



**WILCOXON, MANN-WHITNEY, ANSARI-
BRADLEY TESTLERİNİN I. TİP HATA
ORANLARI VE İSTATİSTİKSEL GÜÇLERİNİN
BELİRLENMESİ VE UYGULAMASI**

**2023
DOKTORA TEZİ
İŞLETME**

Sahib RAMAZANOV

**Tez Danışmanı
Prof. Dr. Rehile ASKERBEYLİ**

**WILCOXON, MANN-WHITNEY, ANSARI-BRADLEY TESTLERİNİN I. TİP
HATA ORANLARI VE İSTATİSTİKSEL GÜÇLERİNİN BELİRLENMESİ
VE UYGULAMASI**

Sahib RAMAZANOV

**Tez Danışmanı
Prof. Dr. Rehile ASKERBEYLİ**

**T.C.
Karabük Üniversitesi
Lisansüstü Eğitim Enstitüsü
İşletme Anabilim Dalında
Doktora Tezi
Olarak Hazırlanmıştır**

**KARABÜK
Aralık 2023**

İÇİNDEKİLER

İÇİNDEKİLER.....	1
TEZ ONAY SAYFASI.....	4
DOĞRULUK BEYANI	5
ÖNSÖZ	6
ÖZ.....	7
ABSTRACT.....	8
ARŞİV KAYIT BİLGİLERİ.....	9
ARCHIVE RECORD INFORMATION	10
KISALTMALAR	11
ARAŞTIRMANIN KONUSU	12
ARAŞTIRMANIN YÖNTEMİ	12
ARAŞTIRMA HİPOTEZLERİ / PROBLEM	12
KAPSAM VE SINIRLILIKLAR/KARŞILAŞILAN GÜÇLÜKLER	12
GİRİŞ.....	13
1. HİPOTEZ TESTLERİ, PARAMETRİK VE PARAMETRİK OLMAYAN	18
1.1. Hipotez Değerlendirmeleri.....	18
1.1.1. Sıfır Hipotezi ve Alternatif Hipotez.....	19
1.1.2. I. Tip Hata Analizi.....	21
1.1.3. Güç Analizi	22
1.2. Parametrik Hipotez İçin Hipotez Testleri	24
1.2.1. Parametrik Testlerin Tanımı	25
1.3. Parametrik Olmayan Testler	26
1.3.1. Parametrik Olmayan Testlerin Tanımı	27
1.3.2. Parametrik Olmayan Testlerin Kullanıldığı Durumlar	28

1.3.3.	Parametrik Olmayan Testlerin Faydaları ve Dezavantajları	29
1.4.	Parametrik ve Parametrik Olmayan Testlerin Karşılaştırılması	29
1.5.	Monte Carlo Simülasyonu.....	31
1.6.	Normal Dağılım ve Uygulama Dağılımları.....	33
1.6.1.	Normal Dağılım	34
1.6.2.	Uygulamada Kullanılan Dağılımlar	35
1.7.	Literatür İncelemesi	39
2.	WILCOXON, MANN WHITNEY VE ANSARI-BRADLEY SIRALI SAYILARI TESTLERİ	51
2.1.	Wilcoxon Testi.....	51
2.1.1.	Wilcoxon Testinin Monte Carlo Simülasyonu ile Gerçekleştirilmesi	53
2.1.2.	İşaret Testi	54
2.1.3.	Küçük ve Büyük Örnek Durumları İçin Uygulanan Wilcoxon Test İstatistiği.....	56
2.2.	Mann-Whitney Testi.....	57
2.2.1.	Wilcoxon (Mann-Whitney) İstatistiği.....	58
2.2.2.	Mann-Whitney U testi Varsayımları.....	59
2.2.3.	Uygulanabilir Hipotezler	60
2.2.4.	Küçük ve Büyük Örnek Durumları İçin Uygulanan Mann-Whitney U Test İstatistiği.....	61
2.3.	Ansari-Bradley Testi.....	62
2.3.1.	Ansari-Bradley Testinin Varsayımları ve Veri Düzenlemeleri.....	63
2.3.2.	Uygulanabilir Hipotezler	64
3.	UYGULAMA	66
3.1.	Giriş.....	66
3.2.	Monte Carlo Simülasyon Uygulaması.....	69
3.3.	Araştırmada Kullanılan Dağılımları Oluşturan Süreç	70
3.4.	Çalışmanın Örneklem Büyüklüğü, Standart Sapma Oranları ve α Anlamlılık Düzeyinin Belirlenmesi	71
3.5.	Simülasyon Prosedürü.....	73
3.6.	Sonuçlar	74
3.6.1.	Küçük Örnek Durumundaki Bulgular.....	75

3.6.1.1.	Örneklem Büyüklükleri Eşit Olduğunda, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin I. Tip Hataları Arasında Farklılık Olup Olmadığına Göre Elde Edilen Sonuçlarının Karşılaştırılması.....	75
3.6.1.2.	Örneklem Büyüklükleri Farklı Olduğunda, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin I. Tip Hataları Arasında Farklılık Olup Olmadığına Göre Elde Edilen Sonuçlarının Karşılaştırılması.....	81
3.6.1.3.	Örneklem Büyüklükleri Eşit Olduğunda ve Varyanslar Heterojen Olduğunda, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin Güçleri Arasındaki Farkın, Elde Edilen Sonuçlara Nasıl Etki Ettiği.....	88
3.6.1.4.	Örneklem Büyüklükleri Farklı Olduğunda ve Varyanslar Heterojen Olduğunda, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin Güçleri Arasındaki Farkın, Elde Edilen Sonuçlara Nasıl Etki Ettiği.....	106
3.6.2.	Büyük Örnek Durumundaki Bulgular.....	124
3.6.2.1.	Örneklem Boyutları Aynı Olduğunda, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin I. Tip Hataları Arasındaki Farkın Sonuçlar Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi..	124
3.6.2.2.	Örneklem Boyutları Farklı Olduğunda, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin I. Tip Hataları Arasındaki Farkın Sonuçlar Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi..	129
3.6.2.3.	Örneklem Boyutları Eşit Olduğunda ve Varyanslar Heterojen Olduğunda, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin Güçleri Arasındaki Farkın Sonuçlar Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi.....	135
3.6.2.4.	Örneklem Boyutları Farklı Olduğunda ve Varyanslar Heterojen Olduğunda, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin Güçleri Arasındaki Farkın Sonuçlar Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi.....	154
3.7.	Ampirik Uygulama	173
SONUÇ	178
KAYNAKÇA	185
TABLolar LİSTESİ	195
ŞEKİLLER LİSTESİ	201
ÖZGEÇMİŞ	209

TEZ ONAY SAYFASI

Sahib RAMAZANOV tarafından hazırlanan “WILCOXON, MANN-WHITNEY, ANSARI-BRADLEY TESTLERİNİN I. TİP HATA ORANLARI VE İSTATİSTİKSEL GÜÇLERİNİN BELİRLENMESİ VE UYGULAMASI” başlıklı bu tezin Doktora Tezi olarak uygun olduğunu onaylarım.

Prof. Dr. Rehile ASKERBEYLİ

Tez Danışmanı, İşletme Anabilim Dalı

Bu çalışma, jürimiz tarafından Oy Birliği ile İşletme Anabilim Dalında Doktora tezi olarak kabul edilmiştir. 08/12/2023

Ünvanı, Adı SOYADI (Kurumu)

İmzası

Başkan : Prof. Dr. Hüseyin KARAMELİKLİ (KBÜ)

Üye : Prof. Dr. Rehile ASKERBEYLİ (KBÜ)

Üye : Prof. Dr. İlyas HAŞİMOĞLU (KBÜ)

Üye : Doç. Dr. Mehmet GÜZEL (AÜ)

Üye : Dr. Öğr. Üyesi Onur OKTAYSOY (KAÜ)

KBÜ Lisansüstü Eğitim Enstitüsü Yönetim Kurulu, bu tez ile, Programı Seçin derecesini onamıştır.

Doç. Dr. Zeynep ÖZCAN

Lisansüstü Eğitim Enstitüsü Müdürü

DOĞRULUK BEYANI

Doktora tezi olarak sunduđum “Wilcoxon, Mann-Whitney, Ansari-Bradley Testlerinin I. Tip Hata Oranları ve İstatistiksel Güçlerinin Belirlenmesi ve Uygulaması” başlıklı bu çalışmayı bilimsel ahlak ve geleneklere aykırı herhangi bir yola tevessül etmeden yazdığımı, arařtırmamı yaparken hangi tür alıntıların intihal kusuru sayılacağını bildiđimi, intihal kusuru sayılabilecek herhangi bir bölüme arařtırmamda yer vermediđimi, yararlandığım eserlerin kaynakçada gösterilenlerden oluştuđunu ve bu eserlere metin içerisinde uygun şekilde atıf yapıldığımı beyan ederim.

Enstitü tarafından belli bir zamana bađlı olmaksızın, tezimle ilgili yaptığım bu beyana aykırı bir durumun saptanması durumunda, ortaya çıkacak ahlaki ve hukuki tüm sonuçlara katlanmayı kabul ederim.

Adı Soyadı: Sahib RAMAZANOV

İmza:

ÖNSÖZ

Bu araştırmanın amacı, özellikle hangi testlerin daha iyi performans gösterdiğini belirlemek için Monte Carlo simülasyonunu kullanarak, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin I. tip hatalarını ve istatistiksel gücünü değerlendirmek ve karşılaştırmaktır.

Araştırmanın amacı, iki farklı örneklemden elde edilen verileri Wilcoxon, Mann-Whitney veya Ansari-Bradley testlerini kullanarak benzersiz gereksinimlerine göre analiz etmeyi amaçlayan araştırmacılara yardımcı olmaktır. Çalışma daha fazla popülasyon dağılımını ve örneklem büyüklüğünü içerebilecek olsa da simülasyon çalışmasının karmaşıklığı ve tezin kapsam sınırlamaları, araştırmayı mevcut popülasyon dağılımları ve örneklem büyüklükleriyle sınırlamıştır.

Bu çalışmanın temel amacı iki yönlüdür: birincisi, araştırmacılara iki bağımsız örneklemden alınan verileri analiz etmek için uygun alternatif testleri seçmede yardımcı olmak ve ikincisi, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin I. tip hata oranını ve istatistiksel gücünü değerlendirmek. Bu araştırmadan elde edilen bulguların, gelecekte bu alanda yapılacak araştırmalar için değerli bilgiler sağlaması beklenmektedir.

Danışmanım Prof. Dr. Rehile ASKERBEYLİ'ye, hocalarım Prof. Dr. Ötügen SENGER, Prof. Dr. İlyas HAŞİMOĞLU, Prof. Dr. Hüseyin KARAMELİKLİ ve Dr. Öğr. Üyesi Deniz TANIR'a yoğun programlarına rağmen akademik yolculuğum boyunca verdikleri paha biçilmez rehberlik ve destek için teşekkürlerimi sunuyorum.

Akademik çalışmalarım boyunca sürekli teşvikleri, sarsılmaz sabırları ve olağanüstü anlayışları için aileme minnettarım ve onlara sonsuz minnettarlığımı sunuyorum.

ÖZ

Bu çalışmanın amacı, iki bağımsız örneklemden alınan verileri test etmek için kullanılan, parametrik olmayan Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin istatistiksel güç ve I. tip hata oranları açısından karşılaştırılmasıdır. Bu bağlamda, küçük ve büyük örnek büyüklükleri durumları için I. tip hata oranları, araştırmaya konu olan her bir testin varyans heterojenliğinde sergiledikleri güçler birbirinden bağımsız olarak değerlendirilmiştir.

İlk bölümde hipotez testleri, istatistiksel güç ve I. tip hata oranları hakkında bilgi verilerek hipotez testine genel bir bakış sağlanmıştır. İkinci bölümde, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin varsayımları, veri düzenlemeleri ve ayrıca hem küçük hem de büyük örnek büyüklükleri için uygulanabilir hipotezleri, test istatistikleri ve karar verme formülleri kapsamlı bir şekilde incelenmiştir. Son bölümde ise çalışmaya konu olan testlerin I. tip hata oranlarını karşılaştırılmış ve istatistiksel güçleri test edilerek ayrıntılı bir şekilde anlatılmıştır.

Tezin teorik çerçevesi, tezin ilk iki bölümünde çok sayıda yerel ve uluslararası güncel kaynaktan yararlanılarak geliştirilmiştir. Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin I. tip hata oranları ve istatistiksel güçleri SAS 9.00 analiz programında Monte Carlo simülasyonu kullanılarak karşılaştırılmış ve tezin son bölümü olan uygulama kısmında yer almıştır.

Çalışma incelendikten sonra elde edilen sonuçlara baktığımızda; I. tip hata oranlarında Wilcoxon testine göre Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri daha yüksek sonuç vermiş ve buradan da anlaşılacağı üzere en düşük sonuç Wilcoxon testinde görülmüştür. Varyans heterojenliğinde sergilenen güçler incelendiğinde küçük ve büyük örnek büyüklüklerinde Ansari-Bradley testinin istatistiksel gücü çalışmaya konu olan diğer parametrik olmayan testlerin istatistiksel güçlerinden daha büyük olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Parametrik Olmayan Testler, Wilcoxon Testi, Mann-Whitney Testi, Ansari-Bradley Testi, İstatistiksel Güç, I. Tip Hata, Monte Carlo Simülasyonu

ABSTRACT

This study compares the Type I error rates and statistical power of the nonparametric Wilcoxon, Mann-Whitney, and Ansari-Bradley tests used to analyze data from two separate samples. In this case, Type I error rates were assessed for both small and large sample sizes, independent of the degree of variance heterogeneity in each test of interest.

The first section discusses Type I error rates, statistical power, and hypothesis testing, and provides a general introduction to hypothesis testing. The second section provides a comprehensive review of the assumptions and data organization of the Wilcoxon, Mann-Whitney and Ansari-Bradley tests, as well as the hypotheses, test statistics and decision-making formulas applicable to both small and large sample sizes. The final section compares the type I error rates of the tests included in the study and goes into detail about each test by evaluating its statistical power.

The first two sections of the dissertation have constructed the theoretical framework of the dissertation, which has been informed by numerous recent local and global sources. Type I error rates and statistical power of the Wilcoxon, Mann-Whitney, and Ansari-Bradley tests were compared using Monte Carlo simulation in the SAS 9.00 analysis program and included in the final section of the dissertation, the application section.

The Mann-Whitney and Ansari-Bradley tests performed better than the Wilcoxon test in terms of type I error rates, and it is clear that the Wilcoxon test had the lowest result when the study results were analyzed. The statistical power of the Ansari-Bradley test was determined to be higher than the statistical power of other nonparametric tests studied in small and large sample sizes after examining the power exhibited by variance heterogeneity.

Keywords: Nonparametric Tests, Wilcoxon Test, Mann-Whitney Test, Ansari-Bradley Test, Statistical Power, Type I Error, Monte Carlo Simulation

ARŞİV KAYIT BİLGİLERİ

Tezin Adı	Wilcoxon, Mann-Whitney, Ansari-Bradley Testlerinin I. Tip Hata Oranları ve İstatistiksel Güçlerinin Belirlenmesi ve Uygulaması
Tezin Yazarı	Sahib RAMAZANOV
Tezin Danışmanı	Prof. Dr. Rehile ASKERBEYLİ
Tezin Derecesi	Doktora
Tezin Tarihi	08/12/2023
Tezin Alanı	İşletme
Tezin Yeri	KBÜ/LEE
Tezin Sayfa Sayısı	209
Anahtar Kelimeler	Parametrik Olmayan Testler, Wilcoxon Testi, Mann-Whitney Testi, Ansari-Bradley Testi, I. Tip Hata, İstatistiksel Güç, Monte Carlo Simülasyonu.

ARCHIVE RECORD INFORMATION

Name of the Thesis	Determination and Application of Type I Error Rates and Statistical Powers of Wilcoxon, Mann-Whitney, and Ansari-Bradley Tests
Author of the Thesis	Sahib RAMAZANOV
Advisor of the Thesis	Prof. Dr. Rehile ASKERBEYLİ
Status of the Thesis	Doctor of Philosophy
Date of the Thesis	08/12/2023
Field of the Thesis	Business Administration
Place of the Thesis	UNIKA/IGP
Total Page Number	209
Keywords	Nonparametric Tests, Wilcoxon Test, Mann-Whitney Test, Ansari-Bradley Test, Statistical Power, Type I Error, Monte Carlo Simulation.

KISALTMALAR

WX	: Wilcoxon
MW	: Mann-Whitney
AB	: Ansari-Bradley
ROA	: Aktif Karlılık
n	: Örneklem
α	: Anlamlılık Düzeyi
σ	: Standart Sapma
μ	: Ortalama
γ_1	: Çarpıklık
γ_2	: Basıklık

ARAŞTIRMANIN KONUSU

Wilcoxon, Mann-Whitney, Ansari-Bradley Testlerinin I. Tip Hata Oranları ve İstatistiksel Güçlerinin Belirlenmesi ve Uygulaması

ARAŞTIRMANIN YÖNTEMİ

Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin farklı koşullar ve örneklem büyüklükleri altında ikili karşılaştırmalarını literatürdeki eksikleri doldurmak için incelenmiştir. Bu amaçla, yerli ve yabancı teorik ve araştırma literatürüne dayanan bir teorik çerçeve oluşturulmuştur. Ardından, farklı dağılımlardan elde edilen çeşitli örnek hacimlerindeki örneklerin güç ve I. tip hata oranlarını değerlendirmek için Monte Carlo simülasyonu kullanılarak çalışmanın uygulaması yapılmıştır.

ARAŞTIRMA HİPOTEZLERİ / PROBLEM

Wilcoxon, Mann Whitney ve Ansari-Bradley testleri, iki bağımsız örneklemden toplanan verileri test etmek için kullanılır. Bu çalışmada, her bir testin istatistiksel gücü ve I. tip hata oranı karşılaştırılmıştır. Bu bağlamda, her bir test için, deneklerin varyans heterojenliği değerlendirilerek, büyük ve küçük örneklem durumlarında çeşitli senaryolarında testlerin sergilediği güçler ve I. tip hata oranları değerlendirilmiştir.

KAPSAM VE SINIRLILIKLAR/KARŞILAŞILAN GÜÇLÜKLER

Araştırmaya dahil olan testlerin I. tip hata oranları ve güçleri, araştırmacılar tarafından belirlenen özel koşullar altında ikili karşılaştırmalar yapılarak incelenmiştir. Yerli ve yabancı veri tabanlarının kapsamlı bir incelenmesi sonucu Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerini I. tip hata oranı ve güç karşılaştırmaları açısından birleştiren hiçbir araştırmanın olmadığını ortaya koymaktadır. Bu bağlamda, mevcut çalışmanın Wilcoxon, Mann Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin I. tip hata oranlarını ve güçlerini, farklı senaryolarda ve örnek hacimlerinde karşılaştırarak, literatürdeki bir boşluğu doldurması beklenmektedir. Çalışma, her koşulun 20.000 kez tekrarlandığı için sonuçların güvenilir olduğunu göstermektedir.

GİRİŞ

Bilimsel arařtırmalarda istatistiđin önemi, son yıllarda sosyal ve sađlık bilimleri de dahil olmak üzere farklı alanlardaki çalıřmalarda çeřitli istatistiksel analiz yöntemlerinin yaygın olarak uygulanması nedeniyle artmıřtır. Çađdař bilimsel arařtırmalarda, istatistiksel analiz tekniklerinin uygulanmadıđı çalıřmalar bilim camiası tarafından tanınmamaktadır.

Tahmin teorisi, mevcut verilere dayanarak gelecekteki olaylar veya sonuçlar hakkında tahminler yapmak için istatistiksel modellerin kullanılmasını içeren modern istatistiđin temel bir yönüdür. Finanstan tıba ve spora kadar çeřitli alanlarda karar vermek için güçlü bir araçtır. Tahmin teorisinin arkasındaki temel fikir, gelecekteki sonuçları tahmin etmek için kullanılabilir bir model oluşturmak için mevcut verileri kullanmaktır. Bu model, eldeki problemin karmařıklıđına ve mevcut verilere bađlı olarak basit dođrusal regresyon modellerinden karmařık makine öđrenimi algoritmalarına kadar çeřitli biçimler olabilir. Etkili bir tahmin modeli oluşturmak için istatistikçiler, mevcut verilerin alaka düzeyi, kullanılan istatistiksel yöntemlerin uygunluđu ve model tarafından üretilen tahminlerin dođruluđu gibi bir dizi faktörü dikkatlice deđerlendirmelidir. Ayrıca modeldeki potansiyel hata veya yanlılık kaynaklarını da göz önünde bulundurmalı ve bunları mümkün olduđunca en aza indirmek için çalıřmaladırlar. Genel olarak, tahmin teorisi, modern istatistiklerin hayati bir bileřenidir ve gelecekteki eđilimler hakkında deđerli bilgiler sađlar ve karar vericilerin mevcut verilere dayalı olarak bilinçli seçimler yapmasına yardımcı olur. İstatistik alanı gelişmeye ve büyümeye devam ettikçe, çevremizdeki dünyayı anlama ve yorumlama řeklimizi řekillendirmede tahmin teorisinin önemi de artacaktır.

Wilcoxon sıra toplamı testi, Mann-Whitney U testi ve Ansari-Bradley testi, iki bađımsız grubun merkezi eđilimlerini karşılařtırmak için kullanılan parametrik olmayan istatistiksel testlerdir. Bu testler, t-testi gibi parametrik testlerin varsayımları karşılanmadıđında veya veriler sıralı veya aralıklı ölçekte ölçüldüđünde kullanılır. Wilcoxon sıra toplamı testi ve Mann-Whitney U testi, her iki gruptan gelen verileri birlikte sıralamaları ve sıralanan verilerin ortancalarını karşılařtırmaları bakımından benzerdir. Bununla birlikte, Wilcoxon testi, iki grubun aynı dađılıma sahip olduđuna dair boş hipotezi test etmek için bir grubun sıralarının toplamını kullanırken, Mann-Whitney testi, rastgele seçilen bir gözlemin bir gruptan olma olasılıđını temsil eden U

istatistiğini kullanır. Ansari-Bradley testi, iki grubun merkezi eğilimlerini karşılaştırmak için kullanılan başka bir parametrik olmayan testtir. Ansari-Bradley istatistiğini kullanarak iki grubun varyanslarını karşılaştırarak iki grubun aynı varyansa sahip olduğu sıfır hipotezini test eder. Genel olarak, bu testler, parametrik testlerin varsayımları karşılanmadığında veya veriler sıralı veya aralıklı ölçekte ölçüldüğünde verileri analiz etmek için yararlı araçlardır. İstatistiksel güç ve I. tip hata oranı, hipotez testinde iki önemli kavramdır. İstatistiksel bir analiz yürütürken, araştırmacılar iki grup arasında önemli bir fark olup olmadığını veya bir tedavinin önemli bir etkisinin olup olmadığını belirlemekle ilgilenirler. Hipotez testi, gözlemlenen verilere dayanarak karar vermek için kullanılır, ancak her zaman hata yapma olasılığı vardır. I. tip hatası, bir araştırmacı gerçek bir boş hipotezi reddettiğinde ortaya çıkar. Başka bir deyişle, anlamlı bir fark veya etki olmadığı halde var olduğu sonucuna varırlar. I. tip hata oranı, böyle bir hata yapma olasılığıdır. Genellikle alfa (α) ile gösterilen önceden belirlenmiş bir önem düzeyine ayarlanır. İstatistiksel güç ise, yanlış bir sıfır hipotezini doğru bir şekilde reddetme olasılığıdır. Başka bir deyişle, önemli bir fark veya etki varken bunu tespit etme olasılığıdır. Güç, örneklem büyüklüğü, etki büyüklüğü, önem seviyesi ve verilerin değişkenliği gibi çeşitli faktörlerden etkilenir. İstatistiksel gücü ve I. tip hata oranını anlamak, araştırmacıların hipotez testi yürütürken bilinçli kararlar almaları için çok önemlidir. Gerçek farkları veya etkileri saptamak için I. tip hata yapma olasılığını en aza indirmekle istatistiksel gücü en üst düzeye çıkarmak arasında bir denge kurmak önemlidir. Araştırmacılar bu faktörleri göz önünde bulundurarak hem verimli hem de etkili çalışmalar tasarlayabilirler.

Çalışmanın Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin güç ve I. tip hata oranlarını çeşitli örneklem durumlarında ve farklı koşullar altında karşılaştırma amacı, bu parametrik olmayan yöntemleri kullanmak isteyen araştırmacılar için büyük önem taşımaktadır. Bir testin varsayımları ve belirli koşullar altındaki davranışı hakkında bilgi sahibi olmak, bilimsel araştırma için parametrik olmayan bir test seçerken çok önemlidir. Sonuç olarak, çalışmanın bulguları, kendi alanlarındaki araştırmacılara, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri arasından hangi parametrik olmayan istatistiksel tekniğin kendi özel koşullarına en uygun olduğunu belirlemelerine yardımcı olabilir. Ek olarak, her koşul 20.000 kez tekrarlandığı için çalışmanın sonuçları güvenilirdir.

Bu araştırmanın amacı, bağlantısız iki örnekten alınan verileri değerlendirmek için kullanılan Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin istatistiksel gücünü ve I. tip hata yapma oranını karşılaştırmaktır. Çalışmanın kapsayıcı amacı, parametrik olmayan veri analizi yaparken, eğitim ve sosyal davranış bilimleri, özellikle psikoloji, sosyoloji ve sağlık alanındaki akademisyenlere rehberlik etmektir. Birincil amacı, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin varyansın homojenliği koşulu altında I. tip hata oranlarını ve varyansın heterojenliği durumunda istatistiksel güçlerini değerlendirmektir. Çalışma, bu üç parametrik olmayan testi kullanarak ve bulguları dikkate alarak istatistiksel analiz yapmak isteyen araştırmacılara yön vermeyi amaçlamaktadır.

Çalışmanın amacı, farklı standart sapma oranları ve örneklem büyüklükleri altında Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin istatistiksel güçlerini Monte Carlo simülasyonu kullanarak karşılaştırmaktır. Spesifik olarak, çalışma, bu testlerin davranışını hem büyük hem de küçük örneklem boyutlarında, eşit ve farklı örneklem boyutlarında ve 7 farklı standart sapma oranıyla incelemiştir. Çalışmanın bulguları, bu üç testin çeşitli durumlarda performansına ışık tutmaktadır.

I. tip hata oranlarını ve parametrik olmayan testlerin güçlerini karşılaştırmayı amaçlayan önceki çalışmalar, öncelikle ikili karşılaştırmalar yapmıştır. Bu karşılaştırmalar, önceden belirlenmiş koşullar altında belirli testlerin I. tip hata oranlarını ve güçlerini incelemeyi içeriyordu. Yerli ve yabancı veri tabanlarının kapsamlı bir incelemesi, daha önce hiçbir araştırmanın Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerini I. tip hata oranı ve güç karşılaştırmaları açısından birleştirmediklerini göstermektedir. Bu nedenle, bu çalışma, farklı örneklem büyüklükleri ve durumlarında bu testlerin I. tip hata oranlarını ve güçlerini karşılaştırarak literatürdeki bu boşluğu gidermeyi amaçlamaktadır.

Bu çalışma, çeşitli koşullar ve örneklem büyüklükleri altında Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin üçlü karşılaştırmasını yaparak literatür boşluğunu kapatmayı amaçlamıştır. Teorik bir çerçeve oluşturmak için bu testlerle ilgili yerli ve yabancı akademik ve popüler yayınların kapsamlı bir analizi yapılmıştır. Ayrıca çalışmada, farklı koşullar altında çeşitli dağılımlardan alınan farklı örneklem büyüklüklerinin güç ve I. tip hata oranlarını incelemek için Monte Carlo simülasyonu kullanılmıştır.

Çalışma üç ana bölümden oluşmakta olup, ilk iki bölüm tezin teorik yönünü, üçüncü bölüm ise pratik uygulamaya ayrılmıştır. İlk bölüm, parametrik ve parametrik olmayan testlerin karşılaştırmalı açıklamalarının yanı sıra, çalışmanın odak noktasını oluşturan parametrik olmayan hipotez testiyle ilgili mevcut literatürün gözden geçirilmesiyle birlikte hipotez testi hakkında genel bilgiler sunar. Birinci bölüm ayrıca varyansın heterojenliği, Monte Carlo simülasyonu gibi belirli koşullar altında analiz edilen konuları da içermektedir.

Çalışmanın ikinci bölümünde Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri ayrıntılı olarak açıklanmıştır. Bu bölüm, varsayımları ve veri düzenlemelerini, uygulanabilir hipotezleri hem küçük hem de büyük örneklem boyutları için test istatistiklerini ve her test için karar kuralı formüllerini kapsar. Ayrıca çalışmanın uygulama bölümünde Monte Carlo simülasyonu kullanıldığı için her test için Monte Carlo simülasyonu ile uyumlu varsayımlar, veri düzenlemeleri, test istatistikleri ve karar kuralı formülleri hakkında ayrı bilgiler verilmiştir.

Tezin son bölümü, çalışmanın pratik uygulamasına odaklanmaktadır. Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin güçlerini ve I. tip hata oranlarını çeşitli özel senaryolarda ve örneklem büyüklüklerinde karşılaştırmak için Monte Carlo simülasyonu kullanılmıştır. Çalışmada 6 anakütle dağılımı, 24 örneklem büyüklüğü kombinasyonu ve 7 standart sapma oranı kullanılmıştır. Uygulama bölümünde 4 küçük örnek ve 4 büyük örnek olmak üzere 8 araştırma sorusuna cevap aranmıştır.

En son olarak araştırmanın güvenilirliğini sağlamak için beyaz eşya sektöründe faaliyet gösteren iki önde gelen Türk şirketi olan Arçelik ve Vestel'in finansal performansındaki değişiklikler incelenmiştir. Çalışmanın odak noktası, Return on Assets (ROA) değerleri üzerinden bu iki firma arasındaki Covid-19 öncesi ve sonrası dönemdeki finansal performans farklılıklarını değerlendirilmiştir. Bu değerlendirme sürecinde, non-parametrik istatistiksel testler olan Wilcoxon testi, Mann-Whitney U testi ve Ansari-Bradley testi kullanılmıştır. Bu testlerin sonuçları, elde edilen bulguların güvenilirliği ve anlamlılığı konusunda önemli ipuçları sağlamaktadır. Çalışmada dikkat çeken bir nokta, Mann-Whitney U testi, Wilcoxon testi ve Ansari-Bradley testi sonuçlarının karşılaştırılmasıdır. Mann-Whitney U testine ait anlamlılık katsayısının Wilcoxon testine göre daha güçlü olduğu, Ansari-Bradley testinde ise AB değerinin Mann-Whitney U testine ait U değerine göre daha güçlü çıktığı gözlemlenmiştir. Bu

durumda, Ansari-Bradley testinin en güçlü, ardından Mann-Whitney U testi ve en son olarak Wilcoxon testinin geldiđi görölmüştür. Bu çalışma, finansal analizde kullanılan farklı testlerin sonuçları arasındaki uyum ve farklılıkları ortaya koymakla kalmayıp, aynı zamanda Arçelik ve Vestel gibi önemli şirketlerin Covid-19 öncesindeki ve sonrasındaki finansal performansındaki deđişimleri anlamamıza da katkı sağlamıştır.

1. HİPOTEZ TESTLERİ, PARAMETRİK VE PARAMETRİK OLMAYAN

1.1. Hipotez Değerlendirmeleri

Hipotez değerlendirmeleri, bir araştırma çalışmasının önemli bir parçasıdır ve istatistiksel çıkarımların yapıldığı bir süreçtir. Hipotezler, bir popülasyonun bir özelliği ile ilgili açıklamalar veya tahminlerdir ve araştırmacıların bir hipotezi test etmek için istatistiksel yöntemler kullanmalarını gerektirir. Hipotez testi, sıfır hipotez ve alternatif hipotez arasındaki farkın önemli olup olmadığını belirlemek için kullanılır. Hipotez testi, bir popülasyonun karakteristiği hakkında yapılan güçlü bir varsayım olan bir hipotezin akla yatkınlığını tespit etmek için kullanılan bir yöntemdir (Park, 2008). Hipotez, istatistiksel olarak doğru veya yanlış olması muhtemel olan bir veya daha fazla popülasyon hakkında bir iddia veya ifadedir (Kartal, 1998). Sonuç olarak, istatistiksel hipotez, örnek istatistik yerine popülasyon parametresi kullanılarak önerilmiştir (Aytaç, 2004). Tüm popülasyonun tam bir analizi yapılmadıkça, bir veya daha fazla popülasyon hakkında varsayımda bulunan istatistiksel bir hipotezin mutlak doğruluğunu veya yanlışlığını belirlemek imkansızdır (Walpole vd., 2007). Hipotezler, istatistiksel hipotezler, araştırma hipotezleri veya her ikisi olarak karakterize edilebilir (Gamgam, 1998). Araştırma hipotezlerini test etme ve istatistiksel olarak analiz etme ve bunları test edilebilir bir forma dönüştürme konusundaki uzmanlık, temel varsayımlara, potansiyel uygulamalara ve sonuçların yorumlanmasına aşinalık kadar araştırmacılar için avantajlıdır (Kurtuluş, 1972). İstatistiksel hipotezler araştırma hipotezleri olabilirler, ancak istatistiksel hipotez testleri kullanılarak sonuçlara karar verilir (Kasapoğlu, 2001).

Hipotez testi bir dizi kavramsal adım içerir. Bu adımlar:

- Matematiksel olarak sınanabilir bir araştırma varsayımı oluşturmak,
- Sıfır hipotezini ve alternatif hipotezini resmi terminolojiyle ifade etmek,
- Uygun bir istatistiksel testin seçimi ve ilgili hesaplamaların gerçekleştirilmesi,
- Toplanan verilere göre bir sonuca varmak (Boslaugh ve Watters, 2008).

Herhangi bir istatistiksel hipotez testini değerlendirmek için iki ana kriter vardır. Bunlar, nominal (araştırmacı tarafından belirlenen) seviyelerde testin hızını ve istatistiksel gücünü düzenleme kapasitesinin yanı sıra nominal (araştırmacı tarafından

belirlenen) seviyelerde I. tip hatayı içerir. Araştırmacıların tercihleri Yüksek düzeyde istatistiksel güce sahiptir ve I. tip hata oranını nominal seviyelerde kontrol altında tutabilir ve gerçekleştirilen deneyleri desteklerler (Harwell, 1988).

Hipotez testinin temel amacı, istatistiksel modeli test bir istatistik kullanarak verilerle uyumlu hale getirmek ve sıfır hipotezi ile uyumlu hale getirmektir. Test istatistiği, α anlamlılık düzeyinden önemli ölçüde küçükse, sıfır hipotezi reddedilir ve sonuçlar "anlamlı" olarak değerlendirilir. Ancak, "anlamlı" terimi otomatik olarak "önemli" etki anlamına gelmez (Wright, 2005). İstatistiksel araştırmalarda çok sayıda örnek kullanılması, bazen az veya önemsiz gibi görünen etkilerin bile istatistiksel olarak anlamlı hale gelmesine neden olabilir (Field ve Hole, 2003).

Verilerin toplanacağı popülasyonlarla ilgili olarak birbiriyle yarışan iki hipotez olması beklenmektedir. Sıfır hipotezi ve alternatif hipotez bu hipotezlerdir. Sıfır hipotezi ve alternatif hipotez reddetme konusundaki en temel iki kavram büyüklük ve güçtür. Küçük örneklem boyutuna sahip ancak güç düzeyi yüksek bir test seçilmelidir (Geisser ve Johnson, 2006).

Hipotez testleri, tek parametrelili veya iki ve daha fazla parametrelili olmak üzere içerdikleri parametre sayısına göre sınıflandırılabilir. Bu sınıflandırma, hipotez testlerinin dört ana kategorisini belirler:

- Tek örneklem t-testi, bir grup örneklem ortalamasının bir popülasyonun bilinen veya tahmin edilen ortalamasından farklı olup olmadığını test eder,
- Basit bir hipotez, daha kompleks bir alternatif hipotezle karşılaştırılarak test edilir,
- Basit bir alternatif hipoteze karşı test edilmesi gereken karmaşık bir hipotez,
- Karmaşık bir hipotez, daha karmaşık bir alternatifine karşı test edilir (Aytaç, 2004).

1.1.1. Sıfır Hipotezi ve Alternatif Hipotez

Bir istatistiksel testte iki hipotez türü vardır: sıfır hipotez ve alternatif hipotez. İstatistiksel bir hipotez testinde, kabul edilen ilk adım olarak sıfır hipotezi kabul ediyoruz.

