerler arasında önemli düzeyde fark bulunmuştur($p < 0.001^{***}$). 2 X 2 kontenjans tablolarında Monte Carlo p değerleri hesaplanmamaktadır.

3 X 3 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük ve gözlerdeki teorik frekanslardan herhangi biri 5'ten küçük olduğu durumlar için asimptotik p değerleri, exact p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. Her iki durumda da gruplar arasında önemli düzeyde fark olduğu görülmüştür ($p < 0,001^{***}$). Asimptotik p değerleri ile exact p değerleri ve asimptotik p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark gözlenmektedir($p < 0,001^{***}$). Fakat exact p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark yoktur($p > 0.05^{ns}$). Monte Carlo p değerleri exact p değerinin tahminini iyi bir şekilde yapabilmektedir. Bu sonuçlar Cyrus R.Mehta ve Nitin R.Patel'in çalışmasını desteklemektedir.

4 X 4 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük, gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %10'dan küçük ve gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %15 ile %20 arasında olduğu durumlarda asimptotik p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında önemli düzeyde fark bulunmuştur($p < 0,001^{***}$). Her üç durumda da asimptotik p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmuş($p < 0,001^{***}$), örnek tekrarı 10.000, 100.000 ve 250.000 olan Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır($p > 0.05^{ns}$). 4 X 4 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %10 ile %15 arasında olduğu durumlarda gruplar arasında fark bulunmamıştır ($p > 0.05^{ns}$).

5 X 5 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük, gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %5'den küçük ve tablolarında gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %10 ile %15 olduğu durumlarda gruplar arasında fark bulunmamıştır($p>0.05^{ns}$). 5 X 5 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %5 ile %10 arasında ve gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %15 ile %20 arasında olduğu durumlarda gruplar arasında önemli düzeyde fark bulunmuştur($p<0.001^{***}$, $p<0.01^{**}$). Her iki durumda da asimptotik p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmuş($p<0.001^{***}$) ve örnek tekrarı 10.000, 100.000 ve 250.000 olan Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır($p>0.05^{ns}$).

10 X 10 düzeni kontenjans tablolarında gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %5 ile %10 arasında olduğu durumlarda gruplar arasında önemli düzeyde fark bulunmamıştır($P>0.05^{ns}$). Gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük, gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %5'den küçük, gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %10 ile %15 arasında ve gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %15 ile %20 arasında olduğu durumlarda gruplar arasında önemli düzeyde fark bulunmuştur ($p<0.001^{***}$, $p<0.001^{***}$, $p<0.05^*$, $p<0.001^{***}$). Gözlerdeki teorik frekansların tamamının 5'ten büyük, gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %5'den küçük, gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %10 ile %15 arasında olduğu durumlarda asimptotik p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmuş($p<0.001^{***}$), örnek tekrarı 10.000, 100.000 ve 250.000 olan Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır($p>0.05^{ns}$). Gözlerdeki 5'ten küçük teorik frekansların oranı %15 ile %20 arasında olduğu durumlarda asimptotik p değerleri ile örnek tekrarı 10.000 olan Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmuş diğerlerinde fark bulunmamıştır ($p>0.05^{ns}$).

Diziler testi için Cyrus R.Mehta ve Nitin R.Patel'in 1996 yılında yaptıkları çalışmada $n\leq 20$ olduğu durumlarda exact p değeri

hesaplanabilmektedir(22). Bu çalışmada ise $n=9$, $n=50$ ve $n=500$ için asimptotik p, exact p ve Monte Carlo p değerleri için hesaplamalar yapılmış her üç durumda da gruplar arası önemli düzeyde fark bulunmuştur($p<0.001^{***}$). $n=9$ için asimptotik p değerleri ile diğer p değerleri arasında fark bulunmuş($p<0.001^{***}$) fakat exact p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p>0.05^{ns}$). $n=50$ için asimptotik p değerleri ile diğer p değerleri arasında ve exact p değeri ile örnek tekrarı 10.000 olan Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmuş($p<0.001^{***}$), exact p değeri ile örnek tekrarı 100.000 ve 250.000 olan Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p>0.05^{ns}$). $n=500$ için asimptotik p değerleri ile diğer p değerleri arasında fark bulunmuş($p<0.001^{***}$) fakat exact p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p>0.05^{ns}$).