Sıfır hipotez, araştırılan hipotezdir. H_0 olarak temsil edilir ve değişkenler arasında bir ayrım olmadığını belirtir (Büyüköztürk vd., 2010). Sıfır hipotezi her zaman eşitlik açısından ifade edilir ve başarısız olması için önceden programlanmıştır (Kartal,

2001). Örneğin, sıfır hipotezi bir özellik veya parametre hakkında bir iddiadır ve bir popülasyonun bu özelliği veya parametresini belirli bir değerde tuttuğunu savunur ve

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \quad (1)$$

şeklinde ifade edilir.

Kabul edilen hipoteze Alternatif Hipotez denir ve sıfır hipotez reddedildiğinde H_1 ile temsil edilir (Kartal, 2001). Değişkenlerin bir ilişkisi olduğunu veya farklı olduğunu iddia eder (Büyüköztürk vd., 2010). Olaylara sıfır hipotezinden farklı bir bakış açısından bakar ve $\neq, <, >$ eşitsizliklerden biri kurar (Karagöz, 1998). Örneğin, alternatif hipotez iki farklı bankada işlem gören banka kartlarının günlük para çekme sınırının farklı olduğudur. Kararın niteliği ve araştırmanın amacına bağlı olarak, alternatif hipotez üç farklı şekilde belirlenebilir:

$$H_1 : \mu_1 \neq \mu_2 \quad H_1 : \mu_1 > \mu_2 \quad H_1 : \mu_1 < \mu_2 \quad (2)$$

Hipotez testinde, sıfır hipotez doğru kabul edilir ve yapılan işlemler sonucunda bir hipotez kabul edilirken diğeri reddedilir. Test sonucu, alternatif hipotezin kabul edilip edilmediğine veya reddedilip reddedilmediğine göre yorumlanır.

Hipotez testleri, alternatif hipotezin yapısına göre iki yönlü, tek yönlü sağ kuyruk ve tek yönlü sol kuyruk testleri olarak sınıflandırılır ve aşağıdaki şekillerde ifade edilir:

İki olası sonucu olan hipotezler:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \quad (3)$$

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2 \quad (4)$$

Tek yönlü sağ kuyruklu hipotezler:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \quad (5)$$

$$H_1: \mu_1 > \mu_2 \quad (6)$$

Tek yönlü sol kuyruklu hipotezler:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 \quad (7)$$

$$H_1: \mu_1 < \mu_2 \quad (8)$$

Hipotez oluşturulurken verilecek karar dikkate alınır (Serper, 1996). Belirli bir değerden farklı olup olmadığı test edilmek istenen μ için alternatif hipotez iki şekilde

oluşturulabilir. Eğer μ 'nün alternatif hipotezi, belirli bir değerden büyük veya küçük olup olmadığını belirlemek isteniyorsa, tek yönlü sol veya sağ kuyruk olarak kurulur.

1.1.2. I. Tip Hata Analizi

Hipotez testinde sıfır hipotezi veya alternatif hipotezlerden biri kabul edilirken diğeri reddedildiğinde, iki tür hata meydana gelebilir. Geçerli bir sıfır hipotez reddedildiğinde, buna I. tip hatası denir (Brink, 2010). I. tip hata yapma olasılığı, ayrıca alpha seviyesi olarak da adlandırılır (Walpole vd., 2007).

Anlamlılık düzeyi sembolik olarak α ile ifade edilir. Bu nedenle, α için aşağıdaki formül kullanılır:

$$\alpha = P_{\theta}(RetH_0) = P_{\theta}(T(X) \geq c), \theta \in \Theta_0 \quad (9)$$

yazılabilir. $T(X) < c$ olduğunda H_0 hipotezi kabul edilirken $T(X) \geq c$ olduğunda H_0 hipotezi reddedilir. Bu karar verme sürecinde, istatistiksel çıkarımda X 'dan $\{0,1\}$ istatistiği kullanılarak iki tür hata yapma olasılığı değerlendirilir. Bu hatalardan biri I. tip hata olarak adlandırılır;

$$\alpha_T(P) = P(T(X) = 1)P \in P_0 \quad (10)$$

ile gösterilir (Shao, 2003).

Eğer bir istatistiksel test, öncü bir testin sonuçlarına bağlıysa, önem derecesi olan α da değişebilir. Bazı durumlarda gerçek önem düzeyi, beklenenden daha düşük olabilir. Öncü testin anlamlılık düzeyi yükseldikçe, gerçek önem düzeyi ile öncü test arasındaki fark azalır (Walker ve Shostak, 2010). Eğer önem düzeyi α ise, I. tip hata yapma olasılığı en yüksek olan durumdur (Brink, 2010). Bu bağlamda, α önem düzeyi olarak kabul edildiğinde, sıfır hipotezi doğru kabul etme olasılığı $1 - \alpha$ olarak ifade edilir. (Newbold, 2000). $(1 - \alpha)$ ifadesi, bir parametrenin $\%*100$ güven aralığı şeklinde ifade edilen güven düzeyini temsil eder (Park, 2008). Testisin boyutu bazen önem düzeyini temsil etmek için kullanılır (Walpole vd., 2007). Bir olasılık dağılımının her iki simetrik ucu olan iki bölgesinin toplamı, iki yönlü bir hipotez testinde test boyutu veya anlamlılık düzeyi olarak tanımlanır (Park, 2008). I. tip hatalar için kabul edilebilir hata düzeyi genellikle 0,05 olarak belirlenir. 0,05 hata düzeyi, %5 I. tip hata olasılığını kabul etmek anlamına gelir (Boslaugh ve Watters, 2008). %5 anlamlılık düzeyi ile ifade edilen yüzde

95 güven aralığı, test edilen sonucun bu aralığın içinde olması durumunda sıfır hipotez kabul edilir. Eğer geri kalan %5 aralığı içinde kalırsa, sıfır hipotez reddedilir (Küçüksille, 2008).

1.1.3. Güç Analizi

İstatistiksel hipotez testinde güç, aslında yanlış olan boş bir hipotezi doğru bir şekilde reddetme olasılığıdır ve böylece gerçek bir etkinin veya farkın varlığını gösterir (Hinkle vd., 1998). Bir testin gücü, testin sıfır hipotezini reddederek gerçek bir etkiyi doğru bir şekilde belirleme olasılığını veya aslında yanlış olduğunda H_0 'ı doğru bir şekilde reddetme olasılığını ifade eder. Başka bir deyişle, II. tip hatadan kaçınma ve doğru karar verme olasılığıdır. İstatistiksel bir testin gücünü etkileyen dört faktör vardır:

- Sıfır hipotezinin ifadesi ile gerçek durum arasındaki farkın büyüklüğü, H_0 'ın yanlış olma derecesini belirler.
- I. tip hatanın anlamlılık düzeyi veya olasılığı α ile gösterilir ve gerçekten doğru olduğunda boş bir hipotezin reddedilmesine izin verilen maksimum olasılığı temsil eder.
- Örnek boyutu, belirli bir çalışma veya deney için test istatistiğine dahil edilen bağımsız gözlem sayısını ifade eder.
- Hipotez testinde, bir testin güç fonksiyonu, belirli bir alternatif hipotez, örneklem büyüklüğü ve önem düzeyi veriliyken boş bir hipotezi reddetme olasılığını temsil ederken, rasgele süreci oluşturan temel popülasyon dağılımı da dahil olmak üzere diğer tüm parametreleri sabit tutar (Gibbon, 1971).

Testin genel etkinliği (gücü);

$$\pi(\theta) = P_{\theta}(\text{Ret } H_0), \theta \in \theta_A \quad (11)$$

olarak yazılır. θ denklemin sol tarafı yazılı biçimde açıkça bir fonksiyondur. Bu, testin güç fonksiyonu olarak adlandırılır (Geyer, 2001).

X 'dan $\{0,1\}$ 'e bir istatistik olan T testinin II. tip hatası, sıfır hipotezinin yanlış olduğu halde kabul edilmesidir.

$$1 - \alpha_T(P) = P(T(X) = 0) \quad P \in P_1 \quad (12)$$

ile gösterilir (Shao, 2003).

Aşağıdaki dört bileşen arasındaki ilişki, istatistiksel güç analizi kullanılarak araştırılır:

- Standartlaştırılmış etki büyüklüğü, bir etki büyüklüğünün örnekleme bağlı varyasyonunu dikkate alarak hesaplanan bir ölçü,
- Örneklem büyüklüğü (n), istatistiksel analizde kullanılan örneklemin büyüklüğünü ifade eder ve istatistiksel sonuçların doğruluğunu ve güvenilirliğini etkilediğinde,
- Anlamlılık düzeyi veya önem düzeyi,
- $(1 - \beta)$ testin gücü (Mazen vd., 1985).

Bir testin istatistiksel gücü, popülasyonun büyüklüğü, örneklem büyüklüğü ve kullanılan istatistiksel anlamlılık kriterleri ile belirlenir. İstatistiksel güç analizi, bir çalışmada kullanılacak örneklem büyüklüğünü, bir çalışmada keşfedilebilecek etki türlerini, araştırmamanın hipotezi ne ölçüde reddedeceğini veya istatistiksel anlamlılığa ilişkin mantıklı kararlar vermek için kullanılabilir (Murphy vd., 2010).

Bir hipotezin doğru olmadığını tespit etmek için kullanılan testin gücü, olası bir hatayı tespit etmek için gereken güce bağlıdır. Testin gücünü belirlemek için α anlamlılık düzeyini, etki büyüklüğünü ve örnek büyüklüğünü bilmek gereklidir. Testin gücü 0,8 ve üzerinde olduğunda, olası etkileri tespit etmek için yeterli güce sahip olduğu söylenir. Ancak testin gücü 0,8'den daha düşükse, numune hacmi artırılabilir (Wright, 2005).

Hipotez testinde, örneklem büyüklüğü arttıkça II. tip hata yapma olasılığı azalır, dolayısıyla güç artar. Anlamlılık düzeyi olan α arttıkça II. tip hata yapma olasılığı da artar ve bu gücü azaltır. Bir tür hatayı yapma olasılığını artırarak gücü düşürür. Standart sapma (σ) büyüdükçe güç düşer, ancak n , α ve $\mu - \mu_0$ sabit kalır. $\mu - \mu_0$ 'ı artırmak gücü de artırır (Wilcox, 2009).

Büyük örneklem (her bir grup için 100 veya daha fazla örnek) için güç sorunu nadir bir durumdur. Ancak, küçük örnekler ($n \leq 20$) için düşük güç olasılığına karşı duyarlı olmak önemlidir. Bu nedenle, küçük örneklem durumlarında, gücü artırmak için daha geniş bir anlamlılık düzeyi kullanmak akıllıca olabilir (Stevens, 2012). Gerçekte, çoğu durumda toplanan örnek sayısı, normal dağılım varsayımını desteklemek için yeterlidir (Korum, 1985).

Parametrik veya parametrik olmayan bir testteki aşırı veya anormal puanlar, testin göreceli gücü ve I. tip hata oranı üzerinde olumsuz bir etkiye sahiptir (MacDonald, 1999).

Hipotez testinde I.tip ve II. tip hatalar yaygındır. I.tip ve II. tip hatası hakkında aşağıdaki sonuçlar çıkarılabilir:

- Tip I ve tip II hatalar arasında bir bağlantı vardır. Birinin olasılığındaki azalma, genellikle diğersinin olasılığında bir artışa neden olur.
- Tip I hata olasılığı, kritik bölgenin alanı, yani önemli değerler değiştirilerek her zaman en aza indirilebilir.
- Örneklem büyüklüğünün artması, hem I. tip hata hem de II. tip hata olasılığını azaltarak α 'yı küçültür ve β 'yi düşürür. Bu, hem I. tip hem de II. tip hataların azaltılması anlamına gelir ve gücü artırır.
- Sıfır hipotez yanlış olduğunda, bir parametrenin gerçek değeri varsayılan değere yaklaştıkça β değeri minimuma yaklaşır. Bu da gerçek ve varsayılan değerler arasındaki farkın küçük olduğunu ve hipotez testinin güçlü olduğunu gösterir (Walpole vd., 2007).

Görülebileceği gibi, numune hacmini artırmak her iki tür hatayı da azaltmaya yardımcı olabilir (Spiegel ve Stephens 1999). Araştırmacı, en önemli hatayı belirleyerek, bu hatanın olasılığını azaltmaya çalışır (Başar ve Oktay, 2007).

1.2. Parametrik Hipotez İçin Hipotez Testleri

İstatistiksel analizlerimiz genellikle bir dizi ön kabule dayanır. Bu ön kabuller ihlal edildiğinde, sonuçlar yanıltıcı veya tamamen yanlış olabilir. Normal bir dağılım, simetrik bir eğri ile karakterize edilir. Bu nedenle, verinin ortalaması, standart sapması ve varyansı, eğriyi doğru bir şekilde çizmek için yeterli olacaktır. Bu özellikler, bir popülasyonun normal dağılımı varsayımı altında, parametreler olarak adlandırılır. Parametrik analiz, verilerin normal olarak dağıldığı varsayımına dayanarak, temel popülasyon parametrelerinin tahmin edilmesine dayanır (Altman ve Variables, 1999). Eğer çalışma değişkenlerinin normal ve homoskedastik olduğu varsayılırsa, parametrik testlerin kullanılması uygun olur. Bu testlerin temeli verilerin olasılık dağılımlarına dayanır ve en yaygın olanı normal olasılık dağılımıdır. Varyans koşulları hem normalligi

hem de homojenliği sağladığında, parametrik olmayan testlere göre daha iyi bir güç verimliliği sağlayarak parametrik testlerin tercih edilmesi önerilir (Altman vd, 2009). Kullanılan önem testi, sorulan sorunun türüne ve çalışılan verinin normal dağılıma sahip olup olmadığına göre belirlenir. Verilerin dağılımının öğrenilmesiyle birlikte, sıfır hipotezinin parametrik veya parametrik olmayan yaklaşımlarla test edilmesi için bir karar verilebilir (Driscoll vd., 2000).

1.2.1. Parametrik Testlerin Tanımı

Parametrik istatistiksel model, bir dizi bilinmeyen sabit olan parametreler tarafından belirlenen ortak bir dağılımı olan gözlemlerden oluşan bir modeldir (Bendre, 2022). Bir $\theta \in \Theta$ parametre indeksleme (Ω, F) üzerindeki bazı sabit pozitif tam sayılar için θ biliniyorken $\Theta \subset R^d$ ve her bir P_θ için bilinen bir dizi olasılık kriteri kullanılır. Bu kriterlere göre parametrik bir aile olarak sınıflandırılır. Θ parametre alanı, bir grup şeyi tanımlamak için kullanılan bir terimdir ve d 'de bunun boyutuna atıfta bulunur. Bir parametrik model P verilerin belirli bir parametrik ailedeki dağılımına sahip olduğu varsayımını ifade eder. Bu parametrik aile, belirli bir parametre ile indekslenir ve her bir parametre için bir dizi olasılık kriteri kullanılır. Parametrik bir ailenin $\{P_\theta : \theta \in \Theta\}$ belirlenmesi sadece $\theta_1 \neq \theta_2$ ve $\theta_i \in \Theta$ 'nin $P_{\theta_1} \neq P_{\theta_2}$ parametrelerin değerleriyle ifade edilebilir, yani bir grup şeyi tanımlamak için kullanılan bir terim olan parametre alanı ile ilişkilidir (Shao, 2003).

Parametrik teoriye göre, $X = \theta + \sigma\xi$ parametre ele alınır. Burada, θ bilinmeyen bir parametre ve ξ ise standart normal dağılıma sahip bir tesadüfi değişkendir. θ 'nin güven aralığı, $1 - \alpha$ ($0 < \alpha < 1$) θ olasılığı kapsayan bir aralıktır. Güven aralığı aşağıdaki şekilde ifade edilir:

$$CI(X, \alpha) := [X - \alpha z_{\alpha/2}, X + \alpha z_{\alpha/2}] \quad (13)$$

Burada, $z_{\alpha/2}$ adı verilen bir değişkenin bir fonksiyonu olarak ifade edilir. Bu fonksiyon, bir güven aralığının oluşturulması için gereken kritik değerleri belirler $P(\xi > z_{\alpha/2}) = \alpha / 2$

İki kuyruklu hipotez testi, güven aralığı ile yakından ilişkilidir. Burada, bir $\theta \neq \theta_0$ alternatif hipotez ve α anlamlılık düzeyine sahip geçersiz hipotez test edilir. Amacımız $R(\theta_0, \alpha)$ ret bölgesini bulmaktır. Eğer gözlemler ret bölgesindeyse, yanlış hipotez reddedilir. Aksi takdirde, geçersiz hipotez kabul edilir ve reddedilme olasılığı minimum α olur. Yani, sıfır hipotezi doğruysa, ancak küçük bir olasılıkla $P(Y \in R(\theta_0, \alpha) \mid \theta = \theta_0) \leq \alpha$ reddedilebilir. Sonuç olarak, reddetme bölgesi:

$$R(\theta_0, \alpha) := \{X : X \notin [\theta_0 - \sigma_{\alpha/2}, \theta_0 + \sigma_{\alpha/2}]\} \quad (14)$$

Parametrik istatistikte yaygın bir yaklaşım, bir güven aralığı hesaplayarak bir testi dönüştürmektir (Efromovich, 2008).

1.3. Parametrik Olmayan Testler

Sıfır hipotez testi, veri dağılımını varsaymadan yürütülen bir test yöntemidir. Bu yöntemde, değerlerin kategorisi veya sıralaması gibi nitelikleri üzerine odaklanarak mutlak farkı ihmal edilir. Bu nedenle, nominal ve sıralı veriler ile normal dağılım göstermeyen nicel veriler parametrik olmayan analiz yöntemlerine tabi tutulurlar (Driscoll vd., 2000). Eğer karşılaştırılacak değişkenler belirli özellikleri taşımiyorsa, örneğin nominal veya sıralı verilerse, ya da normal dağılımı takip etmiyorsa, o zaman parametrik olmayan testler kullanılarak veriler için belirli bir olasılık dağılımını varsaymadan test yapılır (Altman, 2009). Parametrik olmayan modeller, herhangi bir belirli dağılım işlevine sahip olma varsayımı yapılmadan, bağımsız gözlemlerin eşit şekilde dağıldığı tek kriteri dikkate alır. Bu nedenle, dağılımdan bağımsız istatistikler olarak da bilinirler ve parametre içermezler. Parametrik olmayan modeller hem parametrik olmayan hem de yarı-parametrik modelleri kapsayan geniş bir terimdir (Bendre, 2022).

Parametrik olmayan testler, kesin özelliklerin varsayılmadığı istatistiksel testlerdir ve parametrik testler için gerekli olan koşulların sağlanmadığı durumlarda kullanılırlar. Verilerin bağımsız ve rastgele bir şekilde elde edilmesi ve nominal veya sıralı ölçekler kullanılması, genellikle parametrik olmayan testlerin uygulanması için yeterlidir (Karagöz, 2010). Parametrik olmayan yöntemler, geleneksel ve yaygın olarak kullanılan yöntemlerin ön koşullarının sağlanmadığı durumlarda analiz stratejileri sunan bir istatistik konusudur. Örneğin, bir t-testi yapmak için verilerin normal dağılıma sahip

bir popülasyondan gelmesi gereklidir. İki araç arasında bir hipotez testi yapmak için her grubun kendi normal popülasyonundan veriler içermesi gerekir. Aslında, hemen hemen her veri analizi süreci, uygulanmadan önce belirli bir dizi gereksinimi yerine getirmelidir (Gibbons, 1971).

Eğer nüfusun istatistiksel bir test için gerekli ön koşulları karşılamadığına inanıyorsanız veya biliyorsanız, parametrik olmayan istatistikler gibi istatistiksel yaklaşımlar uygulanabilir. Bu teknikler, verilerin temel dağılımı hakkında az veya hiç varsayım yapmadığından "dağıtımsız istatistikler" olarak da adlandırılır. Ancak bazı parametrik olmayan testler, popülasyon dağılımı hakkında varsayımlar gerektirebilir, ancak bu varsayımlar genellikle parametrik testler tarafından yapılanlardan daha az katıdır. Genel olarak, kullanılan her veri analizi yönteminin belirli ön koşullarının karşılanması gerektiği unutulmamalıdır (Boslaugh ve Watters, 2008).

1.3.1. Parametrik Olmayan Testlerin Tanımı

Parametrik olmayan testler, sonuç değişkeninin belirli bir dağılımı takip ettiği varsayımını yapmak yerine daha esnek bir yaklaşım sergilerler. Bu nedenle, çeşitli dağılım türleri ile kullanılabilirler. Parametrik olmayan yöntemler, sıralama değerlerini kullanarak, gerçek ölçümlerin yerine daha az kesin verileri kullanırlar (Whitley ve Ball, 2002). Parametrik testler, sadece sürekli veriler değil, aynı zamanda sıralı veriler de incelenebilir. Ancak sonuç değişkeninin normal olarak dağıldığı ve parametrik test için varsayımların sağlandığı durumlarda, parametrik olmayan prosedürler, benzer parametrik testlere kıyasla daha az istatistiksel güce sahiptir. Örneğin, popülasyon ortalamasındaki farkın değer aralığını göstermek için, parametrik testler örnek ortalama farkının yüzde 95 güven aralığını sunabilir. Ancak parametrik olmayan testler, ortalama, standart sapma veya güven aralıkları gibi parametrelerin tahminlerini vermezler; sadece bir p-değeri hesaplarlar. Bu nedenle, örnek boyutları sınırlı veya sonuç değişkeni dağılımı ciddi şekilde normal değilse, parametrik olmayan testler daha uygun olabilir (Cessie vd., 2020).

Parametrik olmayan testler, veri değişkenlerinin dağılımı hakkında herhangi bir varsayımda bulunmadığından, birkaç küçük gereksinim haricinde uygulanabilirler. Bu testler küçük örnekler için uygundur, çünkü verilerin dağılımı hakkında herhangi bir bilgi gerektirmezler. Diğer taraftan, parametrik testler tam olarak bilinen dağılımlara

dayandığı için daha büyük örneklere daha uygun olabilir. Ayrıca, parametrik olmayan testler sıklıkla farklı popülasyon hipotezlerini ele alırlar ve sıralı veya nominal verilerle de kullanılabilirler. Parametrik testlerde olduğu gibi, parametrik olmayan testler de hipotez testi için bir p-değeri hesaplarlar, ancak parametre tahminlerine ilişkin bilgi sağlamazlar (Marques, 2008).

Parametrik olmayan testler istatistiği hesaplamak için öncelikle sıralar belirlenmelidir. R_j ' nin i grubundan ($i = 1, 2; j = 1, \dots, n_i$) alınan j th gözleminin birleştirilmiş örnek sırası anlamına gelir. R_1 ve R_2 sırasıyla grup 1 ve grup 2' deki sıralamaların ortalaması anlamına gelir. Daha sonra, $WBFn_1$ ve n_2 'nin iki grubun ($N = n_1 + n_2$) örnek büyüklükleri olduğu şeklinde tanımlanır (Brunner ve Munzel, 2000).

Parametrik olmayan testlerin I. tip hata oranları, istatistiksel anlamlılık düzeyiyle aynı değildir. Bu testler, gruplar arasındaki değişkenlikteki farklılıkların sistemli bir şekilde değiştiği durumlarda anlamlılık düzeyini aşabilirler. Daha açıklayıcı olursak, bu parametrik olmayan testler sıralama yöntemleri F ve F_2 'nin dağılım fonksiyonları tarafından ifade edilen karşıt $F, * F_2$ hipotezini $F = F_2$ test eder. Yani, test istatistikleri sadece konumdaki farklılıklara değil, aynı zamanda dağılımların şeklindeki farklılıklara da duyarlıdır. Bu gerçek parametre dışı istatistik teorisinde iyi bilinmektedir ve birçok temel istatistik ders kitabında ele alınmaktadır (Hettmansperger ve McKean, 1978).

1.3.2. Parametrik Olmayan Testlerin Kullanıldığı Durumlar

Parametrik olmayan yaklaşımların temel faydası, verilerin arasındaki matematiksel ilişkilerin olmadığı zaman serisi değişkenlerini analiz etme açısından daha uygun olmalarıdır (Gao, 2007).

Parametrik olmayan testler, normal dağılımı sağlamayan veri kümeleri üzerinde uygulanır. Veri örneklerinin normal dağılıma sahip olup olmadığını belirlemek için normality testleri kullanılır. Bu testlerde boş ve alternatif hipotezler şu şekilde ifade edilir:

H_0 : Popülasyon örnekleme alındığında, elde edilen veriler normal dağılıma sahiptir.

H_a : Örneklenen veri setinin dağılımı normal değil (Girish vd., 2012).

1.3.3. Parametrik Olmayan Testlerin Faydaları ve Dezavantajları

Parametrik olmayan yöntemler, belirli parametrelerin var olmadığı anlamına gelmez; ancak bu parametrelerin miktarı ve doğası önceden belirlenemez. Bununla birlikte, parametrik olmayan yaklaşımlar, temel veri dağılımı hakkında az sayıda varsayım gerektirir ve bu nedenle parametrik yöntemlere kıyasla bir avantaj sağlar (Altman, 1991). Parametrik olmayan yöntemler, daha fazla uygulama alanına sahiptir ve daha sağlam sonuçlar verir. Ayrıca, parametrik olmayan istatistikler kullanımı kolay, sezgisel ve uyarlanabilir olmalarıyla da dikkat çekerler. Ancak, uygun bilgisayar yazılımının sınırlı olması bir dezavantajdır; yine de bu konuda sürekli gelişmeler yaşanmaktadır (Gimiz vd., 2011).

Parametrik ve parametrik olmayan prosedürlerin avantaj ve dezavantajları farklıdır ve hangi yöntemin en uygun olduğu, belirli koşullara bağlıdır. Parametrik yöntemler, belirli varsayımlar altında çalışırken, parametrik olmayan yöntemler bu varsayımlara ihtiyaç duymaz veya daha az bağımlıdır. Bu nedenle, parametrik yöntemlerin varsayımları doğru olmadığında, parametrik olmayan yöntemler tercih edilebilir (Kirkwood, 2010). Aykırı değerlerle başa çıkmak için parametrik yöntemlerin yetersiz kalabileceği durumlarda, parametrik olmayan yaklaşımlar faydalı olabilir. Bu yöntemler daha sezgiseldir ve en azından küçük örneklem büyüklükleri için manuel olarak uygulanabilirler (Neave, 1998).

Karşılaştırıldığında, parametrik olmayan yöntemler bazen güçsüz kalabilirler. Özellikle örneklem büyüklüğü sınırlıysa veya parametrik yöntem varsayımları sağlandıysa, bu sorunlu olabilir. Parametrik olmayan yöntemler hipotez testleri için daha uygundur ve tahmini etkilemekten ziyade hipotez testi sonuçlarını etkiler. Parametrik olmayan tahminler ve güven aralıkları sıklıkla elde edilebilir, ancak bunlar her zaman basit değildir (Siegel, 1988).

1.4. Parametrik ve Parametrik Olmayan Testlerin Karşılaştırılması

İstatistiksel süreçler, parametrik ve parametrik olmayan olarak iki kategoriye ayrılır. Parametrik testlerde, numunenin alındığı temel popülasyonun dağılımı varsayılır. Bu dağılımın kabaca düzenli olduğu varsayımı en yaygın olanıdır. Ancak, parametrik olmayan testlerde, temel popülasyonun dağılımının biçimi veya özellikleri

hakkında herhangi bir varsayımda bulunulmaz (Amandeep, 2015). Parametrik testlerin kullanımında, veri dağılımının belirli varsayımları olması gerekirken, parametrik olmayan yaklaşımlarda bu tür varsayımlar yapılmamaktadır. Parametrik olmayan yöntemler, bazen dağılımdan bağımsız veya sıralama yöntemleri olarak adlandırılır. Parametrik olmayan yaklaşımlar, veri dağılımı hakkında herhangi bir varsayımda bulunmadan popülasyon grupları arasındaki varyans eşitliği testlerini gerçekleştirebilirler. Parametrik olmayan yaklaşımlar veri dağılımı hakkında varsayım yapmasa da verilerin belirli bir dağılımı olabilir; ancak, bu genellikle önemsizdir (Sedgwick, 2014). Parametrik yöntemler kullanılırken, incelenen değişkenin popülasyonda düzenli olarak dağıldığı varsayılır ve bu nedenle yalnızca sürekli ölçekli verilerle çalışmak için uygundur. Ancak, varsayımlar doğrulanamadığında veya veri dağılımı belirsiz olduğunda, parametrik olmayan yaklaşımlar tercih edilmelidir. Parametrik olmayan yöntemler, veri dağılımı hakkında herhangi bir varsayımda bulunmaz ve bu nedenle her türlü veri türüyle kullanılabilirler (Sedgwick, 2010).

Popülasyonun dağılımsal normalliği varsayımı ne olursa olsun, parametrik olmayan yaklaşımlar her zaman kullanılabilir. Ancak, bu yaklaşımın sonuçları bazen yanıltıcı olabilir (Sedgwick, 2012). Eğer çalışılan değişken için popülasyonun dağılımsal normallik varsayımı karşılanıyorsa, parametrik yöntemler parametrik olmayan yaklaşımlardan daha güçlüdürler çünkü tedavi grupları arasındaki farkları tespit etmek için daha fazla istatistiksel güçleri vardır. Parametrik olmayan yaklaşımlar, temel olarak ikili anlamlılık testleri ile sonuçlanan testler oldukları için sınırlıdır. Parametrik yöntemlerden farklı olarak, genellikle popülasyon parametresi için örnek tahmini ve güven aralığına dayalı popülasyon hakkında ifadelerine izin vermezler. Ancak, parametrik yaklaşımların sınırları, popülasyonun normalliği varsayımının karşılanmadığı durumlarda ortaya çıkabilir, bu durumda parametrik olmayan yaklaşımlar daha güvenilir olabilirler (Sedgwick, 2013).

Parametrik testler, verilerin belirli bir normal dağılıma sahip olduğunu varsayar ve doğru sonuçlar elde etmek için bazı varsayımlar gerektirir. Ancak parametrik olmayan testler, dağılım varsayımlarını dikkate almazlar ve genellikle daha az güçlü sonuçlar verirler. Parametrik testlerin kullanımı için verilerin normal dağılım göstermesi gerektiği, yani veri noktalarının ortalamadan çarpık şekilde uzaklaşmaması gerektiği varsayılır. Parametrik olmayan yaklaşımlar, belirli bir dağılım varsayımına bağlı olmayan yaklaşımlardır ve örneğin, belirli bir dağılımdan türetilmediği varsayımı ile

çalışırlar. Bu nedenle, parametrik yaklaşımların tam tersidirler. Parametrik olmayan yaklaşımlar, tanımlayıcı istatistikler, istatistiksel modeller, çıkarımlar ve istatistiksel testler kullanır. Yani, parametrik olmayan testler, herhangi bir popülasyon dağılımına uygun olan örnekler üzerinde çalışan fonksiyonlardır (Bagdonavicius vd., 2011).

Bazı koşullar altında, parametrik yöntemlerin parametrik olmayan yöntemlere göre daha üstün olduğu savunulabilir. Bununla birlikte, bazen parametrik olmayan yöntemler, parametrik karşılaştırmaların önüne geçebilir. Küçük örneklem büyüklükleri durumunda parametrik olmayan yöntemler tercih edilirken, büyük örneklem büyüklükleri durumunda parametrik yöntemler tercih edilmelidir. Aykırı değerler içeren verilerle uğraşılırken, parametrik olmayan yaklaşımların da kullanılması tercih edilebilir (Warner, 2012).

1.5. Monte Carlo Simülasyonu

Monte Carlo çalışmaları, temel popülasyon dağılımının karakteristiklerini taklit eden rastgele örneklerin üretilmesi yoluyla istatistiksel test özelliklerinin değerlendirilmesine olanak tanıyan bilgisayar simülasyonlarıdır (Harwell,1990). Monte Carlo yöntemleri, belirli bir parametrenin veya özelliğin uzun vadeli ortalamasını tahmin etmek için bir olasılık dağılımından tekrar tekrar örnekleme yaparak kullanılır. Bu yöntemler bilgisayar programları kullanılarak gerçek dünya senaryolarını simüle eder ve gerçekliğin yapay temsilleriyle farklılık gösterir. Monte Carlo simülasyonları, bu yöntemleri birleştirerek, tekrarlanan örnekleme işlemiyle bir olasılık dağılımından örneklemeler yaparak tahminler elde etmek için kullanılır (Sawilowsky ve Fahoome, 2003).

Monte Carlo simülasyonlarının sonuçları, genellikle bir model üzerinde istatistiksel analiz yapmak için kullanılır. Her bir rastgele değişken için üretilen sayı kümesi, model formülü kullanılarak çıktı değişkeni için bir deneme değeri üretir. Tamamlanan denemelerin sonuçları saklanır ve daha sonra analiz edilir (Schuyler, 1996). Monte Carlo yöntemi, belirsiz durumların incelenmesi ve çeşitli senaryoların olasılıksal analizinin sunulması için kullanılan bir matematiksel araçtır. Temel varsayım, rastgele değişkenlerin kullanımudur. Monte Carlo analizinin temel prensibi basittir ve anlaşılır. Bu yöntem, matematik, mühendislik, finans ve diğer birçok alanda daha yaygın bir şekilde kullanılmaktadır (Raychaudhuri, 2008).

Monte Carlo yöntemleri, rastgele sayılar ve olasılık istatistikleri kullanarak çeşitli alanlardaki problemleri inceleyen bir dizi stokastik prosedürdür. Bu yöntemler, ekonomi, fizik, kimya, biyofizik, nükleer fizik, trafik akışı ve diğerleri dahil olmak üzere geniş bir yelpazede kullanılır. Herhangi bir problemin "Monte Carlo" yöntemi olarak adlandırılabilmesi için, rastgele sayılar kullanarak incelenmesi yeterlidir (Hayse, 2000).

Monte Carlo yöntemi, bir modelin farklı senaryolarda davranışını incelemek için kullanılabilir. Bu yöntem, bir modelin çeşitli parametreleri veya girdileri için olası sonuçları tahmin etmek ve hangi girdilerin sonuçlar üzerinde en büyük etkiye sahip olduğunu belirlemek için kullanılabilir (Merriam , 1994). Monte Carlo simülasyonları, araştırmaların veya testlerin tasarımını optimize etmek için kullanılabilir. Bu yöntem, model seçimini ve farklı örnekleme koşulları altında gözlemlenebilecek etkileri incelemek için kullanılabilir. Örneğin, simüle edilmiş veri setleri kullanılarak bir etkinin keşfedilme sıklığı, etki büyüklüğü (küçük, orta ve büyük etkiler gibi), örnekleme çabası (n) veya örnekleme tekniği gibi faktörlere bağlı olarak analiz edilebilir. Simüle edilmiş verilerin arkasındaki konsept oldukça basittir. Bilinen parametreler ve dağılımlar kullanılarak, Monte Carlo simülasyonları rastgele değişkenlerin bir koleksiyonunu oluşturur. Model ve parametreler belirlendiğinde, "simüle edilmiş" veriler üretilir (Fan vd., 2002).

Bazı hipotez testleri için, tam veya sınırlı dağılımların elde edilmesi zor olabilir, bu nedenle Monte Carlo yaklaşımları kullanılabilir. Ancak, yarı-parametrik veya parametrik olmayan durumlarda, sıfır hipotezi altında referans verilerinin simüle edilmesi zor olabilir çünkü model, sıfır hipotezi altında bile sonlu sayıda bilinmeyen parametreye kadar kesin bir şekilde tanımlanamaz. Bu, Monte Carlo simülasyonlarının uygulanmasını zorlaştıran temel bir sorundur (Barnard, 1963).

Monte Carlo simülasyonu, aşağıdakiler de dahil olmak üzere çeşitli bağlamlarda kullanılabilir:

- Matematiksel teoremin yetersiz olduğu durumlarda istatistiksel tahminler yapmak için,
- Çok sayıda olası senaryoda sıfır hipotezini test etmek için,
- Parametrik sonuçların sağlamlığını değerlendirmek için karşıt hipotezlerin mevcut olduğu durumlarda,
- Tahmin yöntemlerinin etkililiğini değerlendirmek için,
- Birden fazla tahmincinin performansını karşılaştırmak için (Mooney, 1997).

1.6. Normal Dağılım ve Uygulama Dağılımları

Popülasyonları tanımlamak için normal bir dağılım kullanmak zor olabilen bir süreci oldukça basitleştirir. Normal dağılım için tek gereken şey ortalama ve standart sapmanın tahmin edilmesidir. Normal dağılımın iki temel özelliği vardır: tek tepe noktasına sahip olması ve simetrik olması.

Fleishman (1978) tarafından geliştirilen güç teknikleri, normal dağılımların yaratılması konusunda daha hızlı, basit ve geniş kapsamlı bir yöntemdir. Bu teknik, dağılım oluşturma amacıyla bir güç fonksiyonu kullanır. Araştırmacılara, çeşitli dağılımların oluşturulması ve simülasyonu konusunda yardımcı olan bu güç fonksiyonu, birçok farklı dağılımın oluşturulmasına olanak tanır. Formülü şöyledir:

$$Y = a + bZ + cZ^2 + dZ^3 \quad (15)$$

Fleishman (1978), bir güç fonksiyonu kullanarak çeşitli dağılımlar oluşturmayı mümkün kılan, sabit bağımlı bir dağılım olan Y ve düzenli dağılımlı rastgele bir değişken olan Z kullanarak bir dağıtım üretim yöntemi geliştirdi. Z , ortalama 0 ve standart sapması 1 olan bir rastgele değişkendir ve formülde a, b, c ve d olarak tanımlanan katsayılarla çarpılabilir. Formüldeki sabit A , $a = -c$ şeklinde tanımlanır ve Fleishman'ın yöntemi sayısal olarak farklı dağılımlar oluşturmaya olanak tanır (Fan vd., 2002).

Normal olmayan verileri oluşturmak için Fleishman (1978) yöntemi, bir polinom dönüşümü kullanarak gerçekleştirilir. Standart bir rastgele normal değişkenin, karesi ve küpü ile doğrusal bir kombinasyonu alınır. Aşağıdaki formül, tek değişkenli durumda dönüşümü özetler:

$$X = a + bZ + (-a)Z^2 + dZ^3 \quad (16)$$

Burada $Z \sim N(0,1)$ olarak belirlenir. a, b ve d katsayıları, Fleishman Denklemleri (5), (11), (17) ve (18) kullanılarak belirlenir ve bu denklemler, üçüncü ve dördüncü momentlerin belirtilen değerleri için eşzamanlı olarak çözülür. Tq ve $Y2$, birinci ve ikinci momentler olup, isteğe bağlı olarak sıfır ve bir olarak ayarlanır. Bu denklemler çözülürken, a, b ve d değerleri, sıfır ortalamalı, birim varyanslı ve istenen $Y1$ ve $1/2$ değerlerine sahip X 'i üretmek için 3'te değiştirilir (Fleishman, 1978).

F-testi, iki veri setinin varyanslarını karşılaştırmak için kullanılırken, t-testi ise ortalamalar arasındaki farklılıkları değerlendirmek için kullanılır ve popülasyonun normal bir dağılıma sahip olduğu varsayılır. Testlerin gücü ve I. tip hataları, hipotez testlerinin doğruluğunu değerlendirmek için önemlidir. I. tip hata, doğru hipotez reddedildiğinde ortaya çıkan hata türüdür (Hinkle, 1994).

1.6.1. Normal Dağılım

Dünya üzerindeki birçok öge düzenli olarak dağılmaz, ancak veri bilimcileri ve bilgisayar bilimcileri onları bu şekilde modelleyerek analiz ederler. Bu nedenle, yalnızca ortalamayı ve varyansı bildiğimiz durumlarda normal dağılımı kullanırız. Aslında, belirli bir beklenen değer ve varyans ile eşleşen rastgele bir değişken için en konservatif modelleme seçimidir (Morris ve Handcock, 2006)

Normal dağılımların istatistikte öne çıkmasının nedenleri çeşitlidir ve aşağıda belirtilen özelliklerinden bazıları sonuçlarını açıklar:

- Birden fazla değişkenin dağılımını modellemek için doğal bir uzantısıdır ve birçok gerçek dünya veri problemde kullanılabilir.
- Bazı deneylerde elde edilen veriler normal dağılım göstermeyebilir ancak merkezi limit teoremi sayesinde, büyük örneklem sayıları için örnek ortalama vektörü dağılımı normal dağılıma yaklaşır. Bu sebeple büyük örneklem sayıları için normal dağılım, aynı ortalama vektörünün dağılımını modellemek için kullanılabilir.
- Normal dağılımın yoğunluk fonksiyonu, rastgele değişkenin ortalama vektörü ve kovaryans matrisi tarafından tamamen belirlenir ve benzersizdir.
- Korelasyon katsayıları sıfır olduğunda, normal değişkenin bileşenleri arasında bir bağlantı olmadığı anlaşılır; yani, bu bileşenler birbirinden bağımsızdır (Freedman, 2009).

19. yüzyılın ortalarında başlayan iki değişkenli normal dağılım çalışmaları, Galton'un (1888) genetikte korelasyon analizinin kullanımlarını araştırdıktan sonra hızla ilerlemiştir (Pearson, 1920). Matematiksel istatistikte, dağılımların özellikleri ve nitelikleri hakkındaki açıklamalar oldukça önemlidir (Kagan vd., 1973). Normal dağılımın özel dönüşümlerini içeren rastgele değişkenler için birçok ilginç sonuç vardır.

Eğer bir olasılık yoğunluk fonksiyonu, belirli bir ortalama μ ve standart sapma σ ile normal dağılımı ifade ediyorsa, o zaman söz konusu rastgele değişken normal olarak dağılır.

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \text{ for } -\infty < x < \infty \quad (17)$$

Sadece reel sayılar için standart normal dağılımı olan bir değişkenden bahsediyoruz. İstatistiksel analizlerde en sık kullanılan dağılım yaklaşımı, "bell curve" olarak da bilinen bu olasılık yoğunluk fonksiyonunun grafiğidir (Nevzorov ve Balakrishnan, 2003).

Normal dağılım, iki parametre olan ortalama μ ve standart sapma σ ile tanımlanır, bu da sonsuz sayıda dağılım seçeneği sağlar. Ancak, tüm bu dağılımlar birbirleriyle ilişkilidir. Yani, bir rastgele değişken ortalama μ ve standart sapma σ ile normal olarak dağılıyorsa, Z olarak tanımlanabilen başka bir rastgele değişken vardır.

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \quad (18)$$

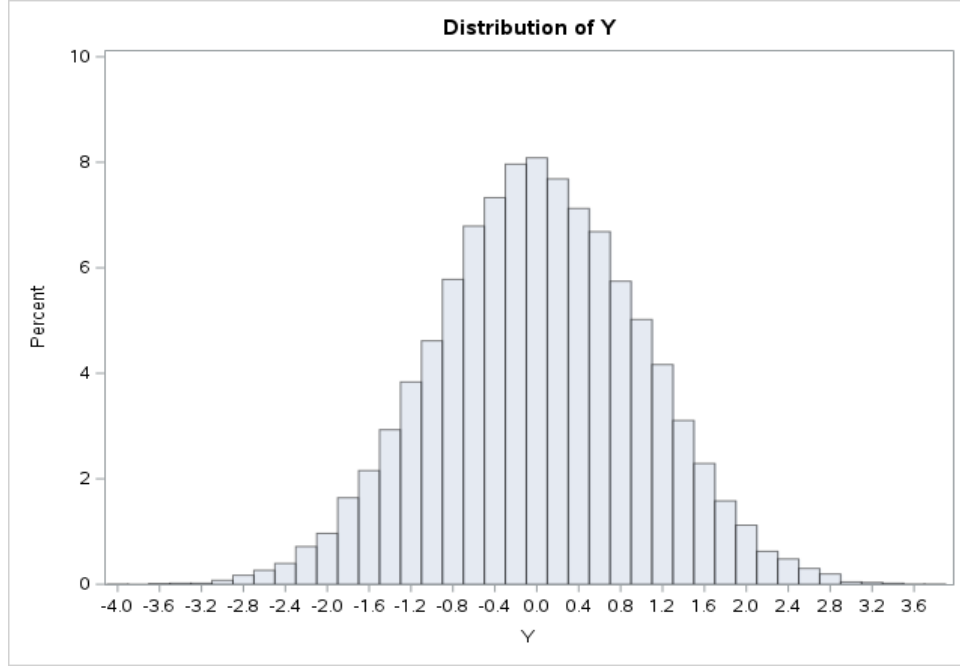
Normal dağılım, iki parametre olan ortalama μ ve standart sapma σ tarafından belirlenir ve sonsuz sayıda dağılım vardır, ancak bunlar birbirleriyle ilişkilidir. Bu nedenle, rastgele bir değişken normal olarak dağıtılırsa, daha sonra ortalama 0 ve standart sapma 1 ile standart normal dağılım haline dönüştürülebilir. Bu standart normal dağılımda, Z pozitif olduğunda X 'in değeri ortalamanın üzerindedir, Z negatif olduğunda X 'in değeri ortalamanın altındadır ve Z sıfır olduğunda X 'in değeri ortalama değerine eşittir (Morris ve Handcock, 2006).

1.6.2. Uygulamada Kullanılan Dağılımlar

Algina, Olejnik ve Ocanto, normal dağılımdan yola çıkarak Fleishman'ın güç fonksiyonunu kullanarak türetilmiş 3 farklı popülasyon dağılımını incelemişler ve bu popülasyonların genel özellikleri şu şekildedir:

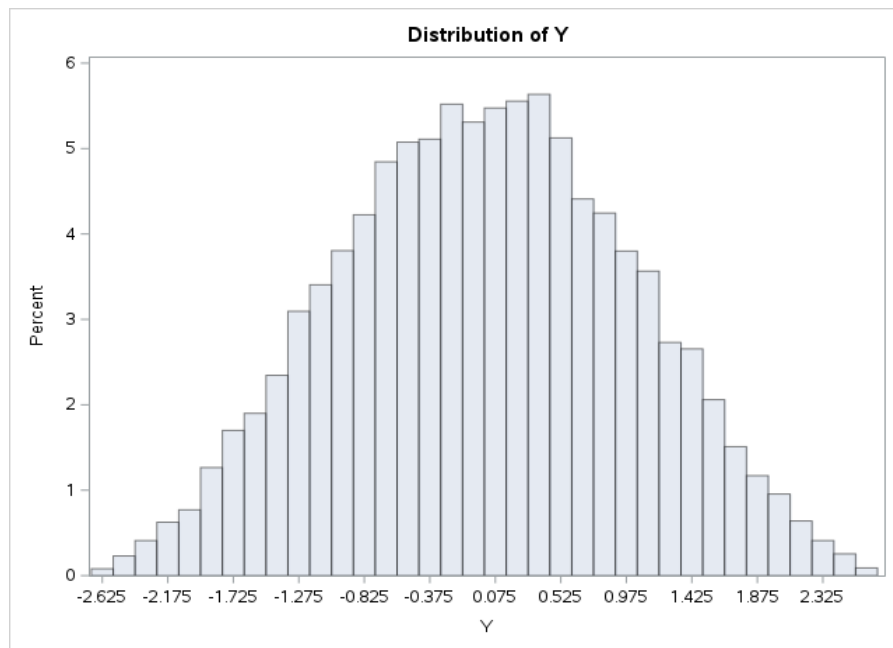
Normal Dağılım: Çalışmanın ana dağılımı normal dağılımdır, çünkü diğer popülasyon dağılımları normal dağılımdan türetilmiş farklı çarpıklık $\gamma_1 = 0$ ve basıklık $\gamma_2 = 0$ değerlerine sahiptir. Normal dağılımın özellikleri arasında çarpıklık katsayısı ve

basıklık katsayısı bulunmaktadır. Şekil 1'de, normal dağılım için oluşturulan histogram görülebilir.



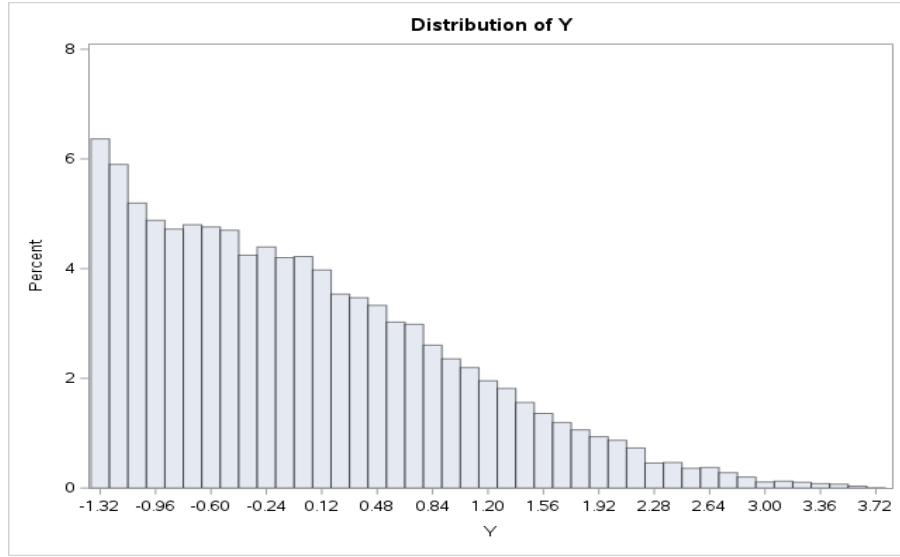
Şekil 1: Normal dağılımın histogramı

Platykurtic dağılım: Algina, Olejnik ve Ocanto, dağılımlarının çarpıklık katsayısı $\gamma_1 = 0$ olduğu için simetrik ve negatif basıklık katsayısı $\gamma_2 = -0,5$ olduğu için platykurtic olarak adlandırıldı. Şekil 2'deki histogram, platykurtic dağılımın bir örneğini göstermektedir.



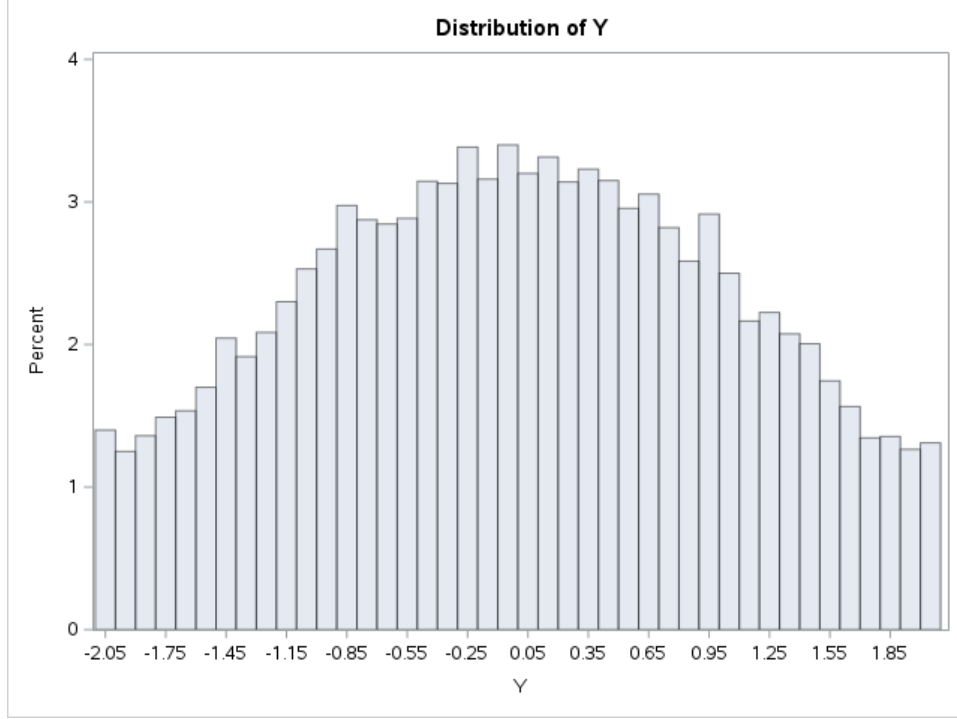
Şekil 2: Platykurtic dağılımın histogramı

Skewed dağılım: Bu dağılımın çarpıklık katsayısı $\gamma_1 = 0,75$ ve basıklık katsayısı $\gamma_2 = 0$ 'dır. Pozitif çarpıklık katsayısı nedeniyle dağılımın sağa çarpık olduğu ve basıklık katsayısının 0 olduğu görülmüştür. Şekil 3, Skewed dağılımının pozitif çarpık histogramını göstermektedir.



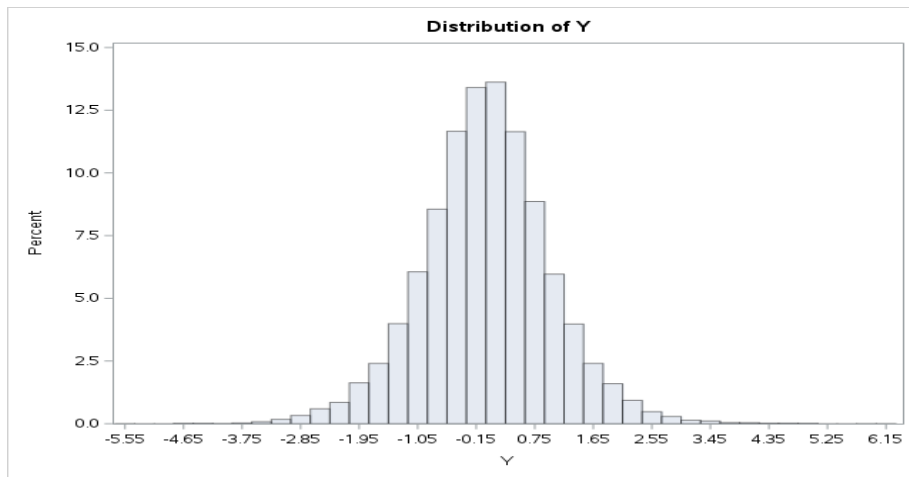
Şekil 3: Skewed dağılımın histogramı

Uniform-Like dağılım: Bu özel dağılımın çarpıklık katsayısı $\gamma_1 = 0$ olduğundan dağılım simetrik kabul edilirken, basıklık katsayısı $\gamma_2 = -1,20$ negatif yani Uniform-like olarak adlandırılır. Şekil 4, Uniform-Like dağılımının histogramını göstermektedir.



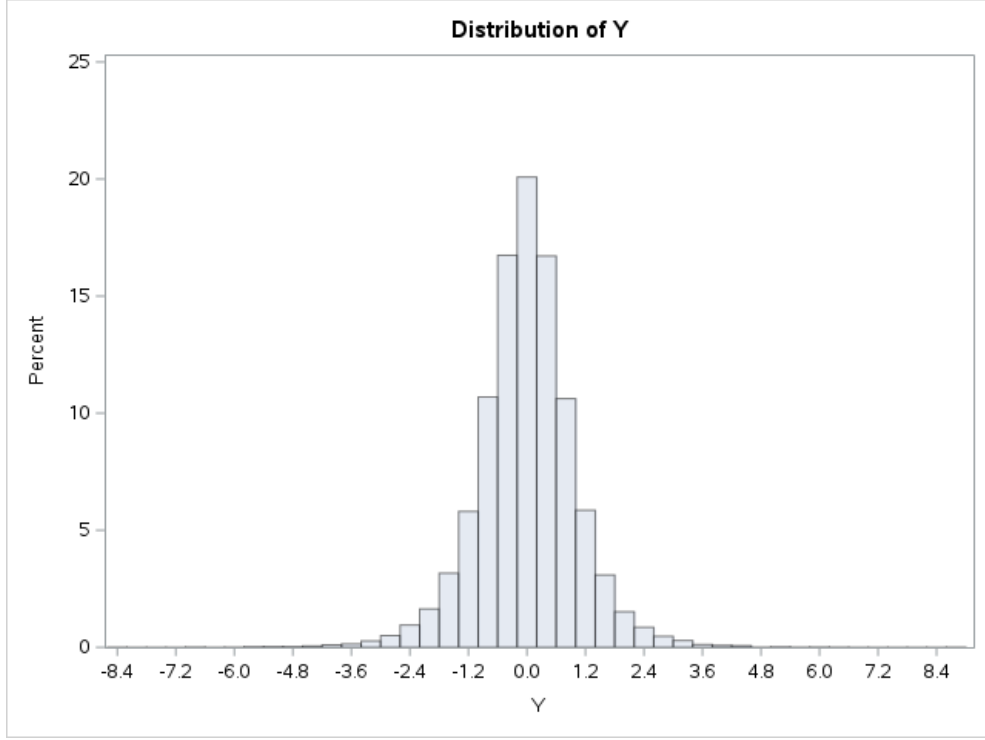
Şekil 4: Uniform-like dağılımın histogramı

Logistic-Like: Algina, Olejnik ve Ocanto, $\gamma_1 = 0$ simetrik çarpıklık katsayısı ve pozitif basıklık katsayısı $\gamma_2 = 1,30$ gösteren dağılımları tanımlamak için Logistic-Like dağılımlar terimini kullanmışlardır. Logistic-like bir dağılım, Şekil 5'teki histogram şekliyle gösterilmektedir.



Şekil 5: Logistic-like dağılımın histogramı

Double Exponential-Like: Algina, Olejnik ve Ocanto, $\gamma_1 = 0$ ve $\gamma_2 = 3,00$ olan basıklık katsayısı yüksek Double exponential-like dağılımını tanımlamışlardır. Basıklık katsayısının pozitif olması dağılımın Double Exponential-Like olduğunu, çarpıklık katsayısının 0 olması ise simetrik olduğunu belirtmiştir. Şekil 6, Double exponential-like dağılımının görsel bir temsilini histogram yoluyla gösterilmektedir.



Şekil 6: Double exponential-like dağılımın histogramı

1.7. Literatür İncelemesi

Yapılan bu literatür taraması sonucunda elde edilen bulgular, parametrik ve parametrik olmayan testler arasında istatistiksel güç ve I. tip hata oranları açısından karşılaştırma yapmaktadır. Bu çalışmada, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri yer almaktadır. Hacimler, standart sapma oranları ve elde edilen sonuçlar, kronolojik sıraya göre aşağıda sıralanmıştır.

Tsai vd. (1975), çalışmalarında ölçek parametrelerinin eşitliğinin test edilmesi için çeşitli parametrik olmayan ve parametrik istatistikler karşılaştırmışlar. Pozitif eksenle sınırlı kitlelere sahip olduğunda, sıralama karelerinin toplamı testinin c-örneği ve Kruskal-Wallis testi çok sağlam ve güçlü bulunmuştur. Popülasyonlar simetrik olduğunda, Mood ve Ansari-Bradley testlerinin c-örnekleri küçük örnekler için sağlam

ve Box'ın testinden daha güçlü olduğu bulunmuştur. Küçük örnekler için ölçeklerin eşitliğini test etmek için parametrik olmayan istatistiklerin kesin olasılık tabloları ve karşılık gelen eleştirici değerleri verilmiştir.

McSweeney ve Marascuilo (1977), yılında yaptıkları bir çalışmada Mann-Whitney testi için (1, 1)'den (1, 1)'e kadar olan kritik değerler eşit ve eşit olmayan örnek grupları (10, 10) dikkate alınarak hesaplanmıştır. Aynı araştırmacılar Kolmogorov-Smirnov iki örnek testi için hem eşit hem de eşit olmayan örnek grupları için (3, 3) ile (25, 25) arasında değişen kritik değer tabloları yayınlamışlardır.

Wike ve Church (1979), araştırmalarında Friedman ve Doksum gibi iki genel test ile McDonald Thompson, Nemenyi, Wilcoxon, RhyneSteel ve işaret testi gibi beş parametrik olmayan çoklu karşılaştırma testi üzerine bir Monte Carlo çalışması yapmışlardır. Bu testlerin I. tip hata oranlarını belirlemek için $k = 3, 5$ ve 7 işlem ve $n = 8, 11$ ve 15 blok ile yol düzeni belirlemişlerdir. Yapılan çalışmada, Friedman testinin genel bir test olarak Doksum testinden üstün olduğu, Wilcoxon işaretli sıralar testinin ise önemli bir Friedman testi ile korunduğunda, ikili çoklu karşılaştırma prosedüründe en iyi sonucu verdiği ortaya çıkmıştır. İkinci bir Monte Carlo çalışmasında ise, değiştirilmiş bir işaret testi olan azaltılmış işaret testinin, korumalı bir test olarak Wilcoxon testinden daha iyi sonuçlar verdiği tespit edilmiştir.

Rasmussen (1983), bu çalışmada U-testi ve t-testi üzerinde çarpıklığın etkisini ve çarpıklığın azaltılmasının etkisini Monte Carlo simülasyonları kullanarak araştırmıştır. Örneklem büyüklükleri (3, 9), (6, 6), (9, 27), (18, 18), (27, 81) ve (54, 54) aralığında değişmektedir. Bu çalışmada, U-testi ve t-testinin anormal veriler üzerindeki gücü, veriler simetriye dönüştürüldüğünde elde edilen güçlerle karşılaştırılmıştır. Uygun bir örneklem büyüklüğü kullanıldığında, sonuçlar U-testinin daha güçlü olduğunu göstermiştir.

Higgins ve Blair (1985) yaptıkları çalışmada, Wilcoxon işaretli sıra testinin gücü, farklı popülasyon dağılımları arasında (normal, lognormal, karışık normal, üstel, karışık üstel, tek tip, çift üstel, kesik normal, ki-kare ve cauchy) karşılaştırılmıştır. Ayrıca aynı araştırmacılar, bilinen popülasyon dağılımları altında I. ve II. tip hata oranlarını da incelemişlerdir.

Baroudi ve Orlikowski (1986), "The role of statistical power in MIS research" başlıklı çalışmasında, bir araştırmacının başarısında en önemli faktörlerden birinin

istatistiksel güce dikkat etmek olduğunu ifade etmiştir. Bu makale, yönetim bilgi sistemleri araştırmacılarının çıkarımsal istatistiksel analizlerin tasarlanması, yürütülmesi ve yorumlanması konusunda yardımcı olmayı amaçlamıştır.

Algina ve Olejnik (1987) çalışmalarında, O'Brien testi, Brown Forsythe testi, Figner-Killen testi ve hem normal hem de normal olmayan dağılımlarda Fleishman'ın güç fonksiyonunu kullanan iki Tiku testi için I. tip hata oranlarını ve gücü hesaplamışlardır.

Worthington ve Neave (1988), yaptıkları çalışmada Mann-Whitney testi için tüm eşit ve eşit olmayan örneklem büyüklüğü kombinasyonları için (25, 25)'e kadar olan kritik değerleri hesaplamışlar ve bir tabloda sunmuşlardır.

Rasmussen (1989), çalışmasında uygun bir veri dönüşümünün önceden bilindiği durumlarda, analizlerin varyansını artırırken uygun bir I. tip hata oranı korunarak gücün önemli ölçüde artabileceğini söylemiştir. Ancak, örneklem özelliklerine dayalı olarak seçilen veri dönüşümünün doğru I. tip hata oranlarını sağlayıp artan güç elde edemeyeceği bilinmemektedir. Monte Carlo çalışması, doğru veri dönüşüm değerlerinin dört gruba kadar küçük örneklemle seçilebileceğini, doğru yaklaşımların nominal anlamlılık düzeylerini şişirmediğini ve örneklem temelli dönüşümlerle gücün artırılabilirliğini göstermiştir.

Daniel (1990), tarafından yapılan bir araştırmada Mann-Whitney testi için değişen eşit ve eşit olmayan örneklem büyüklükleri için (2, 2) ile (20, 20) arasında kritik değer tabloları oluşturmuştur.

Harwell vd. (1992), ANOVA modellerinde F testinin sağlamlığına ilişkin Monte Carlo çalışmalarını meta-analitik yöntemlerle birleştirerek, bir ve iki faktörlü sabit etkiler ANOVA modellerinde F testinin gücüne ilişkin bir çalışma gerçekleştirmişlerdir. Ayrıca Welch ve Kruskal-Wallis testleri için de Monte Carlo sonuçlarını analiz etmişlerdir. Yapılan çalışmalar sonucunda F testinin, belirli varsayımlar ihlal edilmediği takdirde, I. tip hata oranının sağlamlığı için güçlü destek sağladığı ortaya çıkmıştır. F testi ayrıca mükemmel güç özellikleri göstermiştir. Ancak, eşit örnek boyutlarına sahip veri kümelerinde bile F testinin I. tip hata oranının eşit olmayan varyanslara duyarlı olduğu görülmüştür. Welch testi ise, popülasyon dağılımı normal olduğunda eşit olmayan varyanslara karşı duyarsızdır, ancak normal olmayan dağılımlarda hata oranını şişirme ve gücünü düşürme eğilimindedir. Araştırmacılar, testler için varsayım

ihlallerinin etkilerini özetlemek için meta-analitik ve kesin istatistiksel teori sonuçlarını kullanmışlardır.

Conover (1999), Mann-Whitney testi için (2, 2) ile (20, 20) arasında eşit ve eşit olmayan numune büyüklükleri için kritik değer tabloları hazırlamıştır.

MacDonald (1999), çalışmasında farklı örneklem büyüklüklerine sahip 4 popülasyon dağılımı altında, Student t testi ve Wilcoxon testi kullanmanın göreceli faydalarını değerlendirmek için Monte Carlo yöntemlerini kullanmıştır. Sonuçlar, normal dağılımlı popülasyonlar için sıfır hipotezi doğru olduğunda hem Student t testi hem de Wilcoxon testinin nominal düzeyde I. tip hata oranını koruduğunu göstermiş, ancak non-normal dağılımlar için sadece Wilcoxon testinin I. tip hata oranını nominal düzeyde koruduğunu ortaya koymuştur. Popülasyonlar normal dağılmadığında ve sıfır hipotezi yanlış olduğunda, Wilcoxon testinin (a) tutarlı bir avantajı olduğu, (b) daha az I. tip hata yaptığı ve (c) yanlış yönde reddetme oranının oransal olarak daha az olduğu görülmüştür. Örneklem büyüklükleri eşit olmadığında, bu avantajlar daha da belirgin hale gelmiştir.

Zimmerman (1999), yaptığı çalışmada, tedavi gruplarının varyanslarının eşit olmadığı durumlarda ve örneklem sayıları eşit olduğunda, Student t testinin anlamlılık düzeyini Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerine göre daha tutarlı bir şekilde koruduğunu belirtmiştir. Ayrıca, popülasyon standart sapmalarının oranının artmasıyla birlikte, parametrik olmayan testlerde I. tip hata olasılığının sistemli bir şekilde nominal anlamlılık düzeyinin üzerine çıktığını, ancak t testinin oldukça sabit kaldığını göstermiştir.

Baspınar ve Gürbüz (2000), çalışmalarında eşit ve eşit olmayan varyanslara sahip popülasyonlardan alınan ve farklı oranlarda kesilmiş örneklerin karşılaştırılması için Trimmed-t Test'in etkinliğini incelemiştir. 10.000 simülasyon testinin sonuçları, örneklerin boyutları eşit olduğunda ve popülasyon varyansının bilinmediği ve/veya homojen olmadığı durumlarda Trimmed-t Test'in güvenle kullanılabileceğini göstermiştir.

Mizushima (2000), çalışmasında ölçek parametrelerinin eşitliğini test etmek için çekirdek yoğunluk tahminine dayalı test istatistikleri önermiştir. İstatistikler, asymptotik göreceli etkinlik açısından diğer istatistiklerle karşılaştırılmıştır. Normal dağılım ve Cauchy dağılımı için, istatistikler Mood testi ve Ansari-Bradley testinin c-örnek

analoglarından daha etkili olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca, simülasyonlarla I. tip hata ve güç karşılaştırması yapılmıştır.

Sheskin (2000), iki örneklem testleri için farklı kritik değer tabloları sağlamıştır. Mann-Whitney testi, (2,2) ile (20,20) arasındaki tüm eşit ve eşit olmayan örneklem gruplarını kapsarken, Kolmogorov-Smirnov iki örneklem testi (3,3) ile (25,25) arasındaki eşit ve eşit olmayan örneklem büyüklükleri için kritik değerler sağlamıştır.

Mendes ve Pala (2003), çalışmalarında Shapiro-Wilks, Lilliefors ve Kolmogorov-Smirnov testleri normal dağılımdan sapmaları tespit etmek için kullanılmış ve testlerin I. tip hata ve güçleri karşılaştırmışlardır. Farklı örneklem büyüklükleri ve dağılımlar için 100.000 farklı durumda simülasyon çalışması yapılmışlar. Tüm örneklem büyüklükleri ve dağılımlar için, Shapiro-Wilks testi en yüksek güce sahip test olarak bulunmuştur ve Lilliefors testi onu takip etmiştir. Kolmogorov-Smirnov testi ise en düşük güce sahip test olarak bulunmuştur. Tüm üç test, verilerin üstel dağılıma sahip olduğu durumlarda en yüksek güce sahip olmuştur.

Depuy ve Pappas (2004), çalışmalarında normal dağılım varsayımına dayalı olan t-testi gibi yaygın kullanılan istatistiksel yöntemlerin, normal dağılıma ihtiyaç duymayan ancak eşit varyans varsayımı gibi diğer varsayımlara ihtiyaç duyan parametrik olmayan yöntemlerle eşdeğer prosedürlerinin sağladığı genel bir bakış sunmuştur. Ayrıca her bir test için hangi varsayımlar gerektiği, SAS programı ile nasıl uygulanacağı ve her iki varsayımın da ihlal edildiği durumlar için yönergeler de sunulmaktadır.

Zimmerman (2004), araştırmasında heterojen varyansların t testinin yanı sıra Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinin de normal dağılmayan birçok dağılım türü, özellikle çarpık dağılımlar için eşit örneklem büyüklükleri durumunda Tip I hata olasılıklarını nasıl önemli ölçüde yükselttiğini göstermiştir. Parametrik olmayan yer testleri, konum dışı dağılım şekillerindeki farklılıklara duyarlı olabilirken, Wilcoxon ve Mann-Whitney testleri ve sıralama dönüşüm testleri, sıralama ortalamalarındaki çarpıklık ve sahte farklılıkların temel etkiler olduğu sonucuna varmıştır.

Shieh vd. (2006), makalesinde Wilcoxon ve Mann Whitney testlerinin gücü ve örneklem büyüklüğü hesaplamaları ele alınmıştır. Bu makalede, tek tip, normal, çift üstel ve üstel kaydırma modellerinin tümüne tam bir varyans büyük örnek tekniği kullanılarak açık formüller verilmiştir. Monte Carlo simülasyonları kullanılarak önerilen

formülün doğruluğu ve diğer yöntemlerin sınırları karşılaştırılmıştır. Bulgular, önerilen formülün istisnai doğruluğunu ve diğer yaklaşımların temel sınırlarını göstermektedir.

Koşkan ve Gürbüz (2008), çalışmalarında t testi ile yeniden örnekleme yöntemi I. tip hata ve testin gücü bakımından karşılaştırmışlardır. Farklı dağılımlara sahip 2 grup seçilmiş ve gruplardaki örnekler eşit veya farklı olacak şekilde alınmıştır. 10.000 simülasyon sonucunda, yeniden örnekleme yöntemi küçük örnek genişliklerinde ve varyanslar heterojen iken diğer testlerden daha iyi sonuçlar vermiştir. Yeniden örnekleme sayısı 100.000 olarak belirlenmiştir.

Nachar (2008), Mann Whitney U testinin güçlü ve zayıf yönlerini incelemiştir. Araştırmasında, Mann-Whitney U testinin önemli bir kısıtlamasının, değişen varyans durumlarında I. tip hatasının (alfa, α) büyümesi olduğunu belirtmiştir.

Koşkan ve Gürbüz (2009), çalışmalarında F testi ve yeniden örnekleme yöntemi, 3 farklı gruplu denemelerdeki örneklerin varyans oranlarına ve örneklem büyüklüklerine göre I. tip hata ve testin gücü bakımından simülasyon yöntemi kullanılarak karşılaştırmışlardır. Yeniden örnekleme yöntemi, küçük örnek genişliklerinde ve varyanslar heterojen iken F testinden daha iyi sonuçlar verdiği sonucuna varmışlardır.

Sandvik ve Fagerland (2009), tarafından yapılan bir çalışmada, dört farklı örneklem büyüklüğü ($n_1 = n_2 = 10, 25, 50, 100$) ve çeşitli çarpıklık ve basıklık değerlerine sahip dört gama ve lognormal dağılım kullanılarak düzenli ve düzensiz veri setleri ($n_1 = 10$ ve $n_2 = 25$, $n_1 = 25$ ve $n_2 = 10$, $n_1 = 25$ ve $n_2 = 100$, $n_1 = 100$ ve $n_2 = 25$) Welch U testi, Yuen-Welch testi, Wilcoxon-Mann-Whitney testi ve Brunner-Munzel testi gibi iki örneklem T testinin I. tip hata oranları ve güçleri Monte Carlo simülasyonları ile değerlendirilmiştir. Bulgular, iki örneklem T testi ve Welch U testinin diğer tüm testlerden daha yüksek güce sahip olduğunu göstermiştir.