Wilcoxon T Testi için Cyrus R.Mehta ve Nitin R.Patel'in 1996 yılında yaptıkları çalışmada $n\leq 50$ olduğu durumlarda exact p değeri hesaplamışlardır (22). Bu çalışmada ise $n=9$ ve $n=50$ için asimptotik p, exact p ve Monte Carlo p değerleri için hesaplamalar yapılmış; $n=500$ için ise asimptotik p değerleri ile Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. $n=9$ için asimptotik p değerleri ile diğer p değerleri arasında önemli düzeyde fark bulunmuştur($p<0.001^{***}$). Exact p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında ise önemli düzeyde fark bulunmamıştır ($p>0.05^{ns}$). $n=50$ için de asimptotik p değerleri ile diğer p değerleri arasında fark bulunmuş($p<0.001^{***}$) fakat exact p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p>0.05^{ns}$). $n=500$ için gruplar arasında bir fark bulunmamıştır($p>0.05^{ns}$).

Mann-Whitney U Testi için Cyrus R.Mehta ve Nitin R.Patel'in 1996 yılında yaptıkları çalışmada $n\leq 30$ olduğu durumlarda exact p değeri hesaplanabilmektedir (22). Bu çalışmada ise $n=9$ ve $n=50$ için asimptotik p, exact p ve Monte Carlo p değerleri için hesaplamalar yapılmış; $n=500$ için ise asimptotik p değerleri ile Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. $n=9$ için asimptotik p değerleri ile diğer p değerleri arasında fark bulunmuş($p<0.001^{***}$)

fakat exact p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p > 0.05^{ns}$). $n=50$ için de asimptotik p değerleri ile diğer p değerleri arasında fark bulunmuş ($p < 0.001^{***}$) fakat exact p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p > 0.05^{ns}$). $n=500$ için gruplar arasında önemli düzede bir fark bulunmamıştır ($p > 0.05^{ns}$).

Friedman Testi için Cyrus R.Mehta ve Nitin R.Patel'in 1996 yılında yaptıkları çalışmada $n \leq 30$ olduğu durumlarda exact p değeri hesaplanabilmektedir. İşlem sayısı hakkında bilgi verilmemiştir(22). Bu çalışmada ise işlem sayısı 3, 4, 5 ve $n=9$, $n=50$, $n=500$ olduğu durumlarda hesaplamalar yapılmıştır. İşlem sayısı 3 ve $n=9$ olduğu durumda asimptotik p değerleri, exact p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. Asimptotik p değerleri ile diğer p değerleri arasında fark bulunmuş ($p < 0.001^{***}$) fakat exact p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p > 0.05^{ns}$). İşlem sayısı 3 ve $n=50$ olduğu durumda asimptotik p değerleri, exact p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. Asimptotik p değerleri ile diğer p değerleri arasında fark bulunmuş ($p < 0.001^{***}$) fakat exact p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p > 0.05^{ns}$). İşlem sayısı 3 ve $n=500$ olduğu durumda asimptotik p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. Asimptotik p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmuştur ($p < 0.001^{***}$) fakat Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p > 0.05^{ns}$). İşlem sayısı 4 ve $n=9$ olduğu durumda asimptotik p değerleri, exact p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. Asimptotik p değerleri ile diğer p değerleri arasında fark bulunmuş ($p < 0.001^{***}$) fakat exact p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p > 0.05^{ns}$). İşlem sayısı 4 ve $n=50$ olduğu durumda asimptotik p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. Asimptotik p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmuştur ($p < 0.001^{***}$) fakat Monte Carlo p değerleri arasında bir fark bulunmamıştır ($p > 0.05^{ns}$). İşlem sayısı 4 ve $n=500$ olduğu durumda asimptotik p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. 10.000 örnek tekrarlı Monte Carlo p değerleri ile diğer Monte Carlo p değerleri

ve asimptotik p değerleri arasında fark bulunmuştur($p<0.001^{***}$). Diğer p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p>0.05^{ns}$). İşlem sayısı 5 ve $n=9$ olduğu durumda asimptotik p değerleri, exact p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. Asimptotik p değerleri ile diğer p değerleri arasında fark bulunmuş($p<0.001^{***}$) fakat exact p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p>0.05^{ns}$). İşlem sayısı 5 ve $n=50$ ile işlem sayısı 5 ve $n=500$ olduğu durumlarda asimptotik p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır fakat gruplar arasında fark bulunmamıştır($p>0.05^{ns}$).

Kruskal-Wallis Testi için Cyrus R.Mehta ve Nitin R.Patel'in 1996 yılında yaptıkları çalışmada $n\leq 15$ ve $K\leq 4$ olduğu durumlarda exact p değeri hesaplanabilmektedir. Bu çalışmada $K=3$, $K=4$, $K=5$ ve $n=9$, $n=50$ ve $n=500$ olduğu durumlarda hesaplamalar yapılmıştır. Kruskal-Wallis Testi'nde $K=3$ ve $n=9$ olduğunda asimptotik p değerleri, exact p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. Asimptotik p değerleri ile diğer p değerleri arasında fark bulunmuş($p<0.001^{***}$) fakat exact p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p>0.05^{ns}$). $K=3$ ve $n=50$ olduğunda asimptotik p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. Asimptotik p değerleri ile 100.000 ve 250.000 tekrarlı Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmuş($p<0.001^{***}$) diğer p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p>0.05^{ns}$). $K=3$ ve $n=500$ olduğunda asimptotik p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. Asimptotik p değerleri ile 100.000 ve 250.000 tekrarlı Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmuş($p<0.001^{***}$) diğer p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p>0.05^{ns}$). $K=4$ ve $n=9$ olduğunda asimptotik p değerleri, exact p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. Asimptotik p değerleri ile diğer p değerleri arasında fark bulunmuş($p<0.001^{***}$) fakat exact p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p>0.05^{ns}$). $K=4$ ve $n=50$ olduğunda asimptotik p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. 10.000 örnek tekrarlı Monte Carlo p değerleri ile 100.000 örnek tekrarlı Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır($p>0.05^{ns}$). Diğer p değerleri arasında fark bulunmuştur ($p<0.001^{***}$). $K=4$ ve $n=500$ olduğunda

asimptotik p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. Gruplar arasında fark bulunmamıştır ($p > 0.05^{ns}$). $K=5$ ve $n=10$ olduğunda asimptotik p değerleri, exact p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. Asimptotik p değerleri ile diğer p değerleri arasında fark bulunmuş ($p < 0.001^{***}$). fakat exact p değerleri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p > 0.05^{ns}$). $K=5$ ve $n=50$ olduğunda asimptotik p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. 100.000 örnek tekrarlı Monte Carlo p değerleri ile 250.000 örnek tekrarlı Monte Carlo p değerleri arasında fark bulunmamıştır ($p > 0.05^{ns}$), diğer p değerleri arasında fark bulunmuştur ($p < 0.001^{***}$). $K=5$ ve $n=500$ olduğunda asimptotik p değerleri ve Monte Carlo p değerleri hesaplanmıştır. Gruplar arasında fark bulunmamıştır ($P > 0.05^{ns}$).

Diziler Testi için $n=9$ olduğu durum dışındaki tüm çizelgelerde orijinal p değerlerinin tanımlayıcı istatistiklerine bakıldığında asimptotik p değerleri ortalamalarının exact p değerleri ve Monte Carlo p değerleri ortalamalarından düşük olduğu görülmektedir. Asimptotik p değerinin kullanılması H_0 hipotezinin reddedilmesine yönelik yanlış karar alınmasına neden olabilecektir.