Divine vd. (2010), Zhao ve diğerleri tarafından yapılan bir simülasyon çalışmasını genişletmiş ve 1:1 ve 1:2 ayırma oranları için Zhao-Rahardja-Qu formülünün Kolassa yaklaşımı kullanılarak elde edilen sonuçlara benzer doğru tahminler sağlayabildiğini göstermiştir. O'Brien Castelloe yaklaşımı, SAS 9.2 proc power kullanılarak elde edilmiştir. Ancak, son iki yöntem 1:4 veya 1:19 oranı için daha kesin sonuçlar vermiştir.

Gorbunova ve Lemeshko (2011), çalışmalarında varyans homojenliği testlerinin (Fisher, Bartlett, Cochran, Hartley, Neyman-Pearson, Levene, modifiye Levene, Z-varyans, Overall-Woodward modifiye Z-varyans, O'Brien testleri) ve parametrik olmayan testlerin (Ansari-Bradley, Mood, Siegel-Tukey, Capon ve Klotz testleri) incelendiği bir çalışma yapmışlar. Özellikle normal dağılım varsayımının ihlal edildiği durumlarda klasik test istatistiklerinin dağılımları incelenmiştir. Klasik testlerin gücü, parametrik olmayan testlerin gücü ile karşılaştırmalı olarak analiz edilmiştir. Ayrıca, normal olmayan dağılımlar için Cochran testi yüzdelik nokta tabloları oluşturulmuş ve testlerin doğru bir şekilde uygulanmasına olanak sağlayan yazılım geliştirilmiştir.

Senger (2011), çalışmasında Mann-Whitney, Kolmogorov-Smirnov ve Wald-Wolfowitz testlerinin bağımsız iki örnekten elde edilen verileri test etmek için kullanılması durumunda, farklı şartlar altında istatistiksel güçlerini ve I. tip hata oranlarını karşılaştırmayı amaçlamıştır. Testlerin farklı durumlardaki güçleri ve I. tip hata oranları incelenmiş ve Kolmogorov-Smirnov testinin I. tip hata oranlarının diğer testlere göre daha düşük olduğu, Mann-Whitney testinin küçük örneklerde daha iyi sonuçlar verdiği ve Wald-Wolfowitz testinin büyük örneklerde daha iyi sonuçlar verdiğini tespit etmiştir.

Gibbons ve Pratt (2012), çalışmalarında Mann-Whitney testi için, (20, 20) örnekleme grubu için (2, 2) ile (2, 2) arasındaki eşit ve eşit olmayan örnekleme grupları için kritik değer tabloları hazırlamışlardır.

Wike ve Church (2013), Kruskal-Wallis testinin anlamlı olduğu ve olmadığı durumlarda I. tip hata oranlarını belirlemek için dört parametrik olmayan çoklu karşılaştırma testlerinin (Wilcoxon, Steel, Nemenyi ve Ryan) Monte Carlo çalışmasını yapmışlardır. 13.000 simüle edilmiş deney $k = 3, 5, 7$ ve 9 gruplu $n = 7, 10$ ve $a = 0,05$ ve $a = 0,01$ 'de grup başına 15 tekrarlı bir tasarımda gerçekleştirilmiştir. Hata oranlarındaki varyansın çoğu k, t ve $k * t$ tarafından açıklanmıştır. Anlamlı bir H testinden sonra ikili karşılaştırmalar için Wilcoxon testinin en iyi sonucu verdiği gözlemlenmiştir.

Bakker ve Wicherts (2014), çalışmalarında psikolojide bağımsız örneklem t testi yapmadan önce aykırı değerlerin sıklıkla çıkarıldığı ve test ve anketlere dayalı toplam puanların kullanımı nedeniyle verilerin genellikle normal olmadığı durumları ele almışlardır. Yapılan simülasyonlar ve gerçek psikolojik veriler, yaygın olarak kullanılan

Z değeri eşikleri temelinde aykırı değerlerin çıkarılmasının I. tip hata oranını önemli ölçüde artırdığını göstermiştir. Bu nedenle, aykırı değerleri çıkarmak yerine, parametrik olmayan Mann-Whitney-Wilcoxon testleri veya güçlü Yuen-Welch testleri kullanımı önermişlerdir. Bu alternatif testler, verilerde aykırı değer yoksa güç kaybı minimum düzeyde olacak şekilde nominal I. tip hata oranlarına sahip ve aykırı değerler varsa nominal I. tip hata oranlarına ve iyi güce sahip olduğunu söylemişler.

Bindak (2014), çalışmasında normal dağılımlı kitlelerde Mann-Whitney U testinin kullanımının t testi yerine alternatif olabileceğini incelemiştir. Monte Carlo simülasyonu yöntemi kullanılarak farklı örnek hacimleri ve varyans oranlarında örnekler çekilmiştir. Sonuçlar küçük örnek hacimlerinde Mann-Whitney U testinin daha az hata verdiğini ve H_0 hipotezinin ret veya kabul edilmesinde t testi ile %97 oranında aynı sonucu verdiğini göstermiştir. Ancak eşit olmayan varyans durumunda özellikle örnek hacmi arttıkça Mann-Whitney U testinin I. tip hata oranını koruyamadığı belirlenmiştir.

Imam (2014), çalışmasında ilişkili popülasyonlardan eşleştirilmiş örnekler üzerinde t-testi ve Wilcoxon İşaret Sıralama testi prosedürlerinin gücünü ve sınırlarını araştırmaktadır. Parametrik olmayan testler kullanılarak normal, gama, tek tip ve üstel dağılımlardan rastgele örnekler üretilmiş ve testlerin I. tip hatası ve test gücü farklı örnek boyutlarında (küçük, orta ve büyük) simüle edilmiş veri setleri üzerinde incelenmiştir.

Rusticus ve Lovato (2014), çalışmalarında eşdeğerlik testlerinin farklı veri koşullarında kullanımına yönelik önerilerin sınırlı olduğunu belirterek, iki veya üç grup arasındaki eşdeğerlik testi için güven aralığı yaklaşımının güç ve I. tip hata oranlarını inceleyen bir simülasyon yapmışlar. Eşdeğerlik testlerinin eşit örneklem büyüklüğü koşullarında daha iyi performans gösterdiği, testin genel gücünün örneklem büyüklüğü, örneklem değişkenliği ve popülasyon farkının büyüklüğü gibi faktörlerden etkilendiği belirlenmiştir. Çalışmada, optimal olmayan verilerin analizinde eşdeğerlik testleri kullanımı için kılavuzlar sunulmuştur.

Tashtoush (2014), çapraz geçiş tasarımıındaki deneysel etkiler için alternatif bir testin gücü ve I. tip hatası hakkında bir fikir vermektedir. Gauss varsayımlarının karşılanmadığı durumlarda kullanılan bir analiz yöntemi olan Hizalanmış Sıra Dönüşüm (ART) testinin yararlı olduğu görülmüştür. ART testi, verileri hizalamak için bir faktör etkisini kaldırır ve ardından sıraları F testi ile test ederek diğer faktör etkisini belirler. Simülasyon sonuçları, testin uygulamada genellikle hata dağılımlarının simetrik veya

orta derecede çarpık olduğu durumlarda kullanılan iki işlem sayısı için geçerli olduğunu göstermiştir. ART testinin, hata dağılımının yoğun olduğu durumlarda standart varyans analizinde F testine göre avantajlı olduğu sonucuna varılmıştır.

Uzunoğlu vd. (2014) çalışmalarında değişim katsayısı kullanılarak test edilen k normal yığının eşitliği için düzenlenmiş Bennett testi, skor testi, merkezi olmayan t testi, olabilirlik oran testi ve genelleştirilmiş p yaklaşımını incelemişler. Bu testler, farklı örnek çapı ve grup sayısı durumları altında deneysel I. tip hata oranları ve güçleri açısından simülasyon yoluyla karşılaştırılmış ve sonuçları yorumlanmıştır. Simülasyon çalışmasından elde edilen sonuçlara göre, özellikle örnek çapları eşit ve grup sayısı küçükken düzenlenmiş Bennett testi, grup sayısı arttıkça ise skor testi diğer testlere göre daha iyi sonuçlar vermiştir.

Usman (2015), çalışmasında normal, tek tip, beta ve üstel dağılımlardan örnekler için parametrik olmayan testlerin gücünü karşılaştırmıştır. Sonuçlar, belirsiz dağılım durumunda Wilcoxon işaretli sıra testi ve işaret testinin t-testi kadar iyi olduğunu gösteriyor. Seçilen dağılımlarda örneklem büyüklüğü ve popülasyon ortalaması arttıkça, parametrik olmayan testler t-testi kadar güçlü hale gelmiştir.

Sünbül ve Sünbül (2016) çalışmalarında Değişen Madde Fonksiyonu'nun belirlenmesinde kullanılan yöntemlerin belirli koşullardaki I. tip hata ve güç oranlarının simülasyon yoluyla belirlenmesi amaçlamışlar. Klasik Test Kuramı ve Madde Tepki Kuramı'na dayalı yöntemlerde, örneklem büyüklüğü ve değişen madde fonksiyonu miktarının artması, güç oranlarının ortalamasını arttırmıştır. Madde sayısının değişmesi ise güç oranlarının ortalamasını pek etkilememiştir. Referans ve odak gruplarındaki örneklem büyüklüğü oranları farklı olduğunda ise güç oranlarının ortalamasının azaldığı sonucuna varılmıştır.

Dwivedi vd. (2017), çalışmalarında gerçek veri örneklerini kullanarak havuzlanmış yeniden örnekleme yöntemiyle parametrik olmayan önyükleme testini parametrik, parametrik olmayan ve permütasyon testleriyle karşılaştırdılar. Sonuç olarak, parametrik olmayan havuzlanmış önyükleme t-testi diğer testlerden daha fazla güç sağladı ve lognormal dağılımlar için tam bir Wilcoxon sıra toplamı testinin kullanılması önerildiler. Parametrik olmayan önyükleme eşleştirilmiş t testi de diğer alternatiflere göre daha iyi performans göstermiştir. Havuzlanmış yeniden örnekleme yöntemiyle parametrik olmayan önyükleme testi, küçük örneklem büyüklüğünde normal

olmayan veriler için ortalamaların karşılaştırılması ve varyans testlerinin doğrulanması için önerilmiştir.

Kulkarni ve Patil (2018), çalışmalarında yer-değiştirme ölçek aile dağılımları için yeni bir kesin test ve yer-değiştirme ölçek dışı dağılımlar için Genelleştirilmiş Pivot Niceliği temelli parametrik test prosedürleri önermişler. Simülasyon tabanlı değerlendirmeler, özellikle küçük örneklem büyüklükleri için, popüler iki örnek testlerin (Wilcoxon sıralama toplamı, t-testi, Kolmogrov–Smirnov, Ansari–Bradley ve Sigel–Tukey) daha iyi performans sergilediğini göstermiştir.

Zhuravlyova (2019), çalışmasında Mann-Whitney istatistiklerine dayalı parametrik olmayan ortalama izleme grafiklerinin parametrik olanların yerine kullanılabilceği ve bu grafiklerin ortalama değerden sapmaların izlenmesi için standart sapma grafiğine alternatif olarak Ansari-Bradley testine dayalı grafikler kullanılabilceğini belirtmiştir. Veriler normal dağılımdan sapıyorsa, parametrik kontrol grafiklerinin kullanılması yanlış I. tip hatası seçimine neden olabilir ve bu nedenle parametrik olmayan yöntemlere dayalı bir yaklaşımın geliştirilmesinin daha uygun olduğunu düşünmektedir.

Mollan vd. (2020), çalışmada Wilcoxon ve Mann-Whitney sıra toplamı testlerinin sürekli bir sonucun gücü üzerindeki etkisini Monte Carlo yaklaşımı kullanarak incelemiştir. İki varsayımsal dağılımdan rastgele gözlemleri belirten X ve Y değişkenleri kullanılarak, etki büyüklüğü p olarak tanımlanmıştır ve $P(X < Y) = p$ olarak ifade edilmiştir. Etki boyutu p , araştırmacılar arasında etkileşimi teşvik etmektedir çünkü $p = 0,5$ 'in adil bir yazı tura sonucuna benzediği ve 0 veya 1'e yakın p 'nin büyük bir etkiyi temsil ettiği sonucuna varmıştır.

Clark vd. (2021), çalışmasında Monte-Carlo Kruskal-Wallis yöntemi kullanılarak 60-100 popülasyonlu dört benzetilmiş çalışma ile güç analizleri yapılmıştır. Ayrıca, üç tıbbi çalışma veri seti de analiz edilmiştir. Monte-Carlo Kruskal-Wallis yöntemi, ANOVA yöntemlerinden daha doğru sonuçlar vermiştir.

Li ve Mukherjee (2021), çalışmalarında süreç değişkenliğinin kontrol edilmesinin ve azaltılmasının önemini vurgulamaktalar. Ancak, çoğu araştırmanın sadece normal dağılımlı süreçlere odaklandığına dikkat çekilmiştir. Bu çalışmada, normal olmayan süreçlerin değişkenliklerini izlemek için iki parametrik olmayan

kontrol şeması önerilmiştir. Bu şemalar, Ansari-Bradley ve Mood istatistiklerine dayanmaktadır ve tasarım ve uygulama adımları açıklanmıştır.

Mukherjee vd. (2021), çalışmalarında klasik-konum-ölçek ve Lehmann alternatifleri olarak bilinen çok yönlü alternatif için iki alternatif dağılımsız test tanıtır. Yakın zamanda, öklid mesafesi temelli biri ve Mahalanobis mesafesi temelli diğeri olmak üzere üç test istatistiğini birleştiren, konum parametresi için Wilcoxon istatistiği, ölçek parametresi için Ansari-Bradley istatistiği ve Lehmann alternatifi için Savage tipi bir istatistik kullanılarak iki test istatistiği önerilmiştir. Bununla birlikte, Ansari-Bradley istatistiği yerine Mood istatistiğinin kullanımında bazı pratik avantajlar olduğunu fark ederek, bu çalışmalarında iki yeni test tasarlamışlardır. Önerilen istatistiklerin sınırlayıcı dağılımlarını türeterek ve farklı durumlardaki güç performanslarını araştırarak, Monte-Carlo temelli simülasyon çalışmaları da önerilen testlerin mevcut testlerin iyi bir rakibi olduğunu ve bazı durumlarda avantaj sağladığını göstermektedir.

Zhu (2021), çalışmasında Parametrik olmayan Mann-Whitney U testi için örneklem büyüklüğü hesaplama yöntemlerini değerlendirmiş ve beş potansiyel yöntemi Monte Carlo simülasyonlarıyla değerlendirmiştir. Örnek boyutu sapmaları yöntem performans göstergesi olarak kullanılmıştır. Güç karşılaştırmaları için yüzde hataları kullanılmıştır. Etki büyüklüğü ve hedef gücü gereken minimum örnek büyüklüğü üzerinde büyük etkiye sahip olduğu sonucuna varılmıştır.

Kelter (2022), çalışmasında biyomedikal bilimlerde hipotez testinin önemli bir istatistiksel yöntem olduğunu ve son yıllarda bu yöntemle ilgili tartışmaların farklı Bayesian hipotez testleri ve Bayes faktörü gibi alternatifleri ortaya çıkardığını ele almıştır. Ancak, bu alternatiflerin güvenilirliği için önceden belirlenmiş parametrelerin dikkatli bir şekilde ayarlanması gerekmektedir. Ayrıca, aynı istatistiksel problem için farklı Bayesian testlerin bulunması, hangi testin hangi kriterlere göre seçileceği sorusunu da gündeme getirmiştir. Özellikle, son zamanlarda önerilen Bayesian parametrik olmayan iki örneklem testleri, I. tip hata oranları ve güç açısından analiz edilmiştir ve sonuçlar, önceden belirlenmiş parametrelerin nasıl seçileceği konusunda rehberlik sağlamıştır.

Ujian vd. (2022), çalışmalarında normal ve chi-kare simülasyonu sonuçları kullanmışlar. Sonuçlar, neredeyse tüm parametrik istatistiksel testlerin tüm

durumlarında I. tip hata oranlarını iyi kontrol edebildiğini göstermektedir. Chi-kare dağılımı için sadece Brown-Forsythe testi sağlam bulunmuştur. Normal dağılımdaki heterojen varyanslı veriler için tüm parametrik istatistiksel testlerin test gücünün arttığını ve boyut etkisi arttıkça 0.80'i aştığını göstermiştir. Non-normal dağılımlarda, test gücü normalden daha düşüktür, ancak boyut etkisi arttıkça artmaktadır.

2. WILCOXON, MANN WHITNEY VE ANSARI-BRADLEY SIRALI SAYILARI TESTLERİ

2.1. Wilcoxon Testi

Wilcoxon, Signed rank testini 1945'te iki ilgili örnek veya eşleştirilmiş veri arasındaki farkları analiz etmek için istatistiksel bir yöntem olarak tanıtılmıştır (Neave ve Worthington, 1988). Wilcoxon eşleştirilmiş çiftler işaretli sıralar testi, karşılaştırılan iki örnekteki değerlerin doğal olarak bağlantılı olduğu ve genellikle birden çok kez ölçülen deneklerden türetildiği eşleştirilmiş verileri analiz etmek için kullanılan eşleştirilmiş t-testine parametrik olmayan bir alternatiftir. Test, yalnızca eşleştirilmiş ölçümler arasındaki medyan farkları değerlendirir ve her katılımcı için önceki ve sonraki ölçümler arasındaki farkın hesaplanmasını ve bu farklılıkların işaretinden bağımsız olarak mutlak değerlerine göre sıralanmasını içermektedir. Eşleştirilmiş ölçümler arasında fark olmadığında, sıfır hipotezinin varsaydığı gibi, pozitif ve negatif sıralar için sıra toplamlarının eşit olması beklenmektedir (Soleimani, 2009). Wilcoxon işaretli sıralar testi normallik varsayımına dayanmasa da verilerin simetrik bir dağılıma sahip olmasını gerektirir ve bu nedenle oldukça çarpık veri kümeleri için uygun değildir (Boslaugh, 2012).

Wilcoxon işaret testi, farkın büyüklüğünü hesaba katmadan, gözlemler ile sıfır hipotezi arasında anlamlı bir fark olup olmadığını değerlendirir. Buna karşılık, Wilcoxon işaretli sıra testi, normallik varsayımı yapılamadığında, birbiriyle ilişkili veya eşleşen iki örneği veya tek bir örnek üzerinde tekrarlanan ölçümleri karşılaştırmak için kullanılan parametrik olmayan bir istatistiksel hipotez testidir. Test, test istatistiğini temsil etmek için T sembolünü kullanan Siegel tarafından popüler hale getirilmesinden dolayı Wilcoxon T testi veya eşleşen çiftler veya bağımlı örnekler için t testi olarak da bilinir. Test, simetrik ve sürekli bir dağılım gerektirir ve iki numune arasındaki farkın hem yönünü hem de büyüklüğünü hesaba katar (Kaur ve Kumar, 2015). Wilcoxon işaretli sıra toplamı testi, bir dağılımın medyanının belirli bir değere eşit olup olmadığını incelemek için kullanılır ve tek örneklem t-testine veya eşleştirilmiş t-testine alternatif olarak kullanılabilir. Ayrıca, sayısal bir ölçeğin uygun olmadığı, ancak gözlemleri sıralamanın mümkün olduğu durumlarda, sıralı kategorik verilerin analizi için uygulanabilir.

Wilcoxon işaretli sıralama testi gerçekleştirme adımları aşağıdaki gibidir:

- Hipotez testinde, sıfır hipotezi (H_0), iki grup veya değişken arasında anlamlı bir fark olmadığını ifade ederken, alternatif hipotez (H_A), aralarında anlamlı bir fark olduğunu ifade eder.
- α , doğru olduğunda sıfır hipotezi reddetmenin maksimum olasılığını temsil eden, hipotez testinde I. tip hata oranı olarak da bilinen anlamlılık seviyesidir.
- Hipotez testinde, karar kuralı, gözlemlenen test istatistiğine ve önceden belirlenmiş anlamlılık düzeyine dayalı olarak sıfır hipotezinin reddedilip reddedilmeyeceğini belirleme kriterlerini ana hatlarıyla belirler.
- Z istatistiğini hesaplamak için, popülasyon ortalamasını örneklem ortalamasından çıkarmak ve ardından bu farkı popülasyonun standart sapmasına veya popülasyon standart sapması bilinmiyorsa ortalamanın standart hatasına bölmek gerekir

$$Z = \frac{T - \frac{n(n+1)}{4}}{\sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}}} \quad (19)$$

- İstatistiksel bir analizin sonuçları, bir hipotez testi veya tanımlayıcı istatistikler veya regresyon analizi gibi başka bir istatistiksel prosedür gerçekleştirildikten sonra verilerden elde edilen bulguların sonuçlarını içerir.
- İstatistiksel bir analizin sonucu, sıfır hipotezinin reddedilip reddedilemeyeceğini ve bunun araştırma sorusu veya araştırılan problem için ne gibi etkileri olduğunu gösteren verilerden ve hipotez testinden elde edilen sonuçlara dayalı olarak verilen nihai karar veya çıkarımda bulunulur (Girish vd., 2012).

Wilcoxon sıra toplamı testi iyi bilinen bir parametrik olmayan testtir ve test istatistiği w_0 , örneklerden birinin sıralarının toplamı olarak tanımlanır, R_{x_i} ile gösterilir ve $a(R_{x_i}) = \sum R_{x_i}$ olarak hesaplanır.

$$w_0 = \sum_{i=1}^{n1} R_{x_i} \quad (20)$$

Tarihsel olarak, hesaplama sınırlamaları nedeniyle w 'nin tam dağılımını hesaplamak zordu, bu nedenle araştırmacılar sıfır hipotezi altında Wilcoxon test istatistiği w 'nin bilinen bir ortalama $E(w)$ ile yaklaşık olarak normal bir dağılıma sahip olduğunu varsayarak bir yaklaşım kullanmışlar ve bilinen bir varyans $\text{Var}(w)$ ile ifade edilmiştir. Hesaplama formülleri aşağıda gösterildiği gibidir.

$$E(w) = \frac{n_1(n_1+n_2+1)}{2} \quad (21)$$

$$\text{Var}(w) = \frac{n_1n_2(n_1+n_2+1)}{12} \quad (22)$$

Sonuç olarak, tarihsel olarak Wilcoxon test istatistiği aşağıdaki formül kullanılarak hesaplanmıştır:

$$aw_0 = \frac{w_0 - E(w)}{[\text{Var}(w)]^{1/2}} \quad (23)$$

Asimptotik Wilcoxon test istatistiği olarak bilinen, geçmişte kullanılan Wilcoxon test istatistiği, $E(w)$ ortalaması ve $\text{Var}(w)$ varyansı ile yaklaşık olarak normal dağılım gösterir. Bu yaklaşımın, 7'den büyük n_1 ve n_2 örneklem büyüklükleri için Mann ve Whitney (1947) tarafından doğru olduğu gösterilmiştir (Mood vd., 1974).

Hodges ve Lehman (1956), t-testine kıyasla Wilcoxon testinin asimptotik göreceli etkinliğinin, yer kaymasının sıfır hipotezi altında 0.864'ten daha yüksek bir etkinlikle olumlu olduğunu kanıtlamıştır. Bu, Wilcoxon testinin t-testine kıyasla oldukça iyi performans gösterdiğini ve hatta ondan daha iyi performans gösterebileceğini göstermiştir. Ayrıca, $f(x)$ fonksiyonu belirtilen formu aldığı anda Wilcoxon testinin bağlı etkinliğinin 1,33 olduğunu da göstermiştir.

$$f(x) = \frac{x^2 \exp(-x)}{\Gamma(3)} \quad (24)$$

Wilcoxon testi, parametre 3 ile gama fonksiyonu tarafından gösterildiği gibi, büyük kuyruklu dağılımlar için t-testinden daha güçlü olduğu söylenilmiştir.

2.1.1. Wilcoxon Testinin Monte Carlo Simülasyonu ile Gerçekleştirilmesi

Blair ve Higgins (1985), Wilcoxon testinin ve t-testlerinin gücünü karşılaştırmak için bir Monte Carlo simülasyonu gerçekleştirmişlerdir. 10 farklı popülasyon payını, 3 örneklem büyüklüğünü ve 4 anlamlılık seviyesini analiz etmişlerdir. Simülasyon, veri kümelerini oluşturmak için bir algoritma kullanmışlar. Çalışmada, veri setlerini oluşturmak için kullanılan algoritma gösterilmiştir:

$x_{i1} = t_i + e_{i1}$ ($i = 1, 2, \dots, n$) denkleminde x_{i1} 'inci deneğin birinci test periyodundaki puanını temsil eder, burada t_i başlangıç puanıdır, puanın gerçek bileşenidir ve yani rasgele hata bileşenidir (Blair ve Higgins, 1985).

Çalışmada müdahale sonrasında elde edilen puanı son test puanı olarak gösterilmiştir:

$x_{i2} = c + t_i + e_{i2}$ ($i = 1, 2, \dots, n$) denklemi, x_{i2} deneğin ikinci test periyodundaki puanını temsil eder; burada t_i müdahaleden sonra elde edilen puandır, puanın gerçek bileşenidir, e_{i2} rastgele hatadır, bileşen ve c tüm deneklerin son test puanları için aynı olan ve tedavi etkisini temsil eden bir sabittir (Blair ve Higgins, 1985).

Son olarak, tedavi etkileri için istatistiksel testlerin yapıldığı fark okulu şu şekilde gösterilmiştir:

$$x_{i2} - x_{i1} = c + e_{i2} + e_{i1} \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (25)$$

2.1.2. İşaret Testi

İşaret testi, iki veya daha fazla örneklemin karşılaştırılması amacıyla kullanılan bir istatistiksel yöntemdir. Bu test, iki örneklemin aynı popülasyondan mı yoksa farklı popülasyonlardan mı geldiğini belirlemek için kullanılır.

İşaret testi, normal dağılıma sahip olmayan veriler için kullanılan bir yöntemdir. Bu nedenle, işaret testi, t-testi veya ANOVA testi gibi diğer istatistiksel testlere göre daha esnek bir yaklaşım sunar.

İşaret testi, birkaç adımda gerçekleştirilir:

- Hipotezlerin belirlenmesi,
- Örneklem verilerinin toplanması,
- İşaretlerin hesaplanması,
- İşaretlerin karşılaştırılması,
- Sonuçların yorumlanmasıdır.

Bir grupta, işaret testini kullanmak için gereken varsayımlar, Wilcoxon testi için gerekenlere benzer. Bununla birlikte, veriler oldukça çarpık, simetrik olmayan ve normal dağılmayan olabilir, bu da t-testini ve Wilcoxon işaretli sıralama testini uygunsuz hale getirir. Sonuç olarak, bunun yerine bir gruptaki bir işaret testi kullanılabilir (Akgül ve Çevik, 2003). Popülasyon ortalaması için anlamlılık testinin parametrik olmayan eşdeğeri, popülasyon medyanına dayalı hipotezleri test etmek için kullanılan testtir. Bu test, numunenin alındığı incelenen popülasyon normal dağılımdan

yoksun olduğunda kullanılır. Ayrıca test, binom testinin bir varyasyonu olarak kabul edilir ve varsayımları aşağıdaki gibidir:

- Medyanı bilinmeyen örneklem, n hacimden oluşan bir popülasyondan rastgele seçilmiştir.
- Ele alınan değişken, minimum sıra düzeyinde ölçülmüştür.
- İncelenmekte olan değişken, sürekli olarak karakterize edilir.

X değerlerinden oluşan n büyüklüğünde bir örnek için, burada i her bir örnek değer için indeksi temsil eder ve $i = 1, 2, \dots, n$, örnek ortalaması ile her bir örnek değeri arasındaki fark, $D_i = X_i - \mu_0, i = 1, 2, \dots, n$ hesaplanabilir.

$$\delta_i = \begin{cases} 1, & D_i > 0 \\ 0, & D_i < 0 \end{cases} \quad (26)$$

D_i ve δ_i değişkenleri aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$K_{Hesap} = \sum_{i=1}^n \delta_i \quad (27)$$

İşaret testi için verilerin rasgele, bağımsız olması ve minimumda sıralı bir ölçekte ölçülmesi çok önemlidir. Sıfır hipotezi, işlem öncesi ve işlem sonrası gözlem değerleri arasında hiçbir fark olmadığını varsayar. İşaret testi, sıra sıralı veriler için özellikle avantajlıdır. Her bir ölçüm çiftinde hangi değer daha büyük olduğu belirlenebiliyorsa, daha bilgilendirici sonuçlar elde etmek için işaret testi yerine daha güçlü bir test kullanılabilir (Daniel, 1990).

İşaret testinin hesaplanması:

$$Z = \frac{(X+0.5)-np}{\sqrt{np(1-p)}} \quad (28)$$

Burada, $n+$ medyandan daha büyük gözlemlenen değerlerin sayısıdır ve 0.5 süreklilik düzeltmesidir (hipotezimiz $\pi > 0.5$ olduğundan bu durumda negatif olarak kullanılır).

Eğer sıfır hipotez doğru ise, X 'in beklenen değeri (olasılık dağılımının ortalaması) np 'dir.

$\sqrt{np(1-p)}$ binom dağılımının standart sapması ve n örneklem büyüklüğüdür (Boslaugh, 2012).

2.1.3. Küçük ve Büyük Örnek Durumları İçin Uygulanan Wilcoxon Test İstatistiği

Deshpande ve diğerleri (1995) n'in 20'den büyük olduğu durumlarda büyük örneklem yaklaşımının kullanılmasını önerirken, Siegel ve Castellan (1988) $n > 35$ 'i önermiştir. Neave ve Worthington (1988) ise n'in 50'den büyük olması gerektiğini önermişlerdir.

Deshpande ve diğerleri (1995), büyük örneklem yaklaşımını şu şekilde vermişler:

$$S = \frac{s - \frac{n}{2}}{\sqrt{\frac{n}{4}}} \quad (29)$$

Sonuç S , uygun α düzeyi için standart normal z puanlarıyla karşılaştırılır (Deshpande vd., 1995).

Her iki grup için örneklem büyüklüğü büyük olduğunda, yani $n_1 > 20$ ve $n_2 > 20$ olduğunda, Wilcoxon test istatistiğine normal dağılımla yaklaşılır. Bu durumda test istatistiği, iki grup için sıra ortalamaları arasındaki farkın sıraların standart sapmasına bölünmesiyle hesaplanır.

Orta büyüklükteki örneklem büyüklükleri için büyük örneklem yaklaşımı şöyledir:

$$z = \frac{T - \frac{n(n+1)}{4}}{\sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}}} \quad (30)$$

T , pozitif veya negatif sıralama toplamlarının daha küçük olan büyüklüğünü temsil eder.

Wilcoxon testinin geniş örneklem yaklaşımı $z \leq -z_{\alpha/2}$ or $z \geq z_{\alpha/2}$ ile sıfır hipotezini reddetmek için kullanılabilir; burada $z_{\alpha/2}$ belirli bir anlamlılık düzeyi için kritik z değeridir. Sprent (2016) göre normal yaklaşım 20'den büyük örneklem büyüklükleri için uygundur, Gibbons (1971) ise 15'ten büyük örneklem büyüklüklerini önermektedir. Ancak Sprent, örneklem boyutlarında çok sayıda bağ olduğunda yaklaşımın standart test kadar güvenilir olmayabileceği konusunda uyarmıştır.

Örneklemin temsil ettiği kitlenin medyanı 5'in altında ise pozitif değerler ile medyan arasındaki farkların sıra toplamı negatif değerler ile medyan arasındaki farkların

sıra toplamından daha az olmakta ve $\sum R_+ < \sum R_-$ olarak gösterilmektedir. Her iki grup için örneklem boyutları küçük olduğunda, yani $n_1 \leq 20$ ve $n_2 \leq 20$ olduğunda, Wilcoxon test istatistiği, daha küçük bir toplama sahip olması beklenen örnek sıraları için sıraların toplamı olarak hesaplanır. Beklenen sonuç, örneklemdaki sıraların toplamının daha küçük olması ve Wilcoxon test istatistiğinin daha küçük örneklemin sıralarının toplanmasıyla hesaplanmasıdır. Wilcoxon test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

$$\sum R_+ < \sum R_- = \frac{n(n+1)}{2} \quad (31)$$

$\sum R$ beklenen sonuç, örnekteki satırların toplamının daha küçük olmasıdır (Sheskin, 2000).

2.2. Mann-Whitney Testi

Mann ve Whitney, 1947'de testin eşit veya eşit olmayan büyüklükteki örneklerin karşılaştırılmasına izin veren değiştirilmiş bir versiyonunu tanıtmış ve ayrıca küçük örneklem boyutlarıyla kullanım için tablolar yayınlamıştır (Conover, 1999). Mann-Whitney U testi, örneklerin benzer medyanlara sahip olup olmadığını veya bir örneğin diğerinden daha büyük gözlemlere sahip olup olmadığını test etmek amacıyla, iki bağımsız örneklenmiş veri grubunu karşılaştırmak için kullanılan parametrik olmayan bir yöntemdir. Tersine, bağımsız örneklem t testi, aynı amaca hizmet eden Mann-Whitney U testine parametrik bir alternatiftir (Cramer, 2002).

n_1 ve n_2 büyüklüğündeki bağımsız örneklemlemlerle iki aracı karşılaştırırken, t veya Z testi popülasyonlarda normal dağılımları veya yeterince büyük örneklem büyüklüklerini varsayar. Ancak, popülasyonlar normal dağılmıyorsa ve örneklem boyutları küçükse, t veya Z testlerinin kullanılması uygun değildir ve parametrik olmayan Mann-Whitney U testi daha iyi bir alternatiftir (Ünver ve Gamgam, 2008).

Her iki koşulu da gerçekleştiren iki farklı katılımcı grubuyla bir çalışma yürütürken, Mann-Whitney U testi, bağımsız ölçüm tasarımının verilerini analiz etmek için uygundur. Veriler normal dağılım varsayımlarını ihlal ediyorsa veya iki koşul arasındaki varyanslar önemli ölçüde farklıysa, bu parametrik olmayan test parametrik teste tercih edilir. Bu gibi durumlarda, verileri sıralamak ve iki sıra toplamı arasındaki farkı belirlemek için Mann-Whitney U testini kullanmak daha iyidir. Mann-Whitney U

testi, iki koşul arasındaki sıralama toplamlarındaki farkı ölçer ve aralarındaki benzerlik veya farklılığın derecesini yansıtır. Bir koşul sürekli olarak daha yüksek veya daha düşük derecelere sahip olduğunda, U istatistiği daha küçük olacak ve gözlemlenen farkın şans eseri meydana gelme olasılığının daha düşük olduğunu gösterecektir. Buna karşılık, iki koşul benzer olduğunda, U istatistiği daha büyük olacak ve daha yüksek bir tesadüf olasılığını gösterecektir. Daha büyük bir test istatistiğinin daha düşük bir tesadüfi oluşum olasılığını gösterdiği çoğu istatistiksel testin aksine, Mann-Whitney U testi, daha küçük bir U istatistiğinin daha düşük bir tesadüfi gerçekleşme olasılığını önermesi bakımından benzersizdir (Kaur ve Kumar, 2015).

Mann-Whitney U testi kullanılırken, sıfır hipotezi karşılaştırılan iki örneğin eşit olasılık dağılımlarına sahip tek bir popülasyondan alındığıdır. Bu parametrik olmayan test, iki numunenin bağımsız olmasını ve gözlemlerin herhangi iki gözlemin göreceli boyutları arasında net bir ayrımla, sıralı veya sürekli ölçümler olmasını gerektirir. Test parametrik olmamasına rağmen, karşılaştırılan dağılımların şekil olarak simetrik olduğunu varsayar (Soleimani, 2009).

2.2.1. Wilcoxon (Mann-Whitney) İstatistiği

İki örnekle Wilcoxon veya Mann-Whitney testi, eşit örnek boyutlarıyla kullanılmakta ve her örnek boyutu bir artmaktadır. Wilcoxon istatistiği, iki uçlu bir testle anlamlılığı değerlendirmek için Mann-Whitney U istatistiğine dönüştürülmüştür.