Bu çalışmada, parametrik olmayan istatistiksel testlerde doğru karar verebilmek için hesaplanabilmesi mümkün olan durumlarda exact p değerinin kullanılmalısı önerilmektedir. Eğer exact p değerinin hesaplaması zaman alıyorsa exact p değeri ile arasında fark olmayan Monte Carlo p değerleri kullanılabilir. Exact p değeri hesaplanamıyorsa asimptotik p değeri ile Monte Carlo p değerleri arasında fark çıkan durumlarda Monte Carlo p değerleri kullanılmalıdır. Burada dikkat edilmesi gereken nokta yapılan varyans analizi sonuçlarında 10.000, 100.000 ve 250.000 örnek tekrarlı Monte Carlo p değerleri arasında fark olmamasıdır. Hepsinde fark çıkıyorsa asimptotik p değerinin kullanılması önerilmektedir. Asimptotik, exact ve Monte Carlo p değerlerinin kullanılmasının önerildiği durumlar verilmiştir çizelge 5.1'de verilmiştir.

Çizelge 5.1: Testlerde P Değerlerinin Kullanımı

	Asimptotik	Exact	Mc10	Mc100	Mc250
2X2 Kontenjans Tabloları					
n=500		√			
n=5000		√			
n=50000		√			
3X3 Kontenjans Tabloları					
5'ten K.T.D.O = %0		√	√	√	√
5'ten K.T.D.O = %11		√	√	√	√
4X4 Kontenjans Tabloları					
5'ten K.T.D.O = %0			√	√	√
5'ten K.T.D.O <%10			√	√	√
%10<5'ten K.T.D.O <%15	√				
%15<5'ten K.T.D.O <%20			√	√	√
5X5 Kontenjans Tabloları					
5'ten K.T.D.O = %0	√				
5'ten K.T.D.O <%5	√				
%5<5'ten K.T.D.O <%10			√	√	√
%10<5'ten K.T.D.O <%15	√				
%15<5'ten K.T.D.O <%20			√	√	√
10X10 Kontenjans Tabloları					
5'ten K.T.D.O = %0			√	√	√
5'ten K.T.D.O <%5			√	√	√
%5<5'ten K.T.D.O <%10	√				
%10<5'ten K.T.D.O <%15			√	√	√
%15<5'ten K.T.D.O <%20	√				
Diziler Testi					
n=9		√	√	√	√
n=50		√		√	√
n=500		√		√	√

Wilcoxon T Testi					
n=9		√	√	√	√
n=50		√	√	√	√
n=500	√				
Mann-Whitney U Testi					
n=9		√	√	√	√
n=50		√	√	√	√
n=500	√				
Friedman Testi					
İşlem Sayısı 3 ve n=9		√	√	√	√
İşlem Sayısı 3 ve n=50		√	√	√	√
İşlem Sayısı 3 ve n=500			√	√	√
İşlem Sayısı 4 ve n=9		√	√	√	√
İşlem Sayısı 4 ve n=50			√	√	√
İşlem Sayısı 4 ve n=500	√				
İşlem Sayısı 5 ve n=9		√	√	√	√
İşlem Sayısı 5 ve n=50	√				
İşlem Sayısı 5 ve n=500	√				
Kruskal-Wallis Testi					
Grup Sayısı 3 ve n=9		√	√	√	√
Grup Sayısı 3 ve n=50				√	√
Grup Sayısı 3 ve n=500				√	√
Grup Sayısı 4 ve n=9		√	√	√	√
Grup Sayısı 4 ve n=50	√				
Grup Sayısı 4 ve n=500	√				
Grup Sayısı 5 ve n=9		√	√	√	√
Grup Sayısı 5 ve n=50	√				
Grup Sayısı 5 ve n=500	√				

KAYNAKLAR DİZİNİ

- 1- Agresti, A. : Categorical Data Analysis, Second ed., John Wiley&Sons, Inc., New York, (2002)
- 2- Agresti, A., Mehta C. R., Patel N. R. : Exact Inference for Contingency Tables with Ordered Categories, Journal of the American Statistical Association, 85: 453-458, (1990).
- 3- Agresti A., Wackerly, D., Boyett, J. M. : Exact Conditional Tests For Cross-Classifications: Approximations of Attained Significance Levels, Psychometrika, : 44: 75-83, (1979).
- 4- Akgül, A. : Tıbbi Araştırmalarda İstatistiksel Analiz Teknikleri "SPSS Uygulamaları", Yüksek Öğretim Kurulu Yayınları, Ankara, (1997).
- 5- Armitage, P. : Statistical Methods in Medical Research, John Wiley&Sons, Inc., New York, (1983).
- 6- Bland, M. : An Introduction to Medical Statistics, Oxford University Press, Oxford, (1991).
- 7- Bolviken, E., Skovlund, E. : Confidence Intervals From Monte Carlo Tests, Journal of the American Statistical Association, 91: 1071-1078, (1996).
- 8- Canküyer, E., Aşan, Z. : Parametrik Olmayan İstatistiksel Teknikler, Anadolu Üniversitesi Yayınları, Eskişehir, (2001).

- 9- Chernoff, H., Savage, I.R. : Asimptotik Normality and Efficiency of Certain Nonparametric Test Statistics, The Annals of Mathematical Statistics, 29: 972-994, (1958).
- 10-Data Types and Transformations, http://courses.bus.ualberta.ca/mark704-dicbe/D2/data_types.htm, (08.05.2005).
- 11-De.Groot, M.H. : Probability And Statistics Addison, Wesley Publishing Company Inc., Massachusetts, (1975).
- 12-Dufour, J.M., Ryeol, J., Kurz, K. : Exact Tests And Confidence Sets For The Tail Coefficient Of A-Stable Distributions, Studies of the Economic Research Centre, 16: 1-21, (2003).
- 13-Evans, M., Hastings, N., Peacock, B. : Statistical Distributions, John Wiley & Sons Inc, New York, (2000).
- 14-Freeman, G.H., Halton, J.H. : Note and on An Exact Treatment of Contingency, Goodness of Fit and Other Problems of Significance Biometrika, 38: 141-149 (1951).
- 15-Gamgam, H. : Parametrik Olmayan İstatistiksel Teknikler, Gazi Üniversitesi Yayınları, Ankara, (1998).
- 16-Graubard, B.I., Korn, E.L. : Choice of Column Scores for Testing Independence in Ordered 2XK Contingency Tables, Biometrics, 43 : 471-476, (1987).
- 17-Hirji, K.F., Mehta, C.R., Patel, N.R. : Exact Inference for Matched Case-Control Studies, Biometrics, 44: 803-814, (1988).

- 18-Introduction to Nonparametric Tests, www.cytel.com/Intro_Nonparametric_Inference.pdf, (12.12.2004).
- 19-Kendall, M.G., Smith, B.B. : The Problem of m Rankings, *Annals of Mathematical Statistics*, 10:275-287 (1939).
- 20-Larson, H.J. : Introduction to Probability Theory And Statistical Inference, John Wiley&Sons,Inc, New York, (1982).
- 21-Mehta, C.R., Patel, N.R. : A Network Algorithm for Performing Fisher's Exact Test in $r \times c$ Contingency Tables, *Journal of the American Statistical Association*, 78 : 427-434, (1983)
- 22-Mehta, C.R., Patel, N.R. : SPSS Exact Tests 7.0 for Windows, SPSS Inc., Chicago, (1996).
- 23-Mehta, C.R., Patel, N.R., Tsatis, A.A. : Exact Significance Testing to Establish Treatment Equivalence with Ordered Categorical Data, *Biometrics*, 40: 819-825, (1984).
- 24-Mehta, C.R., Patel, N.R., Gray, R. : Computing an Exact Confidence Interval for the Common Odds Ratio in Several 2×2 Contingency Tables, *Journal of the American Statistical Association*, 80: 969-973, (1985).
- 25-Mehta, C.R., Patel, N.R. : A Hybrid Algorithm For Fisher's Exact Test In Unordered $R \times c$ Contingency Tables, *Communications in Statistics*, 15 : 387-403, (1986).
- 26-Mehta, C.R., Patel, N.R. : A Network Algorithm For The Exact Treatment Of The $2 \times k$ Contingency Table, *Communications in Statistics*, B9:649-664, (1980).