Sıra toplamı testi, 1945'te Wilcoxon tarafından işaretli sıra testiyle birlikte tanıtıldı, Mann ve Whitney ise 1947'de testin biraz farklı bir versiyonunu tanıttı. Wilcoxon istatistiği kolayca Mann-Whitney U istatistiğine dönüştürülebilir ve testin her iki versiyonu da oldukça güçlüdür. Ayrıca araştırmalar, t-testi için geçerli kritik değerler kullanılırken diğer dağılımlardan örnekleme yapıldığında Mann-Whitney testinin genellikle t-testinden daha fazla güç sergilediğini göstermiştir (Neave ve Worthington, 1988). Wilcoxon veya Mann-Whitney istatistiğinin asimptotik bağıl etkinliği 0,955'tir (Gibbons, 1971).

Test hipotezleri şu şekilde ifade edilebilir:

$$H_0: F_1(x) = F_2(x) \text{ tüm } x\text{'ler için} \quad (32)$$

$$H_1: F_1(x) = F_2(x + \theta), \text{ burada } \theta \text{ bir kaydırma parametresidir.} \quad (33)$$

2.2.2. Mann-Whitney U testi Varsayımları

Araştırmacılar, Daniel'in tavsiyelerine dayalı olarak Mann-Whitney U testini uygularken, karşılaştırılan örneklerin bağımsız olduğu ve medyanları M_X ve M_Y olan popülasyonlardan alınan gözlemlerden oluştuğu, incelenen değişkenin sürekli olduğu ve ölçümün yapıldığı gibi çeşitli varsayımları göz önünde bulundurmalıdır. Ayrıca Daniel, iki popülasyonun dağılımındaki herhangi bir farklılığın konumla sınırlı olması gerektiğini vurgulamıştır (Daniel, 1990).

Mann-Whitney U testini kullanmak için karşılanması gereken birkaç temel varsayım vardır ve onlar aşağıdaki gibi sıralanmaktadır:

- Mann-Whitney U testinin uygulanabilmesi için veri noktalarının birbirinden bağımsız olması gerekir.
- Mann-Whitney U testi, normal dağılması gerekmeyen verilere uygulanabilir.
- Mann-Whitney U testi, karşılaştırılan grupların varyanslarının eşit olmasını gerektirmez.
- Mann-Whitney U testinin uygunluğunu sağlamak için, çalışılan popülasyondan rastgele bireyler seçmek gerekir.
- Eşit örneklem büyüklüklerine sahip olmak tercih edilirken, Mann-Whitney U testi yine de biraz farklı örneklem büyüklüklerine sahip verilere uygulanabilir.
- Mann-Whitney U testinin uygun olması için karşılaştırılan numunelerin her birinin en az 5 element içermesi gerekir.
- Mann-Whitney U testi yalnızca sıra, aralık veya oran ölçeğinde ölçülen verilere uygulanabilir, nominal değişkenlere uygulanamaz (Lee, 2007).

Mann-Whitney U testi yapmak için belirli hesaplamalar gerekli ve bu hesaplamalar aşağıda gösterildiği gibidir:

Biri bir popülasyon grubundan $a = [a_1, a_2, \dots, a_n]$ ve diğeri farklı bir popülasyon grubundan $b = [b_1, b_2, \dots, b_n]$ olmak üzere iki gözlem setine sahip olduğunu varsayalım.

Mann-Whitney U-testi, bir örnekteki her gözlem ile a_i diğeri örnekteki her gözlem b_j arasındaki farkın hesaplanmasını içerir. Hesaplanabilecek olası ikili farkların toplam sayısının belirlenmesi:

$$n_a n_b \quad (34)$$

Medyan her iki örnek için aynı olduğunda a_i , her örneğin diğerinden daha büyük veya daha küçük olma şansı b_j eşittir, bu da $\frac{1}{2}$ olasılıkla sonuçlanır.

Bu nedenle, boş hipotezin doğru olduğunu varsaymak veya başka bir deyişle sıfır hipotezi varsayımı altında:

$$H_0: P(a_i > b_j) = \frac{1}{2} \quad (35)$$

Öte yandan, alternatif hipotez sıfır hipotezinin tersidir ve aynı verilerden çıkarılabilecek farklı bir sonucu temsil eder:

$$H_a: P(a_i > b_j) \neq \frac{1}{2} \quad (36)$$

2.2.3. Uygulanabilir Hipotezler

Çeşitli istatistikçiler, test edilen iki popülasyon arasındaki ilişkiyi temsil etmek için popülasyonların medyanlarını kullanmak gibi, veri düzenleme yöntemine dayalı boş ve alternatif hipotezleri belirtmek için farklı formatlar önerir. Yönsüz hipotezler için, Daniel ve Conover gibi istatistikçiler, sıfır ve alternatif hipotezleri belirli bir formatta önermişlerdir.

- Test için sıfır hipotezi H_0 'dir: İki popülasyonun medyanları eşdeğerdir veya iki popülasyonun medyanları arasında fark yoktur.
- Alternatif hipotezi ifade etmenin bir başka yolu da $H_A: M_x - M_y \neq 0$ 'dır, bu da iki popülasyonun medyanları arasında önemli bir fark olduğu anlamına gelir (Daniel, 1990).

Yazılı hipotezler, X değişkeni ile ilgili popülasyonun medyanını ifade eden M_x 'i ve Y değişkeni ile ilgili popülasyonun medyanını gösteren M_y 'yi içerir.

Conover, Mann-Whitney testi için boş ve alternatif hipotezler sunarak, testin iki popülasyonun ortalamalarındaki eşitsizliklere duyarlı olduğunu belirtir, bu da aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

- Conover tarafından belirtildiği gibi sıfır hipotezi, X popülasyonunun ortalamasının Y popülasyonunun ortalamasına eşit olduğunu veya $H_0: E(X) = E(Y)$ olduğunu iddia eder.

- H_A olarak gösterilen alternatif hipotez, X popülasyonu ile Y popülasyonunun araçlarının farklı olduğunu, yani $E(X)$ 'in $E(Y)$ 'ye eşit olmadığını öne sürer (Conover, 1999).

2.2.4. Küçük ve Büyük Örnek Durumları İçin Uygulanan Mann-Whitney U Test İstatistiği

İstatistiksel anlamlılık test edilirken, test edilen parametrelerin sayısına ve türüne bağlı olarak değişen bir test istatistiği kullanılır. İki popülasyon ortalamasının veya bir popülasyon ortalamasının belirli bir değere eşitliği değerlendirilirken, bu ayrımı yansıtmak için farklı test istatistikleri kullanılır (Vogt ve Johnson, 2011).

Sheskin, sıfır ve alternatif hipotezlerin kabulünü veya reddini belirlemek için örneklem büyüklüğüne bağlı olarak Mann-Whitney testindeki test istatistikleri için farklı formüller önermişlerdir. Her iki numune büyüklüğünün 20'ye eşit veya daha küçük olduğu durumlarda ($n_1 \leq 20$ ve $n_2 \leq 20$), Sheskin tarafından önerilen test istatistiği U_1 ve U_2 sembollerinin kullanımını içermektedir.

$\sum R_1$ ile gösterilen birinci numune için sıraların toplamı, tipik olarak ikinci numune için sıraların toplamından daha küçüktür.

$\sum R_1$ ile gösterilen ikinci örnek için sıralama toplamının, birinci örnek için sıra toplamından daha büyük olması beklenir.

$$U_1 = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1 + 1)}{2} - \sum R_1 \quad (37)$$

$$U_2 = n_1 n_2 + \frac{n_2(n_2 + 1)}{2} - \sum R_2 \quad (38)$$

$$n_1 n_2 = U_1 + U_2 \quad (39)$$

U istatistiğinin anlamlılık düzeyini belirlemek için U_1 ve U_2 değerlerinden küçük olanı üzerinde test yapılır (Siegel, 1956).

Hesaplanan U istatistiği, belirli bir anlamlılık düzeyinde (α) ($U \leq U_{kritik}$) U 'nun kritik değerinden küçük veya ona eşit olduğunda, sıfır hipotezi reddedilir ve aralarında istatistiksel olarak anlamlı bir fark olduğu sonucuna varılabilir (Sheskin, 2000).

Sheskin, büyük örneklem boyutları ($n_1 > 20$ ve $n_2 > 20$), için normal bir yaklaşım formülü önermiş ve formülü şöyledir:

$$z = \frac{U - \frac{n_1 n_2}{2}}{\sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}}} \quad (40)$$

Sheskin, Mann-Whitney testi için bir karar kuralı önerdi; burada hesaplanan mutlak z ($\alpha/2$), tablodaki z değerinden büyükse, sıfır hipotezi ($H_0: Mx = My$) reddedilir. Küçük örneklem testlerinde, Sheskin bağların varlığını hesaba katmazken, büyük örneklem durumları için ($n_1 > 20$ veya $n_2 > 20$) sunulana benzer bir formül kullanmayı önermiştir.

$$z = \frac{U - \frac{n_1 n_2}{2}}{\sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12} - \frac{n_1 n_2 \left[\sum_{i=1}^s t_i^3 - t_i \right]}{12(n_1 + n_2)(n_1 + n_2 - 1)}}} \quad (41)$$

Formülde 't' ile gösterilen belirli bir satır için mevcut bağların sayısını içerir. İstatistiksel analiz yapmak için, hesaplanan mutlak z ($\alpha/2$) tablodaki z değerini aşarsa boş hipotez ($H_0: Mx = My$) reddedilir (Siegel, 1956). Sheskin tarafından büyük ve küçük örnek durumlar ve bağlantılı örnek durumlar için tasarlanan bu formüller, iki popülasyon arasındaki konum farklılıklarının test edilmesini sağlamaktadır.

2.3. Ansari-Bradley Testi

Ansari-Bradley Testi, iki veri setinin konum ve ölçek parametrelerini karşılaştırmak için kullanılan istatistiksel bir testtir. Parametrik olmayan bir testtir, yani verilerin temel dağılımı hakkında herhangi bir varsayımda bulunmaz. Bunun yerine, karşılaştırma yapmak için verilerin sıralarını kullanır. Bu test, özellikle veriler normal dağılmadığında veya örneklem boyutları küçük olduğunda kullanışlıdır (Ansari ve Bradley, 1960).

Test, adını yaratıcıları Abdunnasser A. Ansari ve onu ilk kez 1960 yılında tanıtan Terence J. Bradley'den almıştır (Trauth vd., 2007). Ansari-Bradley Testi, 1945 yılında Frank Wilcoxon tarafından tanıtilen Wilcoxon Rank-Sum Testinin bir varyasyonudur.

Wilcoxon Rank-Sum Testi, iki örneğin medyanlarını karşılaştırmak için kullanılırken Ansari-Bradley Testi, örneklerin yayılmalarını karşılaştırır (Lepage, 1971).

Ansari-Bradley testi, varsayım gerektiren F-testinin aksine, temel popülasyonun normal dağıldığını varsaymadan veri dağılımlarını karşılaştırabilen parametrik olmayan bir hipotez testidir.

Ansari-Bradley testi için, numunelerin karşılaştırılabilir medyanlara sahip olduğundan emin olunması gerekir; bu, her bir numuneden medyanların çıkarılmasıyla gerçekleştirilebilir. Test istatistiğini hesaplamak için, test iki veri grubunu birleştirir ve bunları artan düzende sıralar. Test istatistiğini hesaplamak için farklı formüller kullanılabilir ve Hederich ve Sachs tarafından açıklanan yöntemi benimsiyoruz (Hederich ve Sachs, 2012).

2.3.1. Ansari-Bradley Testinin Varsayımları ve Veri Düzenlemeleri

Temel popülasyon için normallik varsayımına dayanmayan Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri, t-testi ve F-testinin aksine, iki veri setinin medyanlarını ve dağılımlarını karşılaştırmak için alternatif yöntemler sağlar. Ansari-Bradley testi, iki bağımsız örnek arasındaki değişkenliği karşılaştırmak için sağlam ve parametrik olmayan bir yöntem sağlamaktadır. Bu testi yapmak için, hem X hem de Y numunelerinin değerleri tek bir $Z = X \cup Y = \{x_1, \dots, x_m, Y_1, \dots, Y_n\}$ kümesinde birleştirilir ve artan düzende sıralanır. Test istatistiği, $i = 1, \dots, N = m + n$ için $z_i \in X$ ise 1 ve $z_i \in Y$ ise 0 değerini alan bir gösterge fonksiyonu V_i kullanılarak hesaplanır. Daha spesifik olarak, Ansari-Bradley testi için test istatistiği aşağıda belirtilen formül gibi ifade edilmektedir:

$$A_N = \sum_{i=1}^N \left(\frac{N+1}{2} - \left| i - \frac{N+1}{2} \right| \right) V_i \quad (42)$$

Ansari-Bradley testinde, test istatistiğini elde etmek için ortalama değerden $\frac{N+1}{2}$ sapmalar toplanır. Sıra numaraları Z 'deki en küçük ve en büyük gözleme 1 olarak, ikinci en küçük ve ikinci en büyük gözleme 2 olarak atanır ve yukarıda belirtilen formüle göre böyle devam eder (Sach ve Hedderich, 2006).

İki dağılım arasındaki değişkenliği karşılaştırırken çıkarım ölçek parametrelerinin oranına dayanmaktadır. Örneğin X ve Y ortak konum parametresi μ ve

ölçek parametreleri ϕ_1 ve ϕ_2 ile sırasıyla $F(\mu, \phi_1)$ ve $F(\mu, \phi_2)$ dağılımlarından geliyorsa, ölçek parametrelerinin oranı $\varphi = \phi_1 / \phi_2$ incelenir. φ yaklaşık olarak bire eşitse iki dağılımın varyasyon miktarlarında farklılık gösterdiğini gösteren hiçbir kanıt yoktur. Öte yandan, eğer φ birinden önemli ölçüde farklıysa, o zaman bir dağılım diğerinden daha yüksek bir dağılım derecesine sahiptir. Ansari-Bradley testi, her iki dağılımın da ortak bir konum parametresini μ paylaştığını varsaymaktadır. Ortak bir konum parametresi olan μ varsayımına ilişkin bilginin mevcut olmadığı durumlarda, alternatif bir yaklaşım, her grubun ortancasını ($n_1 X$ değerleri ve $n_2 Y$ değerleri) çıkararak orijinal ham verileri dönüştürmekte ve aşağıdaki formülle ifade edilmektedir:

$$X_i = X_i - m_X, i = 1, \dots, n_1, Y_j = Y_j - m_Y, j = 1, \dots, n_2, \quad (43)$$

Ansari-Bradley istatistiğini hesaplamak için önce dönüştürülmüş X ve Y değerlerini artan düzende sıralanır; burada X ve Y sırasıyla X ve Y 'nin medyanını çıkararak elde edilir ve m_X ve m_Y olarak gösterilir.

$H_0 : \varphi = 1$ hipotezini $H_A : \varphi \neq 1$ alternatifine karşı test etmek için, burada φ medyanları m_X ve m_Y olan iki dağılımın ölçek parametrelerinin oranıdır, Ansari-Bradley istatistiği $n_1 + n_2$ sıralı değerleri arasında Y değerleri, $S = \sum(n_1 + 1 \text{ ile } n_1 + n_2)R_j$ olarak gösterilmektedir. Sıfır hipotezi, $\alpha = \alpha_1 + \alpha_2$ anlamlılık düzeyinde, S 'nin üst kantil c_{α_1} 'den büyük veya ona eşit veya $c_1 - \alpha_2 - 1$ alt kantilinden küçük veya eşit olması durumunda alternatif lehine reddedilir; burada c_{α_1} ve $c_1 - \alpha_2$, Ansari-Bradley istatistiğinin $\alpha_1 + \alpha_2 = \alpha$ ile sıfır dağılımından elde edilir. $n_1 = n_2$ olduğunda seçim yapmak mantıklıdır (Dmitrienko vd., 2007).

2.3.2. Uygulanabilir Hipotezler

Ansari-Bradley istatistiği, iki numunenin yayılmalarının eşit olduğu H_0 test etmek için kullanılan bir dağılım olan Ansari-Bradley dağılımından elde edilen kritik bir değerle karşılaştırılır. Hesaplanan istatistik kritik değerden büyükse H_0 reddedilir ve iki örneğin yayılmalarının önemli ölçüde farklı olduğu sonucuna varılır.

Hipotez testinde tek kuyruklu (tek taraflı) veya iki kuyruklu (iki taraflı) test seçimi, test edilen alternatif hipotezin yönüne bağlıdır. Örneğin, iki veri setinin ortancalarını karşılaştıran Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinde birinci örneğin

ortancasının ikinci örneğin ortanca değerinden bir anlamlılıkta küçük veya büyük olup olmadığını test etmek için tek kuyruklu bir test kullanılır. Medyanlar %5 anlamlılık düzeyinde eşit değilse iki kuyruklu bir test kullanılır. Hangi testin kullanılacağı medyanlar arasındaki farkın yönünün önemli olup olmadığına bağlıdır (Trauth vd., 2007).

X_1 ve Y_1 gibi sürekli kümülatif dağılım fonksiyonları $A(t)$ ve $B(t)$ olan iki popülasyonun konum parametrelerindeki farkın sıfır olduğunu ve popülasyonların aynı formda olduğunu ve yalnızca bir ölçek parametresinin değerinde farklılık gösterdiğini varsayarsak, Ansari ve Bradley (1960) m ve n büyüklüğündeki bağımsız örneklem için m 'nin n 'den küçük olduğu ve bağımsız gözlemlerden oluşan bir H_0 sıralama testi önermişlerdir. Önerilen test formülü aşağıda belirtilmiştir:

$$H_0: \alpha = 1, i. e., \mathcal{B}(t), \quad (44)$$

H_0 , m ve n boyutlarına sahip iki bağımsız gözlem örneğinin birleştirildiği ve ortak bir dizide sıralandığı bir sıralama testi kullanılarak tek taraflı veya iki taraflı alternatiflere karşı test edilir (Ansari ve Bradley, 1960).

T istatistiği, Wilcoxon ve Ansari-Bradley istatistiklerinin bir fonksiyonudur; ilki $G(x) = F(x + b)$ formunun alternatiflerine karşı $F(x) = G(x)$ hipotezini test etmek için tutarlıdır. İkincisi, birleştirilmiş örneklerde medyandan küçük veya ona eşit olan gözlemleri artan sıralarıyla ve ortancadan büyük olanları azalan sıralarıyla değiştirerek ve X -örnek için sıraları toplayarak tanımlanır. Ansari-Bradley istatistiğine dayanan iki taraflı test, aynı formun alternatiflerine karşı $F(x) = G(x)$ hipotezini test etmek için tutarlıdır ve aşağıdaki formülle ifade edilmektedir:

$$G(x - \theta) = F\{\alpha(x - 0)\}(\alpha > 0, \alpha \neq 1) \quad (45)$$

burada θ ortak medyandır (Ha ve Yang, 2011).

3. UYGULAMA

3.1. Giriş

Çalışmanın bu bölümünde Wilcoxon (WX), Mann-Whitney (MW) ve Ansari-Bradley (AB) testlerinin ilgili örneklem büyüklükleri ve standart sapma oranları ele alınmaktadır. SAS bilgisayar programı kullanılarak gerçekleştirilen Monte Carlo simülasyon teknikleri detaylı bir şekilde anlatılmıştır.

Wilcoxon testi, Mann-Whitney testi ve Ansari-Bradley testi bu bölümde küçük örnekler ve büyük örnek yaklaşımları için test istatistiklerini planlamıştır. 6 anakütle dağılımı, 7 farklı standart sapma oranı ve 24 farklı örneklem büyüklüğü kombinasyonu kullanılmıştır. Dağılımlarımıza bakacak olursak şu şekilde sıralanmaktadır: Normal dağılım, Platykurtic dağılım, Skewed dağılım, Uniform-Like dağılım, Logistic-Like dağılım, Double Exponential-Like dağılımdır.

İki parametrik olmayan istatistiksel testin iki örnekten elde edilen verilerin, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri için karşılaştırılması yapılmıştır. Bu bilgiler (n_1, n_2) gibi sıralı çiftler olarak sunulmuştur. n_1 ve n_2 birinci ve ikinci örneklerin ilgili örneklem boyutlarıdır. (5, 5) örnek büyüklüğünde hem birinci hem de ikinci örneğin 5 elemandan oluştuğu anlaşılmaktadır.

12'si büyük örneklem, 12'si ise küçük örneklem olmak üzere 24 örneklem büyüklüğü değerlendirilmiştir. Küçük örneklem büyüklüğün toplamı 12'dir, bunun 6'sı eşit diğer 6'sı ise farklıdır. Birinci ve ikinci örneğin hacimleri 12 büyük örneğin 8'inde farklı, 4'ünde eşit olmuştur. Küçük ve eşit örneklem büyüklüğüne sahip kombinasyonlar (5, 5), (8, 8), (10, 10), (12, 12), (16, 16) ve (20, 20), küçük ve farklı örneklem büyüklüğüne sahip kombinasyonlar da (4, 16), (8, 16), (10, 20), (16, 4), (16, 8) ve (20, 10) alınmıştır. Programda büyük, eşit örneklem büyüklüğüne sahip kombinasyonlar (25, 25), (50, 50), (75, 75) ve (100, 100), büyük, farklı örneklem büyüklüğüne sahip kombinasyonlar da (10, 30), (30, 10), (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) alınmıştır.

Eşit örneklem büyüklüğü varsayımı altında WX, MW testi veya AB testi için I. tip hata oranlarını ve gücünü incelemek, bazı önemli bulguları ortaya çıkardı çünkü literatürde değerlendirilen araştırmaların çoğu hem eşit hem de eşit olmayan örneklem

büyüklüğü durumlarında simülasyonlar gerçekleştirmişti. İlk araştırma amacı I. tip hata oranlarını ve yalnızca örneklem büyüklükleri birbirine eşit olmadığında gücü belirlemek olmasına rağmen, bu çalışmada eşit örneklem büyüklüğü koşulu da simüle edilmiştir.

Çalışmada Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri için standart sapması 1 iken yani varyansları homojen olduğunda bu üç test için I. tip hataları ve standart sapma oranları 1'den farklı iken yani varyanslar heterojen olduğunda Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin istatistiksel güçleri tespit edilmiştir. Varyanslar heterojen olduğunda kullanılan standart sapma oranları 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4'tür. Standart sapma oranlarında homojenlikte dikkate alındığında yani 1 de ele alındığında standart sapma oranlarımızın toplamı 7'dir.

Uygulama bölümüne baktığımızda çalışmanın cevap arandığı soru sayısı 24'tür. Soruların 12'si büyük ve diğer 12 tanesi ise küçük örnek hacimleriyle ilişkilidir. Monte Carlo simülasyonu kullanılarak her bir çalışmadaki soruya cevap aranmış kaç tane syntax yazıldığı ve kaç farklı durum incelendiği belirlenmiştir.

Syntax sayıları ve incelemeler küçük örnek büyüklükleri için çalışma soruları aşağıdaki gibidir:

- Örnek büyüklükleri iki örnek arasında eşit olduğunda Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin I. tip hataları arasında fark var mıdır?

İlk araştırma sorusu için küçük örnek durumlarında toplam anakütle dağılımı sayı 6 olarak gözlemlenmiş, bunun 6 küçük ve eşit örnek büyüklüğü incelemelerine baktığımızda I. tip hata oranları standart sapması 1 olarak ele alınmıştır. Bundan dolayı $6 \times 6 \times 1 = 36$ olduğundan 36 adet syntax yazılmış ve 36 farklı durum incelenmiştir.

- Örnek büyüklükleri iki örnek arasında farklı olduğunda Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin I. tip hataları arasında fark var mıdır?

Araştırmanın 2'ci sorusunda, toplam anakütle dağılımı sayı 6 olarak gözlemlenmiş, bunun 6 küçük ve farklı örnek büyüklüğü incelemelerine baktığımızda yine I. tip hata oranlarının standart sapması 1 olarak ele alınmıştır. Bundan dolayı $6 \times 6 \times 1 = 36$ olduğundan 36 adet syntax yazılmış ve 36 farklı durum incelenmiştir.

- Örnek büyüklükleri iki örnek arasında eşit ve varyansların heterojen olduğunda Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin güçleri arasında fark var mıdır?

Araştırmanın 3'cü sorusunda, toplam anakütle dağılım sayı 6 olarak gözlemlenmiş, bunun 6'sı küçük ve eşit olduğundan dolayı varyansların heterojenliği söz konusu olduğu için standart sapma oranı 6 farklı olarak dikkate alınmıştır. Bundan dolayı $6 \times 6 \times 6 = 216$ olduğundan 216 adet syntax yazılmış ve 216 farklı durum incelenmiştir.

- Örnek büyüklükleri iki örnek arasında farklı ve varyansların heterojen olduğunda Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin güçleri arasında fark var mıdır?

Araştırmanın 4'cü sorusunda, toplam anakütle dağılım sayı 6 olarak gözlemlenmiş, bunun 6'sı küçük ve farklı olduğundan dolayı varyansların heterojenliği söz konusu olduğu için standart sapma oranı 6 farklı olarak dikkate alınmıştır. Bundan dolayı $6 \times 6 \times 6 = 216$ olduğundan 216 adet syntax yazılmış ve 216 farklı durum incelenmiştir.

Syntax sayıları ve incelemeler büyük örnek büyüklükleri için çalışma soruları aşağıdaki gibidir:

- Örnek büyüklükleri iki örnek arasında eşit olduğunda Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin I. tip hataları arasında fark var mıdır?

İlk araştırma sorusu için büyük örnek durumlarında toplam anakütle dağılım sayı 6 olarak gözlemlenmiş, bunun 4 büyük ve eşit örnek büyüklüğü incelemelerine baktığımızda I. tip hata oranları standart sapması 1 olarak ele alınmıştır. Bundan dolayı $6 \times 4 \times 1 = 24$ olduğundan 24 adet syntax yazılmış ve 24 farklı durum incelenmiştir.

- Örnek büyüklükleri iki örnek arasında farklı olduğunda Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin I. tip hataları arasında fark var mıdır?

Araştırmanın 2'ci sorusunda, toplam anakütle dağılım sayı 6 olarak gözlemlenmiş, bunun 8 büyük ve farklı örnek büyüklüğü incelemelerine baktığımızda yine I. tip hata oranları standart sapması 1 olarak ele alınmıştır. Bundan dolayı $6 \times 8 \times 1 = 48$ olduğundan 48 adet syntax yazılmış ve 48 farklı durum incelenmiştir.

- Örnek büyüklükleri iki örnek arasında eşit ve varyansların heterojen olduğunda Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin güçleri arasında fark var mıdır?

Araştırmanın 3'cü sorusunda, toplam anakütle dağılım sayı 6 olarak gözlemlenmiş, bunun 4'ü büyük ve eşit olduğundan dolayı varyansların heterojenliği

söz konusu olduğu için standart sapma oranı 6 farklı olarak dikkate alınmıştır. Bundan dolayı $6 \times 4 \times 6 = 144$ olduğundan 144 adet syntax yazılmış ve 144 farklı durum incelenmiştir.

- Örnek büyüklükleri iki örnek arasında farklı ve varyansların heterojen olduğunda Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin güçleri arasında fark var mıdır?

Araştırmanın 4'cü sorusunda, toplam anakütle dağılım sayısı 6 olarak gözlemlenmiş, bunun 8'i büyük ve farklı olduğundan dolayı varyansların heterojenliği söz konusu olduğu için standart sapma oranı 6 farklı olarak dikkate alınmıştır. Bundan dolayı $6 \times 8 \times 6 = 288$ olduğundan 288 adet syntax yazılmış ve 288 farklı durum incelenmiştir.

Bu çalışmada Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin I. tip hataları ve güçleri kıyaslanmış, örnek büyüklükleri küçük olanlar için 8 farklı çalışma sorusu incelenmiş ve yine örnek büyüklükleri büyük olanlar içinde 8 farklı çalışma sorusu değerlendirilmiştir. Bunların her birinin ayrı ayrılıkta toplam incelenmiş durum sayısı 1008'dir. Bilgisayar programı olan SAS paketi ile Monte Carlo simülasyonu çalıştırılmış ve ayrı ayrılıkta her bir durum için 20.000 simülasyon gerçekleştirilmiş ve toplam 1008 syntax yazılmıştır.

3.2. Monte Carlo Simülasyon Uygulaması

Araştırmada Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinde Monte Carlo simülasyonu kullanılarak bu testlerin I. tip hataları ve güçleri karşılaştırılmıştır. Monte Carlo simülasyonu tek bir programla çalışmaz, birkaç programda bu simülasyonu yapmak mümkündür. Veri setlerini örneklemek ve Monte Carlo simülasyonlarını çalıştırmak için doğru popülasyon dağılımları oluşturmak amacıyla popülasyonları güvenilir bir şekilde oluşturmak için bir teknik geliştirmek çok önemliydi. Bu çalışmada simülasyon olduğu için hiçbir insan katılımcı kullanılmamıştır. SAS programını kullanmamızdaki başlıca sebep bu bilgisayar programında matematiksel formülleri ve istatistiksel prosedürleri uygulayabiliyoruz. Bundan yola çıkarak bu bileşenlerimizi dikkate alarak SAS bilgisayar programında Monte Carlo simülasyonu kullanmak ideal hale geliyor. Araştırmada her test istatistiğini hesaplamak için bir SAS programının yanı sıra popülasyonlar ve örnek dağılımları oluşturulmuştur.

Bu arařtırmamız Acer marka bilgisayarla yapılmıř ve bilgisayarımızın özellikleri çift çekirdekli 4 GB RAM 512 bit CPU'ya sahip Windows 10 uyumlu teknolojidir, ayrıca program olarak SAS 9.00 kullanılmıřtır. Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinde türetilmiř test istatistiklerini deęerlendirmek için syntaxların yazımında dikkate alınması gereken veri düzenlemeleri ve varyanslar, uygulanan hipotezler, test istatistikleri ve küçük ve büyük örnek durumları için karar kuralları formülleridir. Bu arařtırmada her örneklem büyüklüęü için alfa (α), 0,05 olarak kabul edilmiřtir.

3.3. Arařtırmada Kullanılan Daęılımları Oluřturma Süreci

Bu arařtırmada kullanılan anakütle veri düzeneklerini oluřturma süreci bu bölümde ele alınmıřtır. Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerini karřılařtırmak için simüle edilen çeřitli popülasyon daęılımları da bu bölümde ele alınmıřtır. Bu çalışmadaki simülasyonlar için, Fleishman'ın güç fonksiyonu kullanılarak popülasyon veri setleri oluřturulmuřtur. Fleishman bir güç fonksiyonu kullanarak, çok çeřitli daęılımlar üretebilen ve ampirik daęılımları simüle edebilen bir popülasyon daęılımı oluřturma teknięi yarattı. Denklem ařaęıdaki gibi okunur:

$$Y = a + ((dX+c) X+b)X(46)$$

Fleishman'ın tanımına göre X a katsayısı negatif bir c 'ye eřit, ortalama sıfır ve birim standart sapması bir veya N (0, 1) olan rastgele bir deęiřkendir ve normal olarak daęılmıřtır. SAS/RANNOR uygulaması, X deęiřkenini oluřturmak için kullanılmıřtır. a, b, c ve d katsayılarını tanımlamak için ortalamalar, standart sapmalar ve çarpıklık ve basıklık kombinasyonları gibi eřlik eden arařtırma kořulları kullanılmıřtır.

Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerini karřılařtırırken popülasyon daęılımlarını tanımlamak çok önemli bir adımdır. Arařtırma konularından biri, normal daęılımdan farklı çarpıklık ve basıklık dereceleri altında oluřturulan I. tip hata oranlarını ve istatistiksel gücü deęerlendirdięinde, Fleishman'ın güç fonksiyonuna dayalı popülasyonları bulmak önemlidir. Bu çalışma için kullanılan yöntem ise Monte Carlo simülasyonudur. Algina, Olejnik ve Ocanto'ya 1989 göre bu çalışmada on iki popülasyon daęılımı kullanılmıřtır. Bu iki parametrik olmayan istatistiksel yaklařımı test etmek için toplam on beř popülasyon daęılımı incelenmiřtir. Ařaęıdaki tablo

çarpıklık ve basıklık eşleştirmelerinin yanı sıra ortalama 0 ve standart sapma 1 olan b, c ve d katsayılarını içermektedir. Bu tablo, Fleishman'ın 1978 tarihli çalışmasına dayanmaktadır.

Tablo 1: $\mu=0$ ve $\sigma=1$ için fleishman'ın güç fonksiyonu

Dağılım	Çarpıklık (γ_1)	Basıklık (γ_2)	a	b	c	d
Normal	0,00	0,00	0,00	1,0000000	0,00	0,00
Platykurtic	0,00	-0,50	0,00	1,0767327	0,00	-0,0262683
Normal Platykurtic	0,00	-1,00	0,00	1,2210010	0,00	-0,0801584
Leptokurtic ¹	0,00	1,00	0,00	0,9029766	0,00	0,0313565
Leptokurtic ²	0,00	2,00	0,00	0,8356646	0,00	0,0520574
Leptokurtic ³	0,00	3,75	0,00	0,7480208	0,00	0,0778727
Skewed	0,75	0,00	-0,1736300	1,1125146	0,1736300	-0,0503344
Skewed and Platykurtic ¹	0,50	-0,50	-0,1201561	1,1478491	0,1201561	-0,0575035
Skewed and Platykurtic ²	0,25	-1,00	-0,0774624	1,2634128	0,0774624	-0,1000360
Skewed and Leptokurtic ¹	0,75	3,75	-0,0856306	0,7699520	0,0856306	0,0693486
Skewed and Leptokurtic ²	1,25	3,75	-0,1606426	0,8188816	0,1606426	0,0491652
Skewed- Leptokurtic	1,75	3,75	-0,3994967	0,9296605	0,3994967	-0,0364670
Uniform-like ²	0,00	-1,20	0,00	1,2237300	0,00	-0,0636881
Logistic-like ²	0,00	1,30	0,00	0,8807330	0,00	0,0382866
Double exponential-like ²	0,00	3,00	0,00	0,7823562	0,00	0,06790456

Kaynak: Lee, C. H. (2007) ve Senger, Ö. (2011).

3.4. Çalışmanın Örneklem Büyüklüğü, Standart Sapma Oranları ve α Anlamlılık Düzeyinin Belirlenmesi

Eşit örneklem büyüklüğü varsayımı altında Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri için I. tip hata oranlarını ve gücünü incelemek bazı önemli bulguları ortaya çıkardı çünkü literatürde değerlendirilen araştırmaların çoğu hem eşit hem de eşit olmayan örneklem büyüklüğü durumlarında simülasyonlar gerçekleştirmiştir. Bu çalışmanın nominal I. tip hatasının (önem derecesi) 0,05 olması nedeniyle seçilen örneklem büyüklüğü kombinasyonları literatüre dayanmaktadır. İstatistiksel testler bu örnek boyutu ayarları altında farklı tepkiler verebileceğinden hem

eşit hem de eşit olmayan örnek boyutu koşulları araştırılmıştır. Araştırmanın amacı I. tip hata oranlarını ve güç karşılaştırmalarında kullanılan örnek büyüklükleri dikkate alınarak bu çalışmada eşit örneklem büyüklüğü koşulu simüle edilmiştir.

Zimmerman'ın 1985 yılındaki çalışmasında eşit ve küçük örneklem boyutu (5, 5) Olejnik, Algina ve Ocanto 1989 yılındaki çalışmalarında da kullanmıştır. Zimmerman ve Zumbo 1990 tarafından kullanılan örnek büyüklükleri eşit ve küçük örneklem boyutu (8, 8) ve (16, 16) Schroer ve Trenkler 1995 tarafından yapılan araştırmada (8, 8) küçük örneklem büyüklüğü kullanılmıştır. Önceki çalışmalardan farklı olarak bu çalışmada örneklem büyüklüğü (12, 12) kullanılmıştır.

Zimmerman'ın 1985 yılındaki çalışmasında küçük ve farklı örneklem büyüklüğü (4, 16) ve (16, 4) Penfield'in 1994 yılındaki çalışmasındaki (10, 20) ve (20, 10) örneklem büyüklüğü Lee'nin 2007 yılındaki çalışmasına baktığımızda burada kullanıldığını Senger'in 2011 yılındaki çalışmasında farklı ve küçük örneklem büyüklüğü (8, 16) ve (16, 8) olduğu gözlemlenmiştir.

Schroer ve Trenkler'in 1995 yılındaki çalışmasında eşit ve büyük örneklem boyutu (25, 25) ve (50, 50) Sackrowitz ve Samuel-Cahn'ın 1999 tarafından kullanılan örnek büyüklüğü eşit ve büyük örneklem boyutu (100, 100) Friedman ve Rafsky'nin 1979 yılındaki çalışmalarında da kullanmıştır. Önceki çalışmalardan farklı olarak bu çalışmada örneklem büyüklüğü (75, 75) kullanılmıştır.

MacDonald'ın 1999 yılındaki çalışmasında farklı ve büyük örneklem boyutu (10, 30) ve (30, 10) Kasuya'nın 2001 tarafından kullanılan bu çalışmada örnek büyüklükleri farklı ve büyük örneklem boyutu (50, 100) ve Bradstreet'in 1997 tarafından yapılan araştırmada ise (100, 50) büyük örneklem büyüklüğü olarak kullanılmış Senger'in 2011 yılındaki çalışmasında farklı ve büyük örneklem büyüklüğü (50, 75), (75, 50), (75, 100) ve (100, 75) olduğu gözlemlenmiştir.

Burada bildirilen simülasyon bulguları eşit olmayan örneklem büyüklüğü kombinasyonları Mann-Whitney testinde kullanılarak literatürü ya doğruladı ya da yalanladı. Ek olarak, çalışmanın araştırma hedeflerine ilişkin sonuçlar çıkarmak için Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri sonuçlarının karşılaştırılmasını sağlamak için kombinasyonlar seçilmiştir.

Çalışmada kullandığımız standart sapma oranlarını önceden çalışılmış konular dikkate alınarak tespit edilmiş ve bu çalışmamızda aynı standart sapma oranları kullanılmıştır. Bahsettiğimiz bu çalışmalar, Zimmerman'ın 1998 yılındaki çalışmasında kullandığı değerler $\frac{\sigma_1}{\sigma_2} = 1, 2, 3$ ve 4 ve Lee'nin 2007 yılındaki çalışmasındaki değerleri $\frac{\sigma_1}{\sigma_2} = 1/2, 1/3$ ve $1/4$ ve Senger'in 2011 yılındaki çalışmasındaki standart sapma değerleri ise $\frac{\sigma_1}{\sigma_2} = 1, 2, 3$ ve 4, $\frac{\sigma_1}{\sigma_2} = 1/2, 1/3$ ve $1/4$ şeklindedir.

Bahsettiğimiz standart sapma değerlerinin hepsi Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin I. tip hatalarının tespiti ve güçlerin karşılaştırılması için kullanılmıştır.

Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley parametrik olmayan hipotez testlerinin α önem seviyesi, Anlamlılık eşiği (α) 0,05 olan küçük örneklem boyutu Schroer ve Trenkler (1995) idi. Zimmerman ve Zumbo'nun araştırmasında, popülasyon varyansları farklı olduğunda, MW testinin gerçek Tip I hata oranının 0,05'e yakın olduğu keşfedildi.

Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley parametrik olmayan hipotez testlerinin α önem seviyesi, Schroer ve Trenkler 1995 yıllarındaki çalışmasında küçük örneklem boyutu anlamlılık eşiği $\alpha=0,05$ önem seviyesinde, Trenkler 1995 yılındaki çalışmasında aynı şekilde önem seviyesi $\alpha=0,05$, Lee'nin 2007 yılındaki çalışması ve Senger'in 2011 yılındaki çalışması dikkate alınarak önem seviyesi $\alpha=0,05$ olarak belirlenmiştir.

3.5. Simülasyon Prosedürü

İhtiyaç duyulan örnekler Monte Carlo simülasyonu kullanılarak ilgili katsayılarla (a, b, c ve d) Fleishman'ın güç fonksiyonundan altı popülasyon dağılımı simüle edildikten sonra, belirlenen koşullara göre rastgele üretilmiştir. SAS/RANNOR tekniği, iki popülasyon standart sapması arasındaki gerekli örnek büyüklükleri ve oran kombinasyonlarını belirledikten sonra iki örnek veri seti oluşturmak için dizayn edilmiştir. SAS/NPAR1WAY işlemi daha sonra Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-

Bradley testlerini karşılaştırmak için kullanılmıştır. Çalışmadaki simülasyon gidişatına baktığımızda adımlarımız sırasıyla şu şekildedir:

- 6 anakütle dağılımı üretilmiş ve bu üretilmiş dağılımlar SAS/RANNOR programı çalıştırılarak Fleishman'ın güç fonksiyonu $\mu=0$ ve $\sigma=1$ değerleri kullanılarak yapılmıştır.
- Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin α önem seviyesi 0,05 olarak belirlenmiştir.
- Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin formülleri belirlenmiştir.
- Sıfır hipotezi (H_0) ve (H_a) alternatif hipotezi testler için ayrı ayrılıkta kıyaslamaları yapılmıştır.
- Çalışma için 6 anakütle dağılım kullanıldı ve bu dağılımlar bağımsız örnek üretmek için rastgele 24 farklı örneklem büyüklüğü kullanılarak yapılmıştır.
- Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin bu örnekler için istatistiksel test değerleri hesaplanmıştır.
- Sıfır hipotezine H_0 baktığımızda kabul veya reddedilmesini belirlemek için hesaplanan istatistiksel test kritik tablo değerleri karşılaştırılmıştır.
- Her testin I. tip hata oranı ve gücü, toplam tekrarlanan sayı olarak 20.000 tekrar kullanılarak simüle edilmiştir. Gerçek I. tip hata oranlarıyla karşılaştırmalar için, bu çalışma için nominal I. tip hata oranı $\alpha=0,05$ olarak ayarlanmıştır. Böylece değerlendirilen toplam tekrarlanan sayının Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley test sonuçları üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Bu simüle edilmiş verileri kullanarak sonuç elde etmek için SAS/RANNOR prosedüründen faydalanılmıştır.

3.6. Sonuçlar

Bu araştırmada Monte Carlo simülasyon kullanılarak Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin I. tip hata oranları ve istatistiksel güç analizi yapılmıştır. 6 anakütle dağılımı (Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like), 24 farklı örneklem (5, 5), (8, 8), (10, 10), (12, 12), (16, 16), (20, 20), (4, 16), (8, 16), (10, 20), (16, 4), (16, 8), (20, 10), (25, 25), (50, 50), (75, 75), (100, 100), (10, 30), (30, 10), (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50), (100, 75) ve 7 farklı

standart sapma oranı (1, 2, 3, 4, 1/4, 1/3, 1/2) vardır. Toplam 168 koşul için tam 20.000 tekrar yapılmıştır. Ayrıca, bu bölümde Monte Carlo simülasyon çalışması sonucu elde edilen sonuçlar büyük ve küçük örneklem durumları için ayrı ayrılıkta incelenmiştir.

3.6.1. Küçük Örnek Durumundaki Bulgular

Araştırmada aynı anakütle dağılımından aynı standart sapma oranlarına ancak farklı örneklem büyüklüklerine sahip iki örneğin koşullarını modellemek için simülasyon yazılımı kullanmıştır. Küçük örnek büyüklüğüne baktığımızda 12 farklı örnek incelenmiştir. Bunların aynı anakütle dağılımından tam olarak 6'sı eşit örneklem büyüklüğü (5, 5), (8, 8), (10, 10), (12, 12), (16, 16), (20, 20) ve diğer 6'sına baktığımızda ise düzensiz yani farklı örneklem büyüklüğü (4, 16), (8, 16), (10, 20), (16, 4), (16, 8) ve (20, 10) simüle edilmiştir.

3.6.1.1. Örneklem Büyüklükleri Eşit Olduğunda, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin I. Tip Hataları Arasında Farklılık Olup Olmadığına Göre Elde Edilen Sonuçlarının Karşılaştırılması

Küçük örnek büyüklüğü 6 anakütle dağılımına uygulanmış ve toplam 12 adet örnekleme yapılmıştır. Bu örnek büyüklüklerinin 6'sı küçük ve eşit diğer 6'sı ise küçük ve farklıdır. Örnek büyüklükleri küçük ve eşit olan değerlerin I. tip hata oranlarına baktığımızda Wilcoxon testine göre Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri daha yüksek sonuç vermiştir. Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin 6 küçük ve eşit örnek büyüklüğünün yarısında Mann-Whitney testi diğer yarısında ise Ansari-Bradley testi yüksek sonuç vermiştir. Bu iki testin daha yüksek sonuç veren I. tip hata oranlarına baktığımızda (16, 16) örnek büyüklükleri; Normal dağılımda (Mann-Whitney testi=0,048, Ansari-Bradley testi=0,052), Platykurtic dağılımda (Mann-Whitney testi=0,045, Ansari-Bradley testi=0,054), Skewed dağılımda (Mann-Whitney testi=0,046, Ansari-Bradley testi=0,056), Uniform-Like dağılımda (Mann-Whitney testi=0,049, Ansari-Bradley testi=0,053), Logistic-Like dağılımda (Mann-Whitney testi=0,044, Ansari-Bradley testi=0,054) ve Double Exponential-Like dağılımı (Mann-Whitney testi=0,049, Ansari-Bradley testi=0,054) değerlerinden görüldüğü üzere Mann-

Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin I. tip hata oranları birbirine yakın değerler vermiştir.

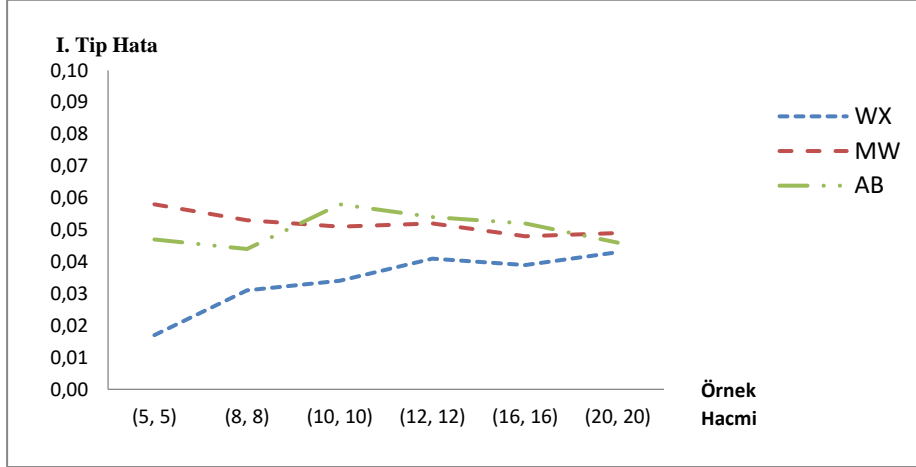
Bu çalışmadaki küçük ve eşit örnek büyüklüklerin hepsine baktığımızda I. tip hata oranlarında en düşük sonuç Wilcoxon testinde rastlanmıştır. Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin (20, 20) örnek hacimlerine bakacak olursak; Normal dağılımda (Wilcoxon testi=0,043, Mann-Whitney testi=0,049, Ansari-Bradley testi=0,046), Platykurtic dağılımda (Wilcoxon testi=0,043, Mann-Whitney testi=0,051, Ansari-Bradley testi=0,046), Skewed dağılımda (Wilcoxon testi=0,043, Mann-Whitney testi=0,048, Ansari-Bradley testi=0,048), Uniform-Like dağılımda (Wilcoxon testi=0,045, Mann-Whitney testi=0,051, Ansari-Bradley testi=0,048), Logistic-Like dağılımda (Wilcoxon testi=0,042, Mann-Whitney testi=0,048, Ansari-Bradley testi=0,047) ve Double Exponential-Like dağılımı (Wilcoxon testi=0,043, Mann-Whitney testi=0,051, Ansari-Bradley testi=0,047) değerlerinden görüldüğü üzere Wilcoxon testi Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinden daha düşük değerler vermiştir.

Küçük ve eşit örnek büyüklüklerin tümüne baktığımızda I. tip hata oranlarında en düşük sonuç (5, 5) örnek hacimlerinde rastlanmıştır. Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin küçük ve eşit (5, 5) örnek hacimlerine bakacak olursak; Normal dağılımda (Wilcoxon testi=0,017, Mann-Whitney testi=0,058, Ansari-Bradley testi=0,047), Platykurtic dağılımda (Wilcoxon testi=0,015, Mann-Whitney testi=0,054, Ansari-Bradley testi=0,046), Skewed dağılımda (Wilcoxon testi=0,015, Mann-Whitney testi=0,055, Ansari-Bradley testi=0,046), Uniform-Like dağılımda (Wilcoxon testi=0,016, Mann-Whitney testi=0,058, Ansari-Bradley testi=0,048), Logistic-Like dağılımda (Wilcoxon testi=0,016, Mann-Whitney testi=0,058, Ansari-Bradley testi=0,046) ve Double Exponential-Like dağılımı (Wilcoxon testi=0,014, Mann-Whitney testi=0,052, Ansari-Bradley testi=0,049) değerlerinden görüldüğü üzere en düşük I. tip hata oranı Wilcoxon testinde Double Exponential-Like dağılımında görülmüştür.

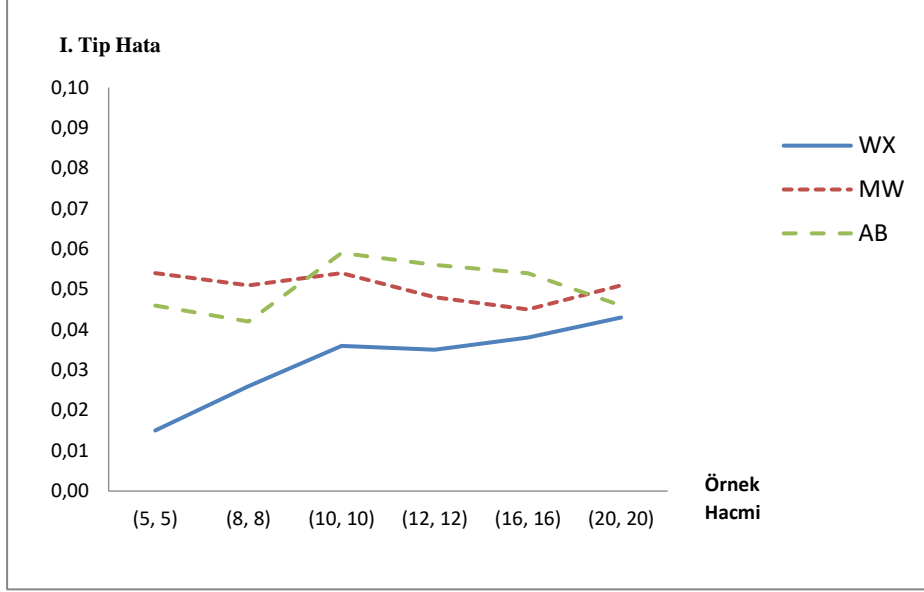
Yine küçük ve eşit örnek büyüklüklerin tümüne baktığımızda çalışmaya konu olan I. tip hata oranlarında en büyük sonuç (10, 10) örnek hacimlerinde rastlanmıştır. Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin küçük ve eşit (10, 10) örnek hacimlerine bakacak olursak; Normal dağılımda (Wilcoxon testi=0,034, Mann-Whitney

testi=0,051, Ansari-Bradley testi=0,058), Platykurtic dağılımda (Wilcoxon testi=0,036, Mann-Whitney testi=0,054, Ansari-Bradley testi=0,059), Skewed dağılımda (Wilcoxon testi=0,036, Mann-Whitney testi=0,054, Ansari-Bradley testi=0,057), Uniform-Like dağılımda (Wilcoxon testi=0,035, Mann-Whitney testi=0,052, Ansari-Bradley testi=0,055), Logistic-Like dağılımda (Wilcoxon testi=0,036, Mann-Whitney testi=0,052, Ansari-Bradley testi=0,057) ve Double Exponential-Like dağılımı (Wilcoxon testi=0,034, Mann-Whitney testi=0,051, Ansari-Bradley testi=0,057) değerlerinden görüldüğü üzere en büyük I. tip hata oranı Ansari-Bradley testinde Platykurtic dağılımında görülmüştür.

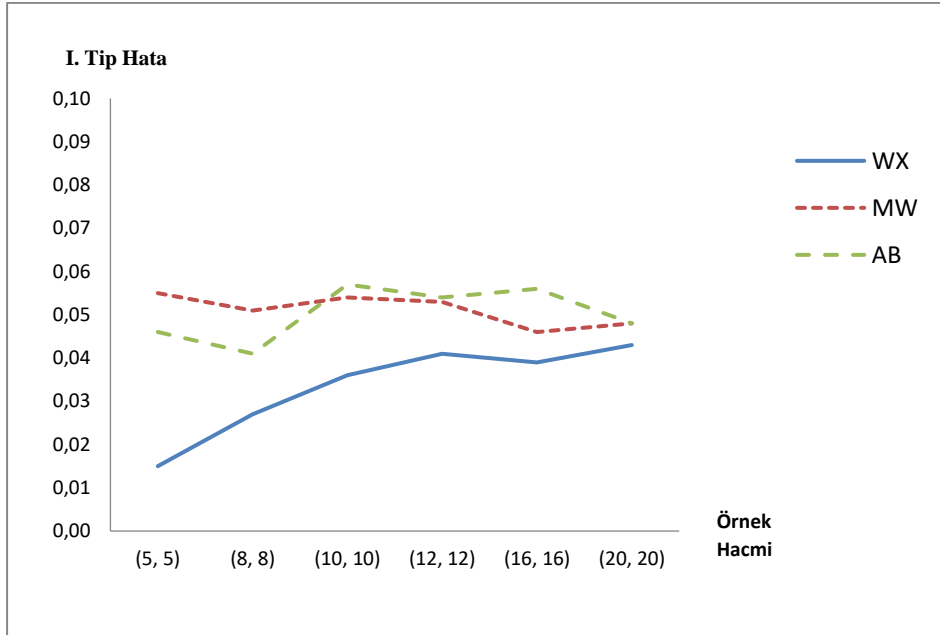
Yukarıda da görüldüğü üzere tüm küçük ve eşit örnek büyüklüklerine baktığımızda I. tip hata oranlarında en küçük sonuca (5, 5) örnek hacimlerinde rastlanmış ve bu örnek hacimlerinin sonucu Double Exponential-Like dağılımında (0,014) olarak görülmüştür. En büyük sonuca bakacak olursak burada da küçük ve eşit örnek büyüklüklerinin I. tip hata oranlarına baktığımızda sonucu (10, 10) örnek hacimleri vermiş ve Platykurtic dağılımında (0,059) olarak görülmüştür.



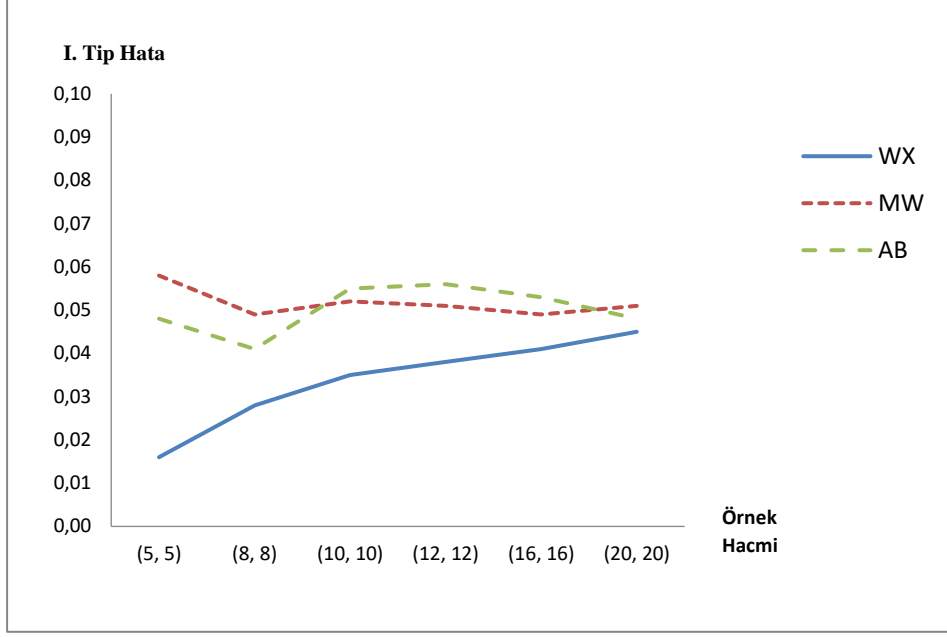
Şekil 7: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



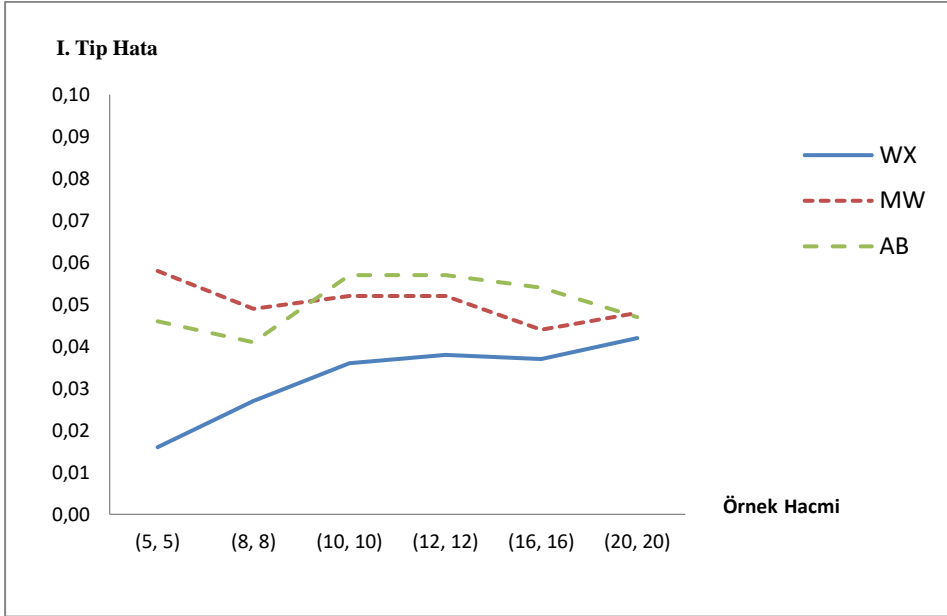
Şekil 8: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



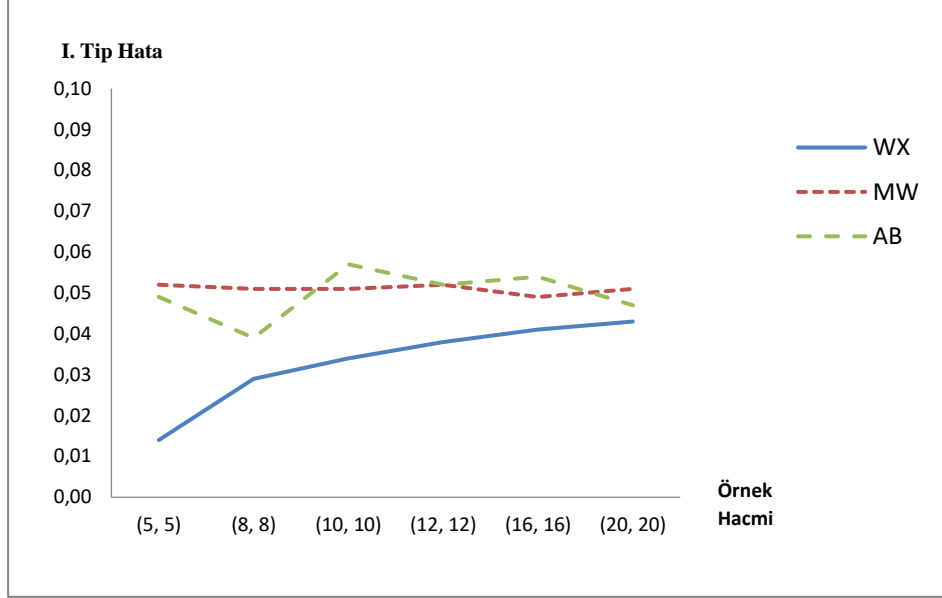
Şekil 9: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



Şekil 10: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



Şekil 11: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



Şekil 12: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda double exponential-like için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.

6 anakütle dağılımına Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri uygulanmış ve I. tip hataları tespit edilmiştir. I. tip hataları tespit edilirken önem seviyesi α 'nın 0,05 değerinden daha düşük olması dikkate alınmış ve Monte Carlo simülasyonu kullanılarak bulunan sonuçlar Tablo 2'de belirtilmiştir. Bu tablodaki sonuçlara bakıldığında önem seviyesi α 'nın 0,05 değerinden düşük ve 0,05 değerine eşit olması "*" sembolüyle belirtilmiştir. I. tip hatalarda örnek büyüklüklerinde α önem seviyesine baktığımızda bazı testlerde yüksek ve bazılarında ise daha düşük sonuç verdiği görülmüştür.

Tablo 2: İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri eşit olduğunda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları. (standart sapmalar oranı=1)

POPÜLASYON DAĞILIMI	n ₁	n ₂	I. TİP HATA ORANI		
			WX	MW	AB
NORMAL	5	5	0,017*	0,058	0,047*
	8	8	0,031*	0,053	0,044*
	10	10	0,034*	0,051	0,058
	12	12	0,041*	0,052	0,054
	16	16	0,039*	0,048*	0,052
	20	20	0,043*	0,049*	0,046*
PLATYKURTİC	5	5	0,015*	0,054	0,046*
	8	8	0,026*	0,051	0,042*
	10	10	0,036*	0,054	0,059
	12	12	0,035*	0,048*	0,056
	16	16	0,038*	0,045*	0,054
	20	20	0,043*	0,051	0,046*
SKEWED	5	5	0,015*	0,055	0,046*
	8	8	0,027*	0,051	0,041*
	10	10	0,036*	0,054	0,057
	12	12	0,041*	0,053	0,054
	16	16	0,039*	0,046*	0,056
	20	20	0,043*	0,048*	0,048*
UNİFORM-LİKE	5	5	0,016*	0,058	0,048*
	8	8	0,028*	0,049*	0,041*
	10	10	0,035*	0,052	0,055
	12	12	0,038*	0,051	0,056
	16	16	0,041*	0,049*	0,053
	20	20	0,045*	0,051	0,048*
LOGİSTİC-LİKE	5	5	0,016*	0,058	0,046*
	8	8	0,027*	0,049*	0,041*
	10	10	0,036*	0,052	0,057
	12	12	0,038*	0,052	0,057
	16	16	0,037*	0,044*	0,054
	20	20	0,042*	0,048*	0,047*
DOUBLE EXPONENTIAL-LİKE	5	5	0,014*	0,052	0,049*
	8	8	0,029*	0,051	0,039*
	10	10	0,034*	0,051	0,057
	12	12	0,038*	0,052	0,052
	16	16	0,041*	0,049*	0,054
	20	20	0,043*	0,051	0,047*

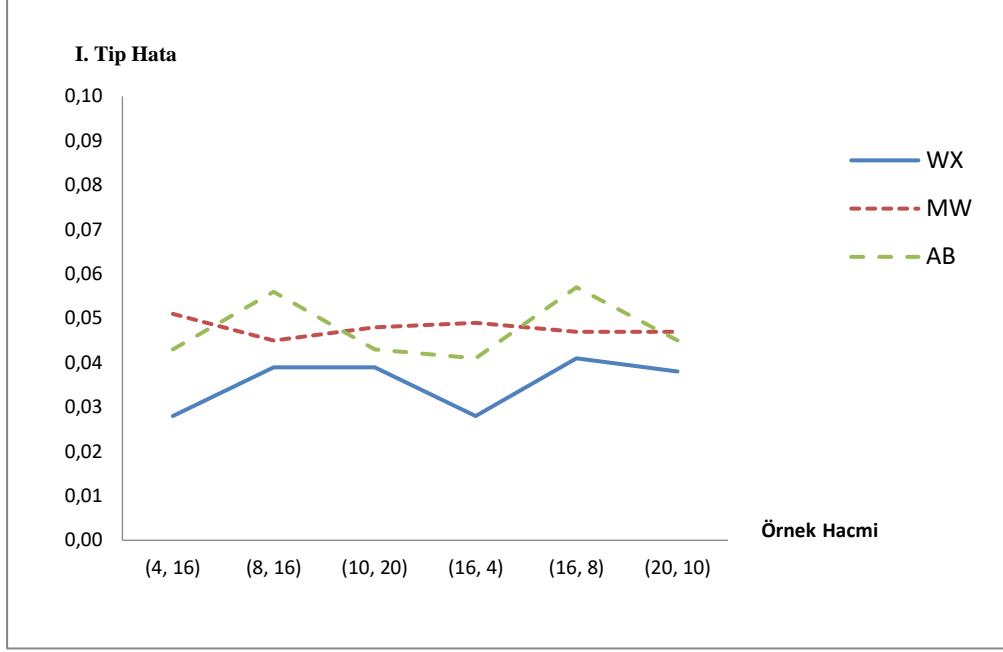
* $\alpha=0,05$ 'den küçük veya eşit olan değerler.

3.6.1.2. Örneklem Büyüklükleri Farklı Olduğunda, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin I. Tip Hataları Arasında Farklılık Olup Olmadığına Göre Elde Edilen Sonuçlarının Karşılaştırılması

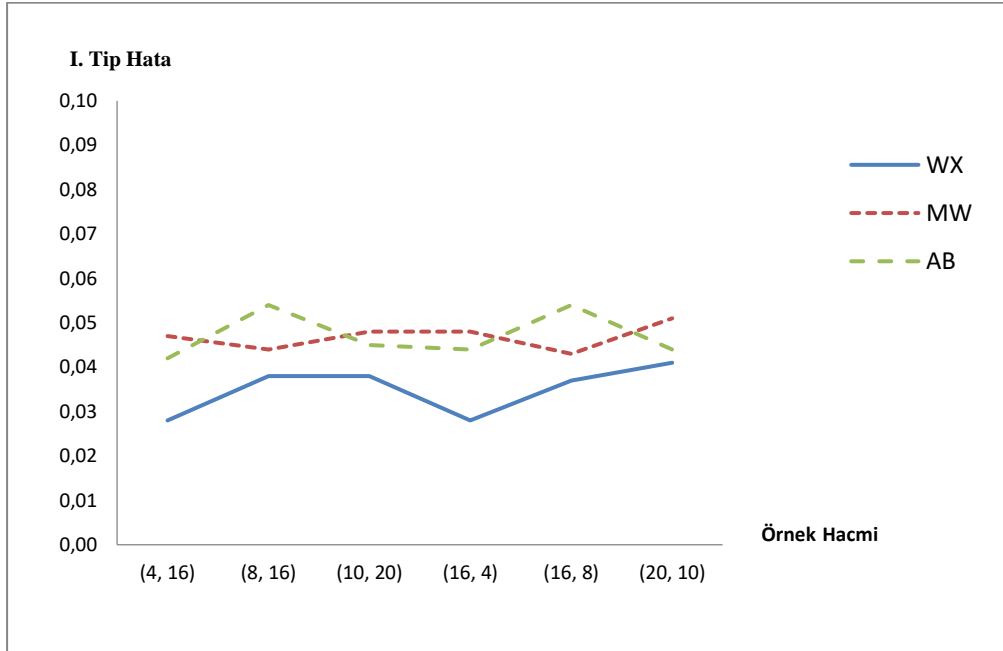
Küçük örnek büyüklüğü 6 anakütle dağılımına uygulanmış ve toplam 12 adet örneklemle yapılmıştır. Bu örnek büyüklüklerinin 6'sı küçük ve eşit diğer 6'sı ise küçük ve farklıdır. Örnek büyüklükleri küçük ve farklı olan değerlerin I. tip hata oranlarına

baktığımızda Wilcoxon testine göre Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri daha yüksek sonuç vermiştir. Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin 6 küçük ve farklı örnek büyüklüğünün dördünde Mann-Whitney testi diğer ikisinde ise Ansari-Bradley testi yüksek sonuç vermiştir. Mann-Whitney testinin Ansari-Bradley testine nazaran daha yüksek sonuç veren I. tip hata oranlarına baktığımızda Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında daha yüksek sonuç veren örnekler (4, 16), (10, 20), (16, 4) ve (20, 10)'dur. Ansari-Bradley testinin Mann-Whitney testine nazaran daha yüksek sonuç veren I. tip hata oranlarına baktığımızda ise bu örnek büyüklükleri (8, 16) ve (16, 8)'dir. Mann-Whitney testinin Normal dağılımda I. tip hata oranlarına baktığımızda en yüksek örnek büyüklükleri (4, 16), en düşük örnek büyüklükleri ise (8, 16)'dır. Bu örnek büyüklüklerinin değerlerine bakacak olursak (4, 16)'da (Mann-Whitney testi=0,051), (8, 16)'da ise (Mann-Whitney testi=0,045)'dir. Ansari-Bradley testinin Normal dağılımda I. tip hata oranlarına baktığımızda en yüksek örnek büyüklükleri (16, 8), en düşük örnek büyüklükleri ise (16, 4)'dür. Bu örnek büyüklüklerinin değerlerine bakacak olursak (16, 8)'de (Ansari-Bradley testi=0,057), (16, 4)'de ise (Ansari-Bradley testi=0,041)'dir. Sırasıyla bütün dağılımlara bakacak olursak Mann-Whitney testinin Platykurtic dağılımda I. tip hata oranlarına baktığımızda en yüksek örnek büyüklükleri (20, 10), en düşük örnek büyüklükleri ise (16, 8)'dir. Bu örnek büyüklüklerinin değerlerine bakacak olursak (20, 10)'da (Mann-Whitney testi=0,051), (16, 8)'de ise (Mann-Whitney testi=0,043)'dir. Ansari-Bradley testinin Platykurtic dağılımda I. tip hata oranlarına baktığımızda en yüksek örnek büyüklükleri (8, 16) ve (16, 8)'de çıkmış ve sonuçlar eşit olarak gözlemlenmiştir. Bu dağılımın I. tip hata oranlarına baktığımızda en düşük örnek büyüklükleri ise (4, 16)'dır. Bu örnek büyüklüklerinin değerlerine bakacak olursak (8, 16) ve (16, 8)'de (Ansari-Bradley testi=0,054), (4, 16)'da ise (Ansari-Bradley testi=0,042)'dir. Mann-Whitney testinin Skewed dağılımda I. tip hata oranlarına baktığımızda en yüksek örnek büyüklükleri (4, 16) ve (20, 10), en düşük örnek büyüklükleri ise (8, 16) ve (16, 8)'dir. Bu örnek büyüklüklerinin değerlerine bakacak olursak (4, 16) ve (20, 10)'da (Mann-Whitney testi=0,051), (8, 16) ve (16, 8)'de ise (Mann-Whitney testi=0,044)'dür. Ansari-Bradley testinin Skewed dağılımda I. tip hata oranlarına baktığımızda en yüksek örnek büyüklükleri (8, 16), en düşük örnek büyüklükleri ise (16, 4)'dür. Bu örnek büyüklüklerinin değerlerine bakacak olursak (8, 16)'da (Ansari-Bradley testi=0,057), (16, 4)'de ise (Ansari-Bradley testi=0,042)'dir.