- 27-Mehta, C.R., Patel, N.R., WEI, L.J. : Constructing Exact Significance Tests With Restricted Randomization Rules, *Biometrika*, 75: 295-302 (1988).
- 28-Mehta, C.R., Patel, N.R., Senchaudhuri, P. : Importance Sampling for Estimating Exact Probabilities in Permutational, *Journal of the American Statistical Association*, 83: 999-1005, (1988).
- 29-MINITAB Inc. : Minitab User's Guide 1: Data, Graphics, and Macros, USA, (2000).
- 30-Mundry, R., Fischer, J. : Use Of Statistical Programs For Nonparametric Tests Of Small Samples Often Leads To Incorrect P Values: Examples From Animal Behaviour, *Animal Behaviour*, 56: 256-259, (1998).
- 31-Özdamar, K. : SPSS ile Biyoistatistik, Kaan Kitabevi, Eskişehir, (2003).
- 32-Özdamar, K. : Modern Bilimsel Araştırma Yöntemleri, Kaan Kitabevi Eskişehir, (2003).
- 33-Özdamar, K. : Paket Programlar ile İstatistiksel Veri Analizi, Kaan Kitabevi, Eskişehir, (2004).
- 34-Patefield, W.M. : An Efficient Method Of Generating Rxc Tables With Given Row And Column Totals, *Applied Statistics*, 30: 91-97, (1981).
- 35-Rohlf, F. J., Sokal, R.R. : Introduction to Biostatistics, W.H.Freeman and Company, San Francisco, (1973).
- 36-Roderick J.A. : Testing the Equality of Two Independent Binomial Proportions, *The American Statistician*, 43: 283-288, (1989).

- 37-Senchaudhuri P., Mehta, C.R., Patel, N.R. : Estimating Exact p Values by the Method of Control Variates or Monte Carlo Rescue, Journal of the American Statistical Association, 90 : 640-648, (1995).
- 38-Siegel, S. -(Çev-Dr.Yurdal Topsever) : Davranış Bilimleri için Parametrik Olmayan İstatistikler, Ankara Üniversitesi Dil ve Tarih-Coğrafya Fakültesi Yayınları, Ankara, (1977).
- 39-Siegel, S., Castellan, N.J. : Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences, McGraw-Hill Book Company Inc, Singapore, (1988).
- 40-Siegel, S. : Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences, McGraw-Hill Book Company Inc, Singapore, (1956).
- 41-Sümbüloğlu, K., Sümbüloğlu, V. : Biyoistatistik, Hatipoğlu Yayınları, Ankara, (2002).
- 42-Tanis, E.A., Hogg, V.R. : Probability And Statistical Inference, Macmillan Publishing Company, London, (1983).
- 43-Wald, A., Wolfowitz, J. : On A Test Whether Two Samples Are From The Same Population, The Annals of Mathematical Statistics, 11 : 147-162, (1940).
- 44-Witte, R.S. : Statistics, Holt, Rinehart and Winston Inc, Orlando, (1989).
- 45-Zar, J. H : Biostatistical Analysis, Prentice-Hall Inc, USA, (1974).

ÖZGEÇMİŞ

13 Ağustos 1979'da Almanya'da doğdu. İlkokulu Nazilli Fatih İlkokulu'nda, ortaokulu Mehmet Akif Ersoy Ortaokulu'nda ortaöğrenimini Nazilli Lisesi yabancı dil ağırlıklı bölümde tamamladı. 1998 yılında Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Fen-Edebiyat Fakültesi İstatistik Bölümü'ne girdi. 2003 yılı Ocak ayında mezun oldu. 2003 yılı Ocak-Eylül ayları arasında Pamukkale Üniversitesi Eğitim, Uygulama ve Araştırma Hastanesi Toplam Kalite Yönetimi biriminde Hastane Enformasyon Sistemi ve Kalite Güvence Sistemi üzerine çalıştı. 2003 Eylül ayında Osmangazi Üniversitesi Tıp Fakültesi Biyoistatistik Anabilim Dalı'nda yüksek lisans programına başladı.