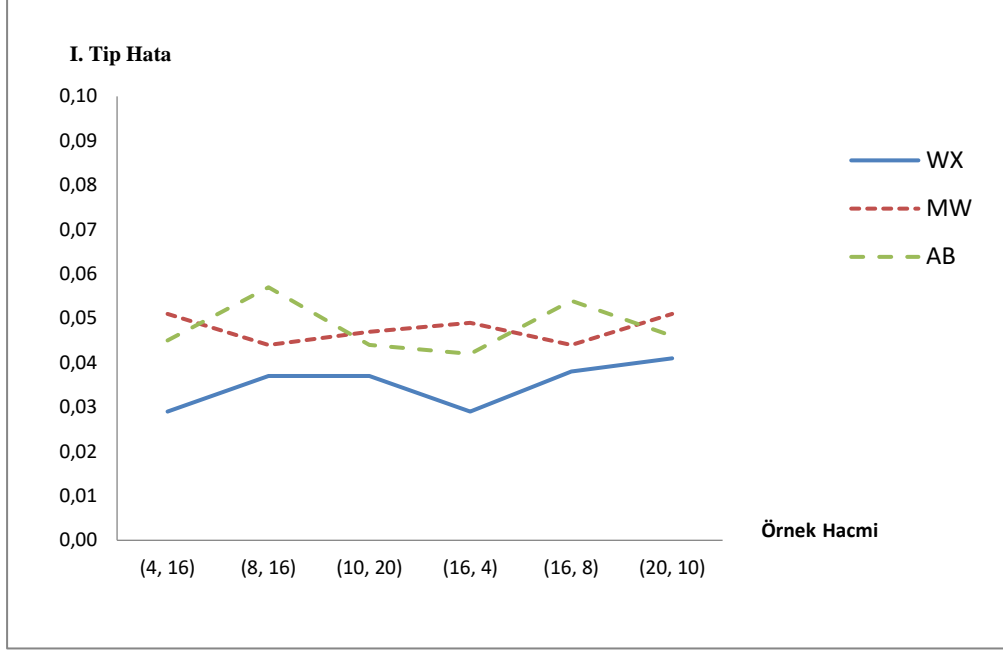
Mann-Whitney testinin Uniform-Like dağılımda I. tip hata oranlarına baktığımızda en yüksek örnek büyüklükleri (16, 4), en düşük örnek büyüklükleri ise (16, 8)'dir. Bu örnek büyüklüklerinin değerlerine bakacak olursak (16, 4)'de (Mann-Whitney testi=0,051), (16, 8)'de ise (Mann-Whitney testi=0,043)'dür. Ansari-Bradley testinin Uniform-Like dağılımda ise I. tip hata oranlarına baktığımızda en yüksek örnek büyüklükleri (8, 16), en düşük örnek büyüklükleri ise (4, 16) ve (16, 4)'dür. Bu örnek büyüklüklerinin değerlerine bakacak olursak (8, 16)'da (Ansari-Bradley testi=0,055), (4, 16) ve (16, 4)'de ise (Ansari-Bradley testi=0,042)'dir. Mann-Whitney testinin Logistic-Like dağılımda I. tip hata oranlarına baktığımızda en yüksek örnek büyüklükleri (10, 20) ve (20, 10), en düşük örnek büyüklükleri ise (8, 16)'dir. Bu örnek büyüklüklerinin değerlerine bakacak olursak (10, 20) ve (20, 10)'da (Mann-Whitney testi=0,051), (8, 16)'da ise (Mann-Whitney testi=0,045)'dir. Ansari-Bradley testinin Logistic-Like dağılımda ise I. tip hata oranlarına baktığımızda en yüksek örnek büyüklükleri (16, 8), en düşük örnek büyüklükleri ise (20, 10)'dur. Bu örnek büyüklüklerinin değerlerine bakacak olursak (16, 8)'de (Ansari-Bradley testi=0,055), (20, 10)'da ise (Ansari-Bradley testi=0,043)'dür. Dağılımların sonucusu olan Double Exponential-Like dağılımına bakacak olursak Mann-Whitney testinin I. tip hata oranlarının en yüksek örnek büyüklükleri (4, 16), (10, 20) ve (20, 10), en düşük örnek büyüklükleri ise (8, 16)'dir. Bu örnek büyüklüklerinin değerlerine bakacak olursak (4, 16), (10, 20) ve (20, 10)'da (Mann-Whitney testi=0,049), (8, 16)'da ise (Mann-Whitney testi=0,044)'dür. Ansari-Bradley testinin Double Exponential-Like dağılımda ise I. tip hata oranlarına baktığımızda en yüksek örnek büyüklükleri (16, 8), en düşük örnek büyüklükleri ise (4, 16)'dir. Bu örnek büyüklüklerinin değerlerine bakacak olursak (16, 8)'de (Ansari-Bradley testi=0,055), (4, 16)'da ise (Ansari-Bradley testi=0,043)'dür.



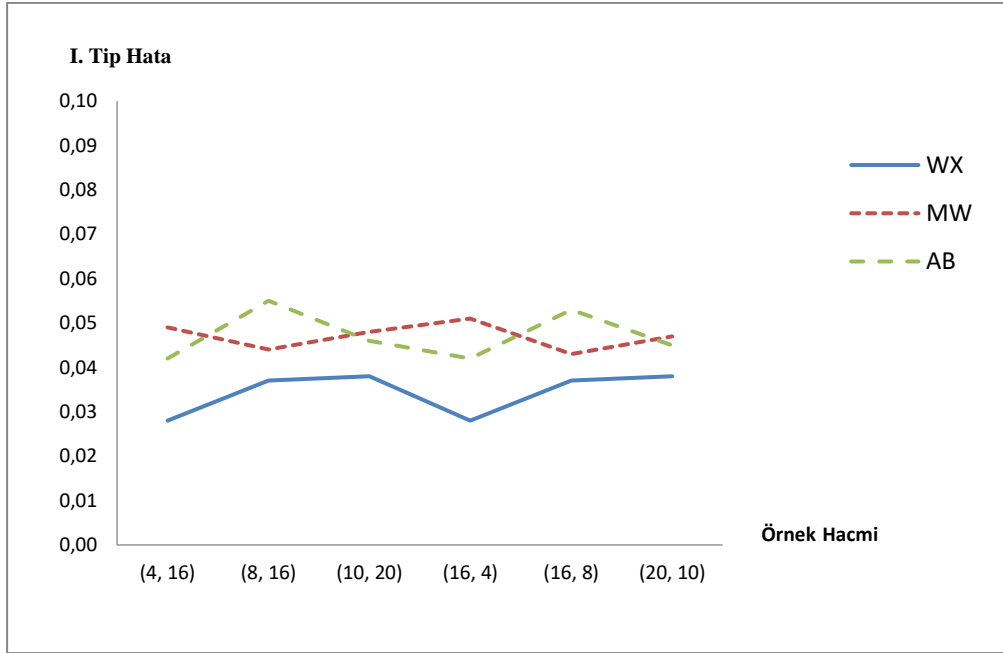
Şekil 13: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda normal için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



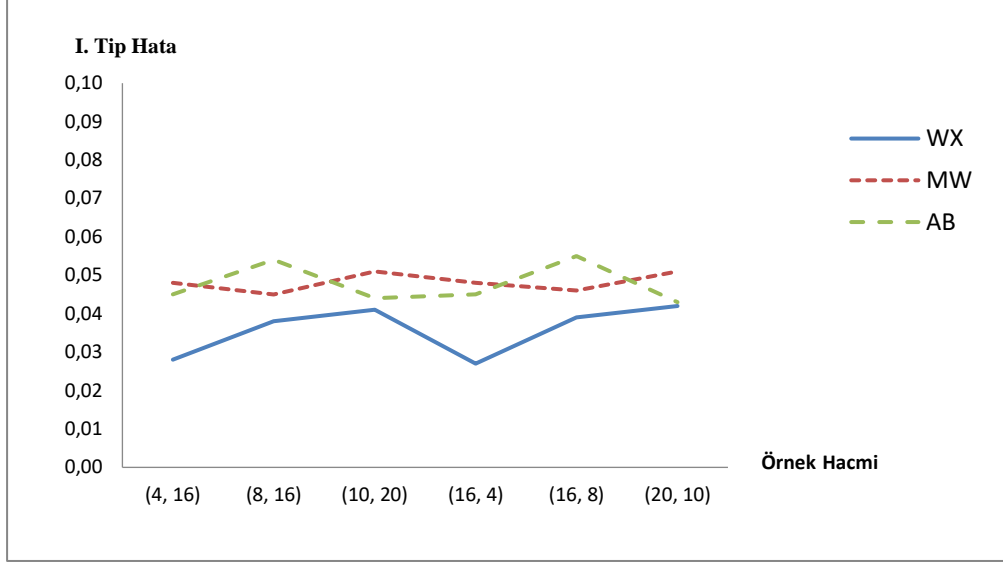
Şekil 14. Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda platykurtic için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



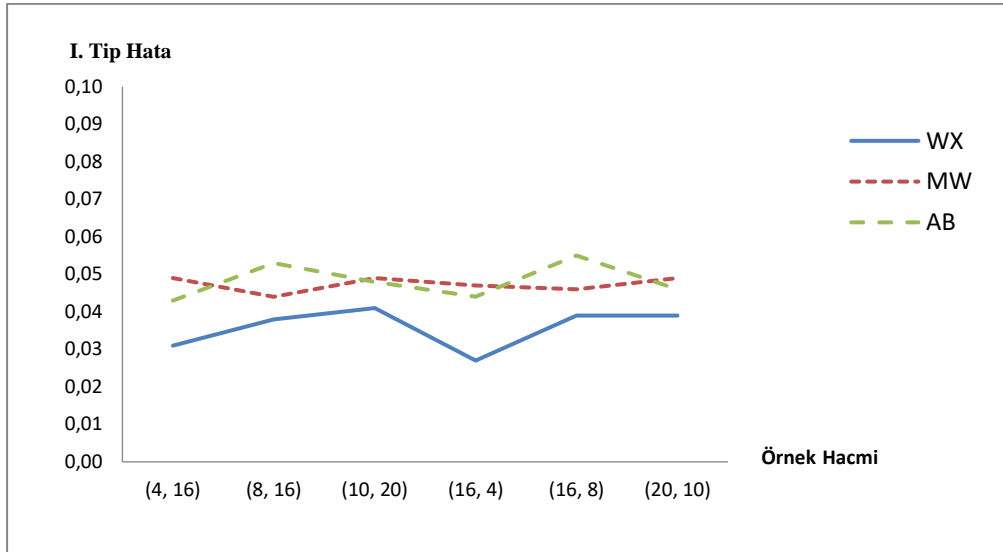
Şekil 15: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda skewed için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



Şekil 16: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda uniform-like için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



Şekil 17: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda logistic-like için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



Şekil 18: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda double exponential-like için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.

Yukarıda da görüldüğü üzere I. tip hata oranlarında α önem seviyesi en yüksek sonucu Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri vermiştir. 6 örnek dağılımının 4'ü Mann-Whitney testinde yüksek sonuç vermiş ve böylelikle Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri arasında Mann-Whitney testinin daha yüksek sonuç verdiği kanaatine varılmıştır. Tüm küçük ve farklı örnek büyüklüklerine baktığımızda I. tip hata oranlarında en küçük sonuca (16, 4) örnek hacimlerinde rastlanmış ve bu örnek

hacimlerinin sonucu Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında (0,027) olarak Wilcoxon testinde görülmüştür. En büyük sonuca bakacak olursak burada da küçük ve farklı örnek büyüklüklerinin I. tip hata oranlarına baktığımızda sonucu (8, 16) ve (16, 8) örnek hacimleri vermiş ve Normal ve Skewed dağılımlarında (0,057) olarak Ansari-Bradley testinde görülmüştür. Monte Carlo simülasyonu kullanılarak bulunan sonuçlar Tablo 3'te belirtilmiştir.

Tablo 3: İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri farklı olduğunda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları. (standart sapmalar oranı=1)

POPÜLASYON DAĞILIMI	n ₁	n ₂	I. TİP HATA ORANI		
			WX	MW	AB
NORMAL	4	16	0,028*	0,051	0,043*
	8	16	0,039*	0,045*	0,056
	10	20	0,039*	0,048*	0,043*
	16	4	0,028*	0,049*	0,041*
	16	8	0,041*	0,047*	0,057
	20	10	0,038*	0,047*	0,045*
PLATYKURTİC	4	16	0,028*	0,047*	0,042*
	8	16	0,038*	0,044*	0,054
	10	20	0,038*	0,048*	0,045*
	16	4	0,028*	0,048*	0,044*
	16	8	0,037*	0,043*	0,054
	20	10	0,041*	0,051	0,044*
SKEWED	4	16	0,029*	0,051	0,045*
	8	16	0,037*	0,044*	0,057
	10	20	0,037*	0,047*	0,044*
	16	4	0,029*	0,049*	0,042*
	16	8	0,038*	0,044*	0,054
	20	10	0,041*	0,051	0,046*
UNİFORM-LİKE	4	16	0,028*	0,049*	0,042*
	8	16	0,037*	0,044*	0,055
	10	20	0,038*	0,048*	0,046*
	16	4	0,028*	0,051	0,042*
	16	8	0,037*	0,043*	0,053
	20	10	0,038*	0,047*	0,045*
LOGİSTİC-LİKE	4	16	0,028*	0,048*	0,045*
	8	16	0,038*	0,045*	0,054
	10	20	0,041*	0,051	0,044*
	16	4	0,027*	0,048*	0,045*
	16	8	0,039*	0,046*	0,055
	20	10	0,042*	0,051	0,043*
DOUBLE EXPONENTIAL-LİKE	4	16	0,031*	0,049*	0,043*
	8	16	0,038*	0,044*	0,053
	10	20	0,041*	0,049*	0,048*
	16	4	0,027*	0,047*	0,044*
	16	8	0,039*	0,046*	0,055
	20	10	0,039*	0,049*	0,046*

* $\alpha=0,05$ 'den küçük veya eşit olan değerler.

3.6.1.3. Örneklem Büyüklükleri Eşit Olduğunda ve Varyanslar Heterojen Olduğunda, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin Güçleri Arasındaki Farkın, Elde Edilen Sonuçlara Nasıl Etki Ettiği

Toplam 12 adet örneklem 6 anakütle dağılımına uygulanmış ve bu uygulanan örneklemelerin 6'sı küçük ve eşitken diğer 6'sı küçük ve farklıdır. Küçük ve eşit örnek büyüklüklerinde standart sapma oranı 2 olduğunda varyanslar heterojen olduğu zaman Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında hesaplanan istatistiksel güç değerleri Ansari-Bradley testinde daha iyi sonuç vermiş ve Wilcoxon'la Mann-Whitney testleri arasında da iyi sonucu Mann-Whitney testi göstermiştir. Bahsedildiği üzere Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley parametrik olmayan testlerin içinde en düşük sonuçlar Wilcoxon testinde gözlemlenmiştir. Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında örnek büyüklükleri incelendiğinde Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin istatistiksel güçlerinin nasıl sonuç verdiğine bakacak olursak Normal dağılım standart sapma oranı 2'de (5, 5), (8, 8), (10, 10), (12, 12), (16, 16) ve (20, 20) örnek büyüklüklerinde en yüksek sonucu Ansari-Bradley testi göstermiş ve sırasıyla Mann-Whitney testi ve en düşük sonucu da Wilcoxon testi vermiştir. Bu testlerin Monte Carlo simülasyonu kullanılarak elde edilen sonuçlarına bakacak olursak standart sapma 2'de (5, 5) örnek büyüklüğü (Ansari-Bradley testi=0,132, Mann-Whitney testi=0,061, Wilcoxon testi=0,021)'dir. Normal dağılımda standart sapma oranı 2 olduğunda örnek büyüklüklerine bakacak olursak burada en düşük sonuçlar (5, 5) örnek büyüklüklerinde rastlanmış ve en yüksek sonuçlar da (20, 20) örnek büyüklüklerinde görülmüştür. Normal dağılımda standart sapma oranı 2 olduğunda en yüksek örnek büyüklüklerinin Monte Carlo simülasyon sonuçlarına bakacak olursak bu değer (Ansari-Bradley testi=0,582)'dir. Normal dağılımda standart sapma oranı 3'e bakacak olursak burada örnek büyüklüklerini incelediğimizde sonuç olarak yine Ansari-Bradley testi en yüksek sonucu vermiş ve en düşük sonucu da Wilcoxon testi göstermiştir. Örnek büyüklüklerinde en yüksek sonucu (20, 20) göstermiştir. En yüksek istatistiksel güç sonucu standart sapma oranı 3'te (Ansari-Bradley testi=0,903)'dür. Monte Carlo sonuçlarına baktığımızda normal dağılım standart sapma oranı 3'te en düşük değer (5, 5)'te (Wilcoxon testi=0,027)'dir. Standart sapma oranı 4'te ise (20, 20) örnek büyüklüğünde en yüksek sonuca rastlanmış ve

(Ansari-Bradley testi=0,973)'dür. En düşük sonuca bakacak olursak (5, 5) örnek büyüklüğünde rastlanmış ve (Wilcoxon testi=0,034)'dür.

Küçük ve eşit örnek hacimlerinde standart sapma oranı 3'e baktığımızda Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında Ansari-Bradley testinin istatistiksel gücü daha fazla çıkmış ve en güçlü sonucu bu test vermiştir. Platykurtic dağılımında iyi sonucu (20, 20) örnek büyüklüğü vermiş, en düşük sonuca ise bu dağılımda (5, 5) örnek büyüklüğünde rastlanmıştır. Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında en iyi sonucu yine (20, 20) örnek büyüklüğü ve en düşük sonucu (5, 5) örnek büyüklükleri vermiştir. Genel olarak Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında standart sapma oranı 3'e baktığımızda istatistiksel güçlerin en yüksek değeri Skewed dağılımı Ansari-Bradley testinde rastlanmış, en düşük değer ise Double Exponential-Like dağılımı Wilcoxon testinde görülmüştür.

Standart sapma oranı 4'e baktığımızda ise Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında Ansari-Bradley testinin istatistiksel gücü standart sapma oranı 2 ve 3' göre daha fazla çıkmış ve en güçlü sonucu bu test vermiştir. Örnek hacimlerine bakacak olursak Platykurtic dağılımının en güçlü testi Ansari-Bradley olmuş ve (20, 20) örnek büyüklüğünde en yüksek değer gözlemlenmiştir. En düşük değerimiz diğer dağılımlarda olduğu gibi bu dağılımda da (5, 5) olmuştur. Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında bu örnek değerleri yine en yüksek (20, 20)'de ve en düşüğe aynı şekilde (5, 5)'te görülmüştür. Genel olarak sonuçları gözlemlediğimizde istatistiksel güçlerin standart sapma oranları arttıkça güçlerinde arttığını görüyoruz. Örneğin Normal dağılım standart sapma oranı 2'de Ansari-Bradley testinin (5, 5) örnek büyüklüğü değeri 0,132 iken (20, 20) örnek büyüklüğü değeri 0,582'dir. Normal dağılım standart sapma oranı 4'te Ansari-Bradley testinin (5, 5) örnek büyüklüğü değeri 0,321 iken (20, 20) örnek büyüklüğü değeri 0,973'tür. Burada en iyi istatistiksel güce Skewed dağılımı Ansari-Bradley testinde rastlanmış ve en düşük güce de Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımları Wilcoxon testinde rastlanmıştır.

Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley parametrik olmayan testleri için istatistiksel güç aralıkları Tablo 4 ve 5'te verilmiş ve bu verilen değerler Tablo 6-Tablo

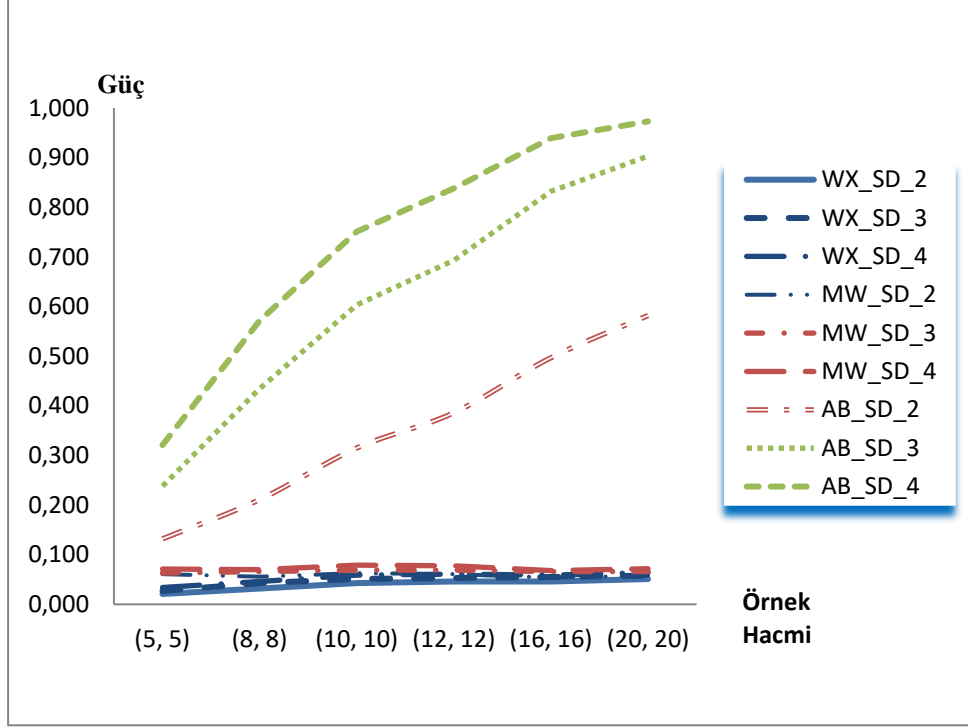
17'den elde edilmiştir. Her test için en büyük ve en küçük değerleri elde ederken 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 standart sapma oranlarına dikkat edilmiştir.

Tablo 4: İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri eşit olduğunda normal, platykurtic, skewed dağılımlarda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güç aralıkları.

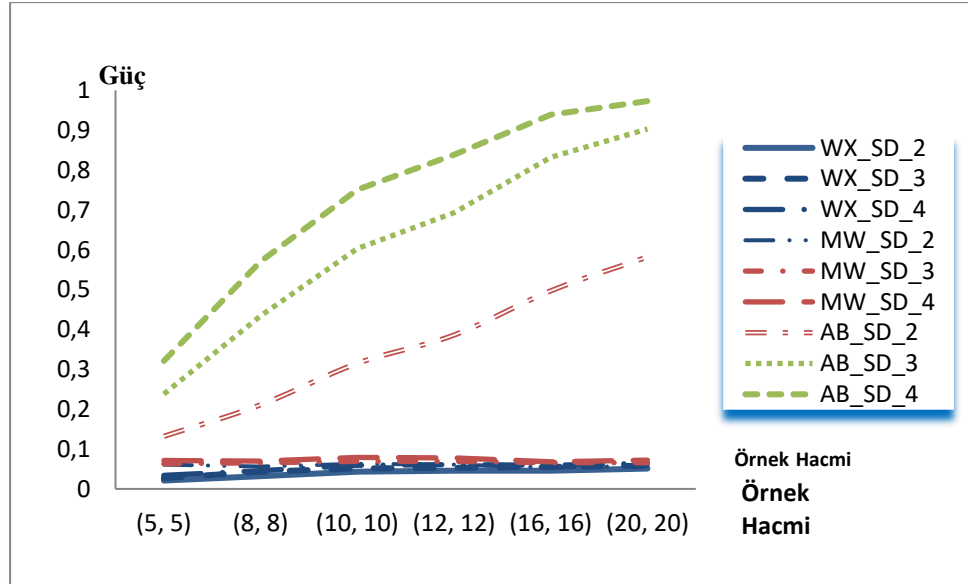
POPÜLASYON DAĞILIMI	ÖRNEK HACMİ	WX		MW		AB	
		En Düşük	En Yüksek	En Düşük	En Yüksek	En Düşük	En Yüksek
NORMAL	(5, 5)	0,019	0,034	0,062	0,068	0,132	0,321
	(8, 8)	0,032	0,046	0,056	0,074	0,211	0,578
	(10, 10)	0,040	0,060	0,061	0,079	0,315	0,603
	(12, 12)	0,043	0,061	0,059	0,079	0,381	0,838
	(16, 16)	0,044	0,061	0,054	0,074	0,491	0,939
	(20, 20)	0,048	0,066	0,056	0,075	0,579	0,976
PLATYKURTİC	(5, 5)	0,019	0,021	0,063	0,072	0,140	0,329
	(8, 8)	0,034	0,048	0,055	0,075	0,227	0,603
	(10, 10)	0,041	0,060	0,060	0,080	0,341	0,776
	(12, 12)	0,046	0,064	0,058	0,081	0,408	0,855
	(16, 16)	0,047	0,064	0,053	0,071	0,531	0,949
	(20, 20)	0,052	0,066	0,057	0,076	0,617	0,981
SKEWED	(5, 5)	0,024	0,041	0,070	0,082	0,165	0,349
	(8, 8)	0,039	0,063	0,070	0,093	0,277	0,635
	(10, 10)	0,054	0,082	0,077	0,108	0,408	0,810
	(12, 12)	0,060	0,090	0,078	0,109	0,493	0,881
	(16, 16)	0,067	0,093	0,077	0,109	0,625	0,961
	(20, 20)	0,074	0,112	0,086	0,125	0,717	0,987

Tablo 5: İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri eşit olduğunda uniform-like, logistic-like, double exponential-like dağılımlarda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güç aralıkları.

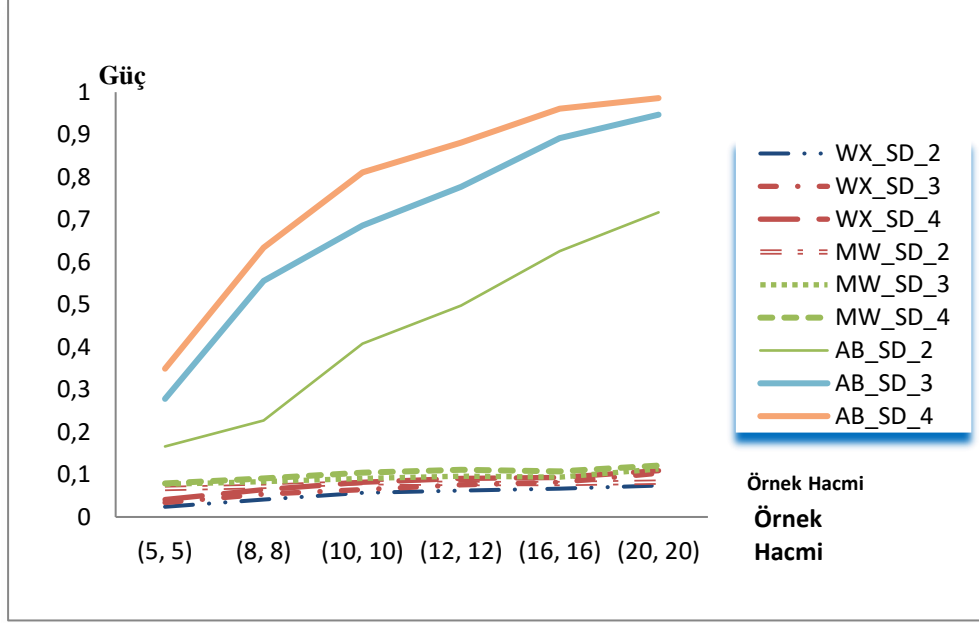
POPÜLASYON DAĞILIMI	ÖRNEK HACMİ	WX		MW		AB	
		En Düşük	En Yüksek	En Düşük	En Yüksek	En Düşük	En Yüksek
UNİFORM-LİKE	(5, 5)	0,021	0,037	0,064	0,073	0,156	0,346
	(8, 8)	0,034	0,050	0,059	0,074	0,257	0,629
	(10, 10)	0,042	0,059	0,061	0,082	0,375	0,796
	(12, 12)	0,046	0,063	0,062	0,081	0,451	0,878
	(16, 16)	0,045	0,067	0,056	0,078	0,569	0,959
	(20, 20)	0,052	0,067	0,059	0,074	0,665	0,985
LOGİSTİC-LİKE	(5, 5)	0,020	0,031	0,061	0,066	0,123	0,303
	(8, 8)	0,032	0,046	0,056	0,070	0,191	0,539
	(10, 10)	0,038	0,058	0,056	0,078	0,277	0,716
	(12, 12)	0,043	0,059	0,058	0,074	0,335	0,810
	(16, 16)	0,046	0,062	0,053	0,071	0,446	0,922
	(20, 20)	0,048	0,067	0,055	0,072	0,521	0,966
DOUBLE EXPONENTIAL-LİKE	(5, 5)	0,021	0,031	0,060	0,068	0,116	0,277
	(8, 8)	0,031	0,046	0,053	0,068	0,173	0,514
	(10, 10)	0,042	0,053	0,061	0,075	0,268	0,691
	(12, 12)	0,044	0,060	0,057	0,077	0,311	0,781
	(16, 16)	0,043	0,061	0,051	0,070	0,408	0,899
	(20, 20)	0,047	0,065	0,052	0,071	0,481	0,953



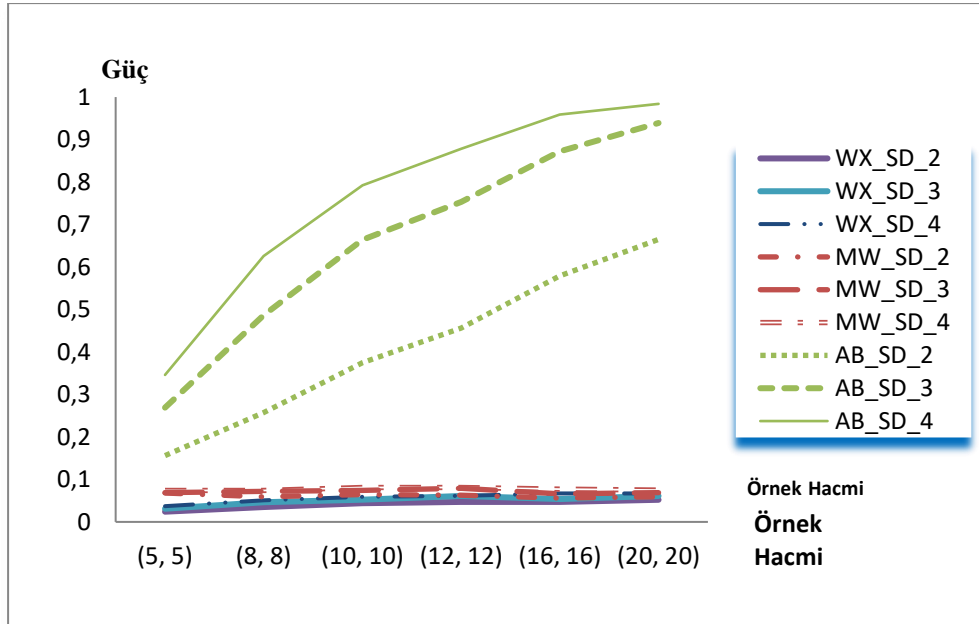
Şekil 19: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



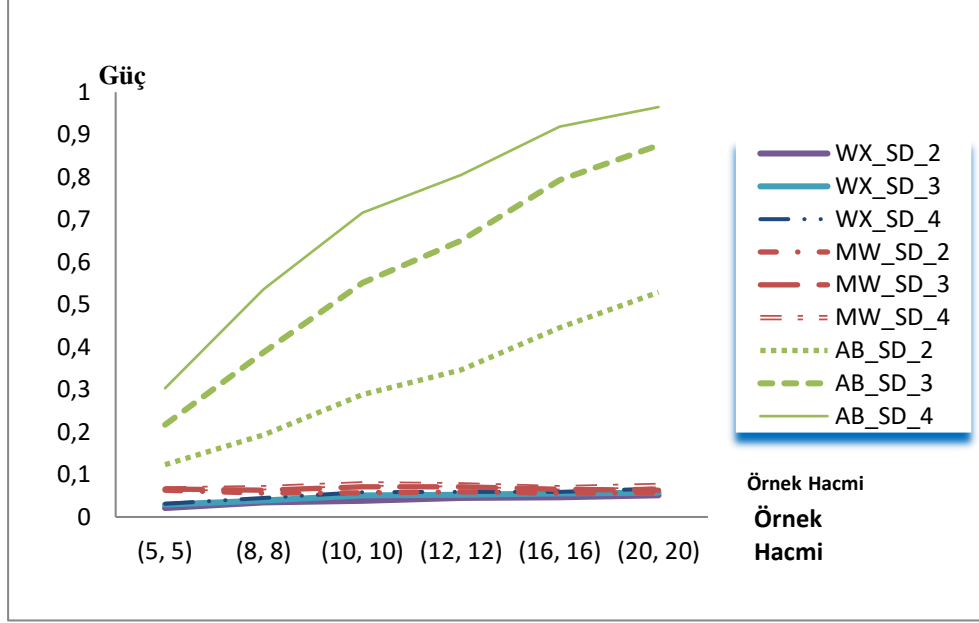
Şekil 20: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



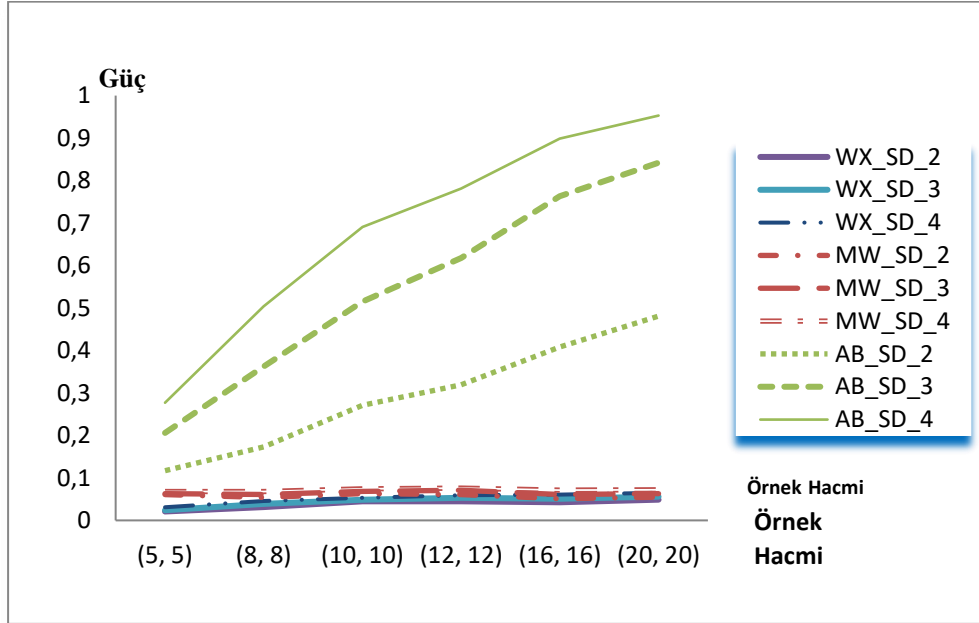
Şekil 21: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



Şekil 22: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



Şekil 23: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



Şekil 24: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).

Tablo 6: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
NORMAL	2	5	5	0,021	0,061	0,132
		8	8	0,032	0,056	0,211
		10	10	0,043	0,063	0,315
		12	12	0,046	0,061	0,386
		16	16	0,046	0,054	0,497
		20	20	0,051	0,058	0,582
	3	5	5	0,027	0,063	0,238
		8	8	0,043	0,066	0,434
		10	10	0,051	0,069	0,603
		12	12	0,053	0,069	0,693
		16	16	0,055	0,066	0,832
		20	20	0,058	0,066	0,903
	4	5	5	0,034	0,071	0,321
		8	8	0,046	0,070	0,571
		10	10	0,059	0,079	0,751
		12	12	0,060	0,078	0,838
		16	16	0,059	0,068	0,939
		20	20	0,064	0,072	0,973

Tablo 7: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
PLATYKURTİC	2	5	5	0,019	0,060	0,140
		8	8	0,035	0,059	0,227
		10	10	0,041	0,060	0,341
		12	12	0,047	0,061	0,410
		16	16	0,048	0,056	0,531
		20	20	0,052	0,059	0,621
	3	5	5	0,029	0,068	0,253
		8	8	0,043	0,068	0,449
		10	10	0,053	0,072	0,626
		12	12	0,057	0,073	0,722
		16	16	0,052	0,063	0,852
		20	20	0,060	0,069	0,917
	4	5	5	0,036	0,074	0,328
		8	8	0,048	0,072	0,597
		10	10	0,056	0,076	0,776
		12	12	0,064	0,081	0,853
		16	16	0,063	0,074	0,948
		20	20	0,065	0,073	0,981

Tablo 8: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
SKEWED	2	5	5	0,024	0,067	0,166
		8	8	0,041	0,072	0,277
		10	10	0,057	0,080	0,408
		12	12	0,062	0,079	0,498
		16	16	0,067	0,079	0,626
		20	20	0,074	0,082	0,717
	3	5	5	0,034	0,077	0,278
		8	8	0,054	0,083	0,506
		10	10	0,064	0,091	0,686
		12	12	0,076	0,096	0,777
		16	16	0,082	0,094	0,892
		20	20	0,103	0,113	0,947
	4	5	5	0,041	0,079	0,349
		8	8	0,064	0,090	0,634
		10	10	0,082	0,104	0,810
		12	12	0,090	0,110	0,881
		16	16	0,093	0,107	0,960
		20	20	0,109	0,121	0,986

Tablo 9: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
UNİFORM-LİKE	2	5	5	0,024	0,068	0,156
		8	8	0,035	0,059	0,257
		10	10	0,044	0,064	0,375
		12	12	0,047	0,063	0,456
		16	16	0,047	0,056	0,579
		20	20	0,052	0,059	0,665
	3	5	5	0,031	0,069	0,269
		8	8	0,046	0,072	0,486
		10	10	0,052	0,074	0,664
		12	12	0,061	0,079	0,753
		16	16	0,054	0,066	0,872
		20	20	0,061	0,069	0,939
	4	5	5	0,037	0,074	0,346
		8	8	0,050	0,074	0,626
		10	10	0,059	0,080	0,792
		12	12	0,061	0,080	0,878
		16	16	0,067	0,077	0,959
		20	20	0,067	0,075	0,984

Tablo 10: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
LOGİSTİC-LİKE	2	5	5	0,020	0,063	0,123
		8	8	0,034	0,056	0,193
		10	10	0,038	0,057	0,288
		12	12	0,045	0,059	0,346
		16	16	0,046	0,056	0,446
		20	20	0,050	0,057	0,529
	3	5	5	0,029	0,066	0,217
		8	8	0,039	0,063	0,388
		10	10	0,050	0,071	0,550
		12	12	0,052	0,070	0,650
		16	16	0,055	0,065	0,793
		20	20	0,057	0,063	0,875
	4	5	5	0,031	0,066	0,303
		8	8	0,045	0,069	0,536
		10	10	0,058	0,078	0,716
		12	12	0,059	0,076	0,805
		16	16	0,059	0,069	0,919
		20	20	0,067	0,074	0,965

Tablo 11: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
DOUBLE EXPONENTIAL-LİKE	2	5	5	0,021	0,060	0,117
		8	8	0,031	0,054	0,173
		10	10	0,045	0,063	0,270
		12	12	0,045	0,060	0,319
		16	16	0,043	0,051	0,408
		20	20	0,048	0,055	0,480
	3	5	5	0,024	0,063	0,206
		8	8	0,039	0,061	0,362
		10	10	0,049	0,068	0,515
		12	12	0,053	0,070	0,618
		16	16	0,051	0,061	0,763
		20	20	0,056	0,063	0,842
	4	5	5	0,031	0,068	0,277
		8	8	0,046	0,068	0,504
		10	10	0,053	0,074	0,691
		12	12	0,059	0,076	0,780
		16	16	0,060	0,070	0,899
		20	20	0,065	0,072	0,953

Küçük ve eşit örnek büyüklüklerinde standart sapma oranı 1/2'ye baktığımızda varyanslar heterojen olduğu zaman (5, 5), (8, 8), (10, 10), (12, 12), (16, 16) ve (20, 20) örnek büyüklüklerinde en iyi istatistiksel güce sahip test Ansari-Bradley testidir. Ansari-Bradley testi diğer üç parametrik olmayan teste göre daha iyi sonuç vermiş ve en zayıf istatistiksel gücü gösteren testimizde Wilcoxon olmuştur. Üç testin üçüne de baktığımızda sırasıyla istatistiksel gücü en iyiden zayıfa sıralarsak Ansari-Bradley, Mann-Whitney ve Wilcoxon testleri göstermiştir.

Küçük ve eşit örnek büyüklüklerinde standart sapma oranı 1/2'ye baktığımızda varyanslar heterojen olduğu zaman örnek büyüklüklerinde Wilcoxon ve Mann-Whitney testleri birbirine yakın değerler göstermiş, Ansari-Bradley testinde ise bu rakam çok yüksek çıkmış ve bu iki testten çok daha yüksek sonuç vermiştir. Bütün dağılımlarımızı örnek büyüklüklerine göre incelersek Normal dağılımda istatistiksel gücün en iyi olduğu örnek büyüklüğü (20, 20) ve en düşük istatistiksel gücün (5, 5) örnek büyüklüğünde olduğu gözlemlenmiştir. Normal dağılımda en güçlü istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde ve en düşük istatistiksel güçte Wilcoxon testindedir. Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarına bakacak olursak burada da en güçlü istatistiksel güç yine (20, 20) örnek büyüklüklerinde görülmüş ve (5, 5) örnek büyüklüklerinde de en düşük istatistiksel güç gözlemlenmiştir. En güçlü testimiz burada Ansari-Bradley olurken en zayıf testimiz Wilcoxon olarak görülmüştür. Dağılımları parametrik olmayan testlere göre güçlerini incelerken görüyoruz ki Normal, Platykurtic ve Skewed dağılımlarında sonuçlar yükselmiş yani istatistiksel güç daha iyi çıkmış ancak Uniform-Like, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarını incelediğimizde Uniform-Like dağılımının diğer iki dağılıma nazaran daha iyi sonuç verdiği görülmüştür. Logistic-Like dağılımı Uniform-Like dağılımına göre daha zayıf istatistiksel güç gösterirken bu üç dağılımda en zayıf istatistiksel gücü Double Exponential-Like dağılımı göstermiştir.

Küçük ve eşit örnek büyüklüklerinde standart sapma oranı 1/2'e baktığımızda varyanslar heterojen olduğu zaman (5, 5) ve (8, 8) örnek büyüklüklerine baktığımızda Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında istatistiksel güçler Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinde birbirlerine yakın değerler vermiş aynı zamanda Wilcoxon testinde (5, 5) örnek büyüklüğü Platykurtic, Uniform-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında değerler eşit olarak görülmüştür.(8, 8) örnek büyüklüklerine baktığımızda ise Mann-Whitney

testlerinde Normal ve Platykurtic dağılımlarında istatistiksel güçlerin eşit sonuç verdiğini gözlemliyoruz. (10, 10) ve (12, 12) örnek büyüklüklerine bakacak olursak burada eşit sonuç bir tek Mann-Whitney testlerinde Uniform-Like dağılımında görülmüştür. (5, 5), (8, 8), (10, 10), (12, 12), (16, 16) ve (20, 20) örnek büyüklüklerinin tamamını incelersek en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde çıkmış ve bu testin en yüksek değeri (20, 20) örnek büyüklüğünde Skewed dağılımında 0,722 olarak bulunmuştur. En düşük değere bakacak olursak burada en zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde çıkmış ve bu testin en düşük değeri (5, 5) örnek büyüklüğünde 0,019 olarak tespit edilmiştir.

Bir başka önemli bulgu standart sapması oranı $1/3$ olduğunda küçük ve eşit örneklemelerin boyutu (5, 5), (8, 8), (10, 10), (12, 12), (16, 16) ve (20, 20) olurken Ansari-Bradley testinin Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinden daha yüksek istatistiksel güce sahip olmasıdır. Küçük ve eşit örnek büyüklüklerini incelediğimizde Wilcoxon ve Mann-Whitney testleri birbirlerine yakın değerler göstermiş ve Mann-Whitney testi Wilcoxon testine göre istatistiksel gücü daha iyi çıkmıştır. Normal, Platykurtic ve Skewed dağılımlarında güçlerin sırasıyla yükseldiği tespit edilmiş ancak Uniform-Like, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında güçlerin sırasıyla zayıfladığı görülmüştür. (5, 5), (8, 8), (10, 10), (12, 12), (16, 16) ve (20, 20) örnek büyüklüklerinde Ansari-Bradley testi istatistiksel gücü Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinden oldukça fazladır.

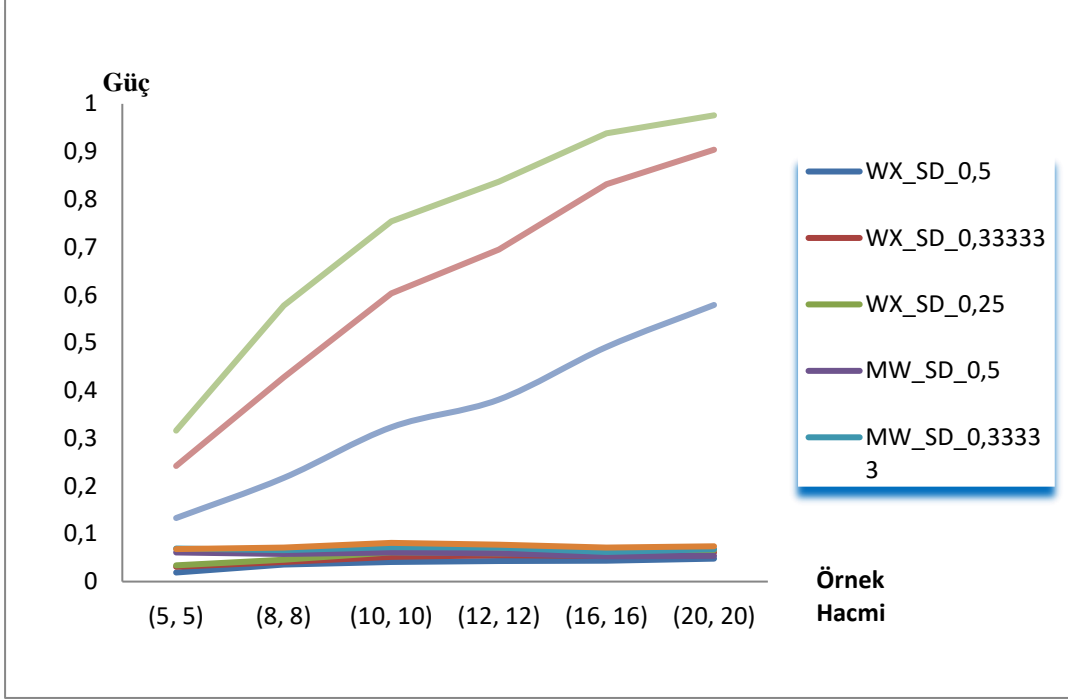
Küçük ve eşit örnek büyüklüklerinde standart sapma oranı $1/3$ olduğunda Normal dağılımın istatistiksel güçleri Ansari-Bradley testinde iyi çıkmıştır. Normal dağılımı incelediğimizde en zayıf istatistiksel güç (5, 5) örnek büyüklüğünde tespit edilmiş ve Wilcoxon testinde görülmüştür. (8, 8), (10, 10), (12, 12), (16, 16) ve (20, 20) örnek büyüklüklerine baktığımızda ise normal dağılımında en iyi istatistiksel güç (20, 20) örnek büyüklüğünde tespit edilmiş ve Ansari-Bradley testinde görülmüştür. Platykurtic ve Skewed dağılımlarında (5, 5) örnek büyüklüklerinde istatistiksel güç zayıf, (20, 20) örnek büyüklüklerinde çok iyi istatistiksel güç tespit edilmiştir. (5, 5) örnek büyüklüğünde Skewed dağılımına nazaran Platykurtic dağılımı daha zayıf istatistiksel güç göstermiştir. (20, 20) örnek büyüklüğünde ise Skewed dağılımına göre Platykurtic dağılımı çok daha iyi sonuç vermiştir. Bu dağılımlarda en zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde, en iyi istatistiksel güç ise Ansari-Bradley testinde tespit edilmiştir. Uniform-Like, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında en zayıf

istatistiksel güç (5, 5) örnek büyüklüklerinde görülmüş, en iyi istatistiksel güce de (20, 20) örnek büyüklüklerinde rastlanmıştır. En zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde, en iyi istatistiksel güç ise Ansari-Bradley testinde tespit edilmiştir. (5, 5) örnek büyüklüklerinde Monte Carlo simülasyon sonuçlarına baktığımızda Wilcoxon ve Mann-Whitney testleri eşit sonuç vermiş, Uniform-Like, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımları arasında en iyi istatistiksel güç Uniform-Like dağılımında görülmüştür.

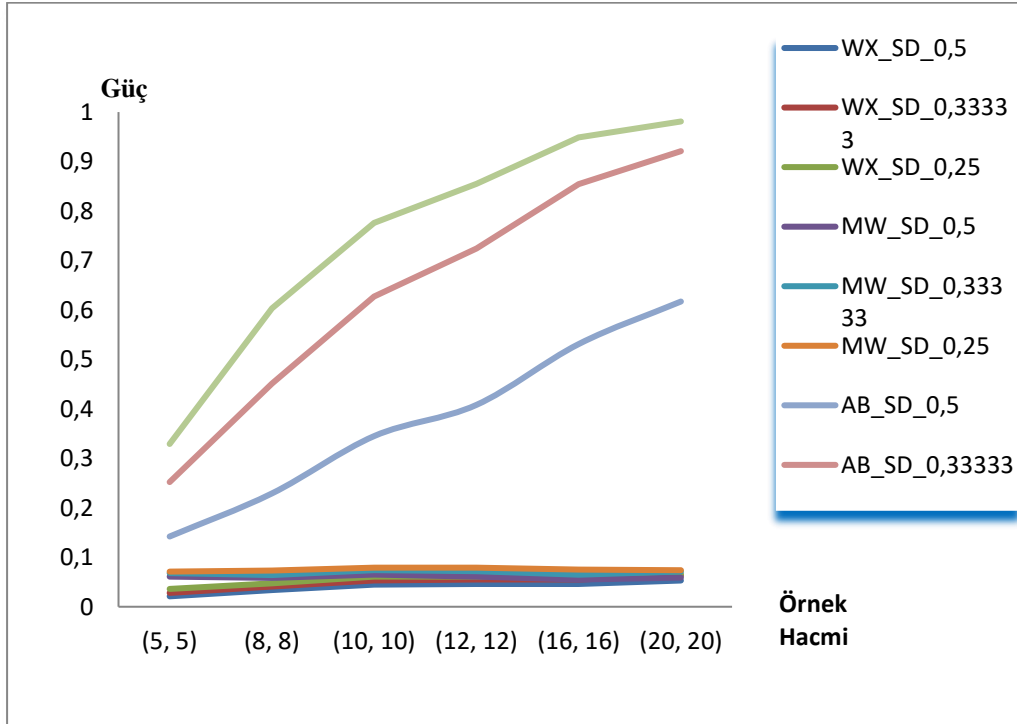
Standart sapma oranı 1/3 olduğunda Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında (8, 8), (10, 10), (12, 12), (16, 16) ve (20, 20) örnek büyüklüklerine baktığımızda Ansari-Bradley testinde en iyi istatistiksel güç Skewed dağılımında (20, 20) örnek büyüklüğünde, en zayıf istatistiksel güç de Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında (5, 5) örnek büyüklüğünde tespit edilmiştir.

Küçük Örneklerde Örnek Büyüklükleri Eşit Olduğunda, Varyansların Heterojen olduğu durumda standart sapması oranı 1/4 iken Normal dağılımında (5, 5) örnek büyüklüğüne baktığımızda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde görülmüş ve en zayıf istatistiksel güç de Wilcoxon testinde tespit edilmiştir. (5, 5) örnek büyüklüğüne baktığımızda en iyi istatistiksel güç Skewed dağılımında Ansari-Bradley testi göstermiş, en zayıf istatistiksel gücü ise Logistic-Like dağılımında Wilcoxon testi göstermiştir. (8, 8), (10, 10), (12, 12), (16, 16) ve (20, 20) örnek büyüklüklerine baktığımızda en iyi istatistiksel gücü Ansari-Bradley testi, en zayıf istatistiksel güce de Wilcoxon testi göstermiştir. Standart sapması oranı 1/4'te Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarına baktığımızda Ansari-Bradley testinde en iyi istatistiksel güç Skewed dağılımında (20, 20) örnek büyüklüğünde, en zayıf istatistiksel güç de Logistic-Like dağılımlarında (5, 5) örnek büyüklüğünde tespit edilmiştir.

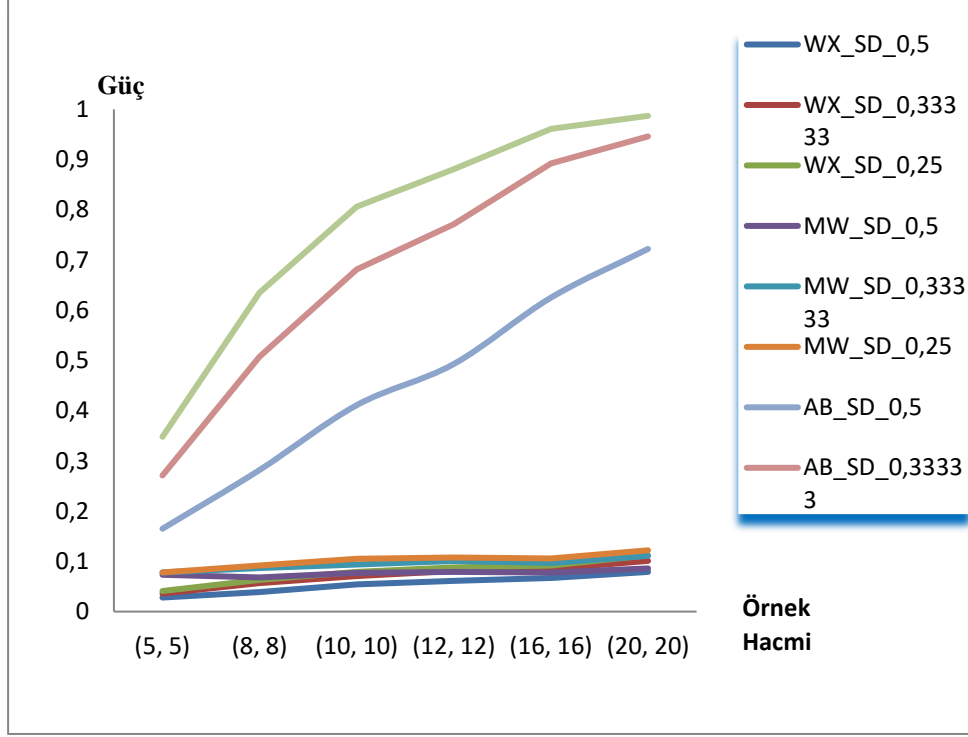
Küçük ve eşit örnek büyüklüklerinde standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarına baktığımızda en iyi istatistiksel gücü Ansari-Bradley testi vermiş ve (20, 20) örnek büyüklüğünde Skewed dağılımında rastlanmıştır. Bu dağılımlara baktığımızda en zayıf istatistiksel güç (5, 5) örnek büyüklüğünde Wilcoxon testinde rastlanmıştır ve Logistic-Like dağılımında tespit edilmiştir.



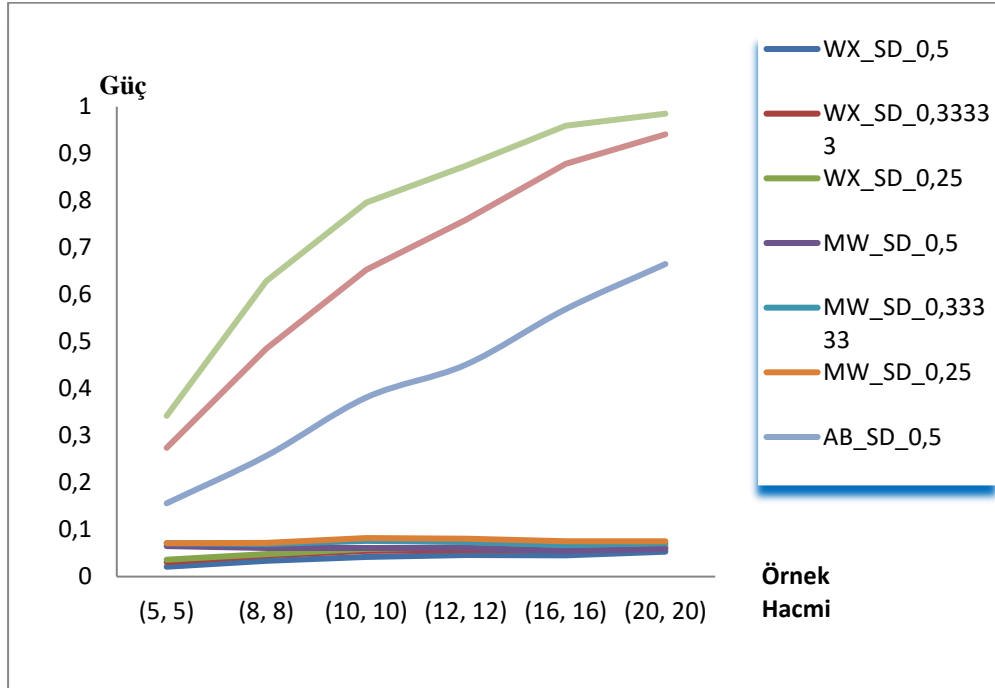
Şekil 25: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).



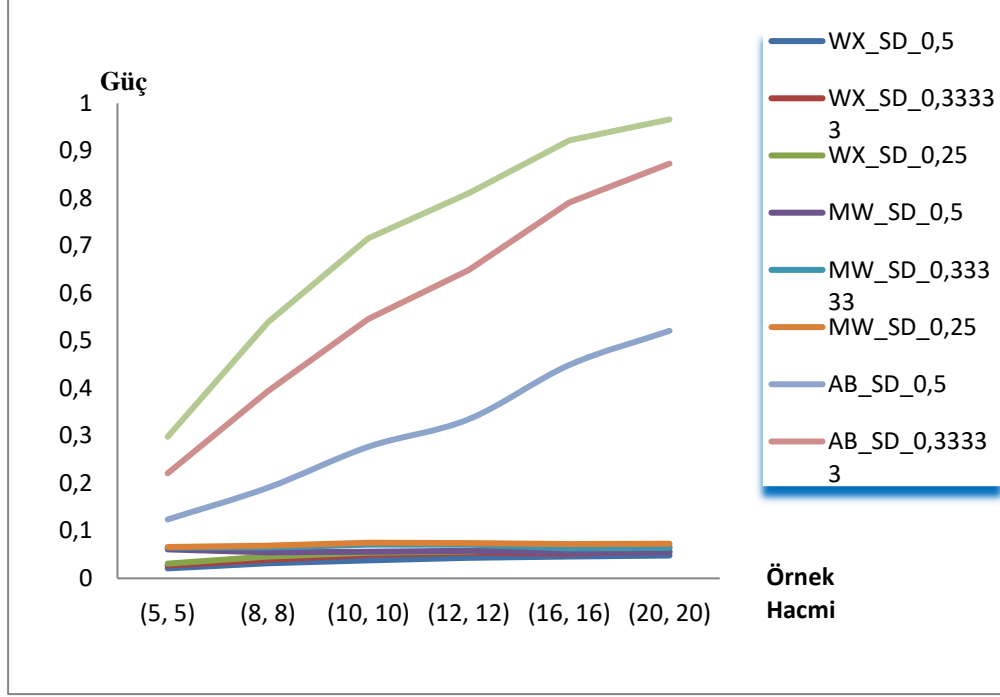
Şekil 26: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).



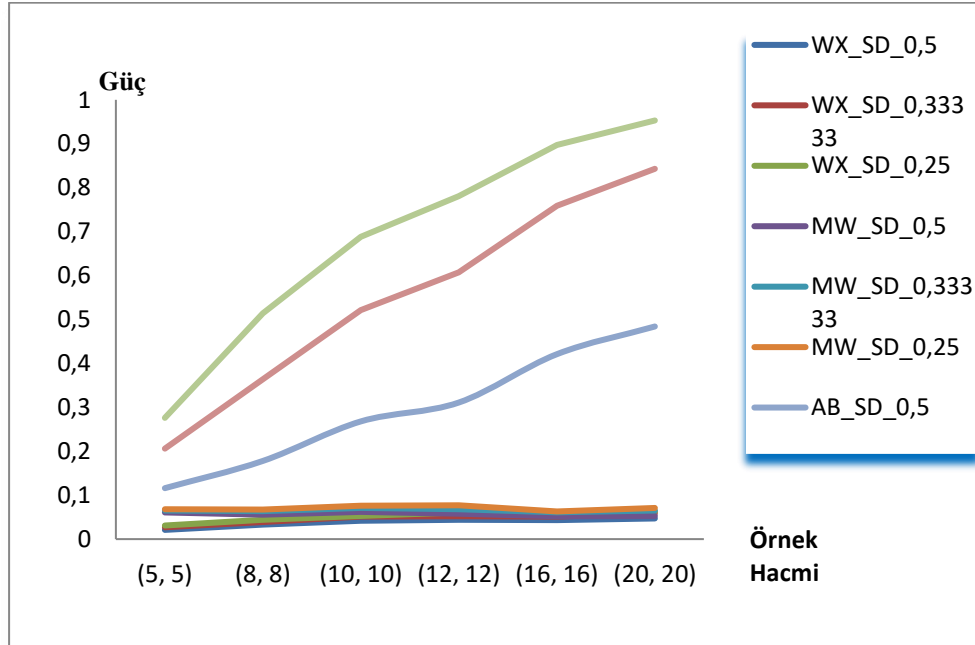
Şekil 27: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).



Şekil 28: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).



Şekil 29: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).



Şekil 30: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).

Küçük ve eşit örnek büyüklüğü 6 anakütle dağılımına uygulanmış ve toplam 6 adet örnekleme yapılmıştır. Bu örnek büyüklükleri yapılırken standart sapma oranları 1, 2, 3, 1/2, 1/3 ve 1/4'e dikkat edilmiş ve tek tek hesaplanmıştır. Elde edilen sonuçlar grafiklerde gösterilmiş ve bu grafikler örneklem büyüklüklerine, standart sapmalarına göre arı ayrılıkta yapılmıştır. Yapılan grafikler şekil 19-30'da sunulmuştur. Grafiklerde en zayıf istatistiksel güç, en iyi istatistiksel güç küçük ve eşit örnek büyüklüklerine ve standart sapmalarına göre gösterilmiş, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin nasıl sonuç verdiği yansıtılmıştır.

Tablo 12: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklemlerde normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3, 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
NORMAL	1/2	5	5	0,019	0,061	0,133
		8	8	0,036	0,058	0,217
		10	10	0,040	0,061	0,323
		12	12	0,043	0,059	0,381
		16	16	0,044	0,053	0,491
		20	20	0,048	0,054	0,579
	1/3	5	5	0,030	0,069	0,242
		8	8	0,041	0,066	0,428
		10	10	0,052	0,072	0,603
		12	12	0,055	0,071	0,695
		16	16	0,054	0,062	0,832
		20	20	0,061	0,068	0,904
	1/4	5	5	0,034	0,068	0,316
		8	8	0,046	0,070	0,578
		10	10	0,060	0,081	0,754
		12	12	0,059	0,077	0,837
		16	16	0,061	0,071	0,938
		20	20	0,066	0,074	0,976

Tablo 13: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3, 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
PLATYKURTİC	1/2	5	5	0,021	0,061	0,142
		8	8	0,034	0,058	0,229
		10	10	0,045	0,065	0,345
		12	12	0,046	0,061	0,408
		16	16	0,046	0,055	0,531
		20	20	0,053	0,059	0,617
	1/3	5	5	0,028	0,068	0,252
		8	8	0,040	0,064	0,450
		10	10	0,053	0,074	0,627
		12	12	0,055	0,072	0,724
		16	16	0,055	0,065	0,854
		20	20	0,063	0,070	0,921
	1/4	5	5	0,036	0,070	0,329
		8	8	0,047	0,073	0,603
		10	10	0,060	0,079	0,776
		12	12	0,061	0,079	0,855
		16	16	0,064	0,075	0,949
		20	20	0,066	0,074	0,981

Tablo 14: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3, 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
SKEWED	1/2	5	5	0,028	0,073	0,165
		8	8	0,039	0,068	0,282
		10	10	0,054	0,077	0,410
		12	12	0,060	0,079	0,493
		16	16	0,067	0,078	0,625
		20	20	0,079	0,086	0,722
	1/3	5	5	0,036	0,078	0,271
		8	8	0,057	0,087	0,507
		10	10	0,071	0,094	0,681
		12	12	0,080	0,100	0,771
		16	16	0,085	0,097	0,892
		20	20	0,101	0,111	0,946
	1/4	5	5	0,040	0,078	0,348
		8	8	0,063	0,092	0,635
		10	10	0,079	0,105	0,806
		12	12	0,088	0,108	0,880
		16	16	0,092	0,106	0,961
		20	20	0,112	0,122	0,987

Tablo 15: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3, 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
UNİFORM-LİKE	1/2	5	5	0,021	0,065	0,156
		8	8	0,034	0,060	0,257
		10	10	0,042	0,061	0,380
		12	12	0,046	0,061	0,450
		16	16	0,045	0,055	0,569
		20	20	0,053	0,059	0,665
	1/3	5	5	0,030	0,070	0,274
		8	8	0,045	0,069	0,485
		10	10	0,055	0,076	0,653
		12	12	0,057	0,074	0,759
		16	16	0,057	0,067	0,878
		20	20	0,063	0,071	0,940
	1/4	5	5	0,036	0,070	0,342
		8	8	0,048	0,072	0,629
		10	10	0,059	0,082	0,796
		12	12	0,063	0,080	0,874
		16	16	0,064	0,075	0,959
		20	20	0,066	0,075	0,985

Tablo 16: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3, 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
LOGİSTİC-LİKE	1/2	5	5	0,020	0,061	0,124
		8	8	0,032	0,055	0,191
		10	10	0,038	0,056	0,277
		12	12	0,043	0,058	0,335
		16	16	0,046	0,054	0,449
		20	20	0,048	0,055	0,521
	1/3	5	5	0,027	0,065	0,221
		8	8	0,039	0,065	0,394
		10	10	0,049	0,071	0,546
		12	12	0,054	0,070	0,649
		16	16	0,052	0,063	0,790
		20	20	0,057	0,064	0,873
	1/4	5	5	0,030	0,066	0,298
		8	8	0,046	0,069	0,539
		10	10	0,054	0,075	0,716
		12	12	0,057	0,074	0,810
		16	16	0,062	0,072	0,922
		20	20	0,066	0,073	0,966

Tablo 17: eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3, 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
DOUBLE EXPONENTIAL- LIKE	1/2	5	5	0,021	0,060	0,116
		8	8	0,033	0,056	0,178
		10	10	0,042	0,062	0,268
		12	12	0,044	0,058	0,311
		16	16	0,043	0,052	0,420
		20	20	0,047	0,053	0,484
	1/3	5	5	0,027	0,065	0,206
		8	8	0,039	0,064	0,364
		10	10	0,051	0,070	0,520
		12	12	0,052	0,068	0,607
		16	16	0,051	0,060	0,759
		20	20	0,059	0,065	0,843
	1/4	5	5	0,031	0,068	0,276
		8	8	0,044	0,067	0,514
		10	10	0,053	0,076	0,688
		12	12	0,060	0,077	0,781
		16	16	0,054	0,063	0,897
		20	20	0,063	0,070	0,953

3.6.1.4. Örneklem Büyüklükleri Farklı Olduğunda ve Varyanslar Heterojen Olduğunda, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin Güçleri Arasındaki Farkın, Elde Edilen Sonuçlara Nasıl Etki Ettiği

Küçük ve farklı örnek büyüklüklerinde standart sapma oranı 2 olduğunda, varyanslar heterojen olduğu zaman Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında Ansari-Bradley testi en iyi istatistiksel güce sahipken çalışmaya konu olan diğer parametrik olmayan testler daha zayıf güç göstermiştir. Wilcoxon ve Mann-Whitney testleri arasında ise en iyi istatistiksel güç Mann-Whitney testinde tespit edilmiş ve görüldüğü üzere bu üç parametrik olmayan testlerden en zayıf istatistiksel güce sahip test ise Wilcoxon testi olmuştur. Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında küçük ve farklı örnek büyüklüklerini bir-bir incelediğimizde (16, 4) örnek büyüklüklerinde istatistiksel güçlerde ciddi düşüş olduğu gözlemlenmiştir. 6 dağılımın hepsine baktığımızda (16, 4) örnek büyüklüklerinde her bir test için Monte Carlo simülasyon sonuçları birbirlerine yakın eğerler vermiştir. (4, 16) örnek büyüklüklerini incelediğimizde bu örnek büyüklükleri de diğer örnek büyüklüklerine göre daha zayıf istatistiksel güç göstermiştir. (16, 4) örnek büyüklüklerinde olduğu gibi (4, 16) örnek büyüklüklerinde de her bir test için

simülasyon sonuçları yakın değerler vermiştir. (8, 16) ve (10, 20) örnek büyüklüklerine batığımızda istatistiksel gücün iyi olduğu test bahsettiğimiz üzere Ansari-Bradley'dir ve en iyi simülasyon sonucuna Skewed dağılımında rastlanmıştır. Bu dağılımlarda en zayıf istatistiksel güç yukarıda da bahsettiğimiz üzere Wilcoxon testidir ve en düşük simülasyon sonucu Double Exponential-Like dağılımında görülmüştür. (16, 8) ve (20, 10) örnek büyüklüklerinde istatistiksel güç (8, 16), (10, 20) ve (4, 16) örnek büyüklüklerine nazaran düşük olarak gözlemlenmiş ve bahsi geçen bu üç dağılıma nazaran istatistiksel güçleri zayıf olduğu tespit edilmiştir. Standart sapma oranı 2'de en iyi istatistiksel güç (20, 10) örnek büyüklüğü Skewed dağılımında, en düşük istatistiksel güç ise (16, 4) örnek büyüklüklerinde Platykurtic ve Uniform-Like dağılımlarında görülmüştür.

Standart sapma oranı 3'e bakarsak burada Normal dağılımında bütün örnek büyüklüklerine göre daha zayıf istatistiksel gücü (16, 4) örnek büyüklüğü göstermiştir. 6 tane örnek büyüklüğü içerisinde daha zayıf istatistiksel güçler (16, 8) ve (20, 10) örnek büyüklüklerinde tespit edilmiştir. Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinde (16, 8) ve (20, 10) örnek büyüklüklerinde istatistiksel güçler diğer örnek büyüklüklerine nazaran daha zayıf çıkmasına rağmen Ansari-Bradley testinde en iyi istatistiksel güçler bu örnek büyüklüklerinde tespit edilmiştir. (4, 16), (8, 16) ve (10, 20) örnek büyüklüklerinde istatistiksel güçler diğer örnek büyüklüklerine nazaran daha iyi çıkmış ve bu üç örnek büyüklüklerinde en zayıf istatistiksel güç (8, 16) örnek büyüklüğünde Double Exponential-Like dağılımında görülmüştür. Aynı örnek büyüklüklerinde en iyi istatistiksel güç ise (10, 20) örnek büyüklüğünde Skewed dağılımında tespit edilmiştir. (16, 8) ve (20, 10) örnek büyüklüklerinde düşük ve iyi istatistiksel güçlere bakacak olursak en iyi istatistiksel güç bu iki örnek büyüklüklerinde (20, 10)'da Skewed dağılımında görülmüş ve en düşük istatistiksel güç (16, 8) örnek büyüklüğünde Platykurtic dağılımında tespit edilmiştir. Standart sapma oranı 3 olduğunda 6 örnek büyüklüğünün hepsine baktığımızda en düşük istatistiksel güç (16, 4) örnek büyüklüğünde Normal, Platykurtic ve Uniform-Like dağılımlarında görülmüştür. Bu üç dağılımında en düşük Monte Carlo simülasyon sonuçları eşit çıkmıştır. En iyi istatistiksel güç (20, 10) örnek büyüklüğünde görülmüş ve Skewed dağılımında tespit edilmiştir.

Küçük ve farklı örnek büyüklüklerinde standart sapma oranı 4'e bakıldığında, varyanslar heterojen olduğu zaman Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında (4, 16), (8, 16) ve (10, 20) örnek

büyükliklerinde istatistiksel güçler diğer örnek büyüklüklerine göre iyi sonuç vermiştir. Diğer (16, 4), (16, 8) ve (20, 10) örnek büyüklüklerinde ise istatistiksel güçler daha zayıf olarak tespit edilmiştir. (16, 4), (16, 8) ve (20, 10) örnek büyüklükleri arasında en zayıf istatistiksel güç ise (16, 4) örnek büyüklüğünde gözlemlenmiştir. Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinde (4, 16) örnek büyüklüğü diğer örnek büyüklüklerine nazaran daha iyi istatistiksel güce sahiptir. (4, 16) örnek büyüklüğünden sonra en iyi istatistiksel güce sahip örnek büyüklüğü (10, 20)'dir. (16, 8) ve (20, 10) örnek büyüklükleri Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinde birbirlerine yakın değerler verdiği görülmüştür. (4, 16), (8, 16), (10, 20), (16, 4), (16, 8) ve (20, 10) örnek büyüklüklerini incelediğimizde en zayıf istatistiksel güç (16, 4)'de Platykurtic ve Uniform-Like dağılımlarında gözlemlenirken, en iyi istatistiksel güce (20, 10) örnek büyüklüğünde Uniform-Like dağılımında rastlanmıştır.

Küçük ve farklı örnek büyüklüklerinde standart sapma oranları 2, 3 ve 4 olduğunda, varyanslar heterojen olduğu zaman en iyi istatistiksel gücümüz Ansari-Bradley testinde görülmüş ve Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinde güçler daha zayıf olduğu tespit edilmiştir. Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinde değerler birbirlerine yakın sonuç vermiş ancak Mann-Whitney testinin Wilcoxon testine göre daha iyi istatistiksel güce sahip olduğu görülmüştür. Bu üç standart sapmada en iyi istatistiksel güce Uniform-Like dağılımında rastlanmış ve en düşük istatistiksel güç Platykurtic dağılımında tespit edilmiştir.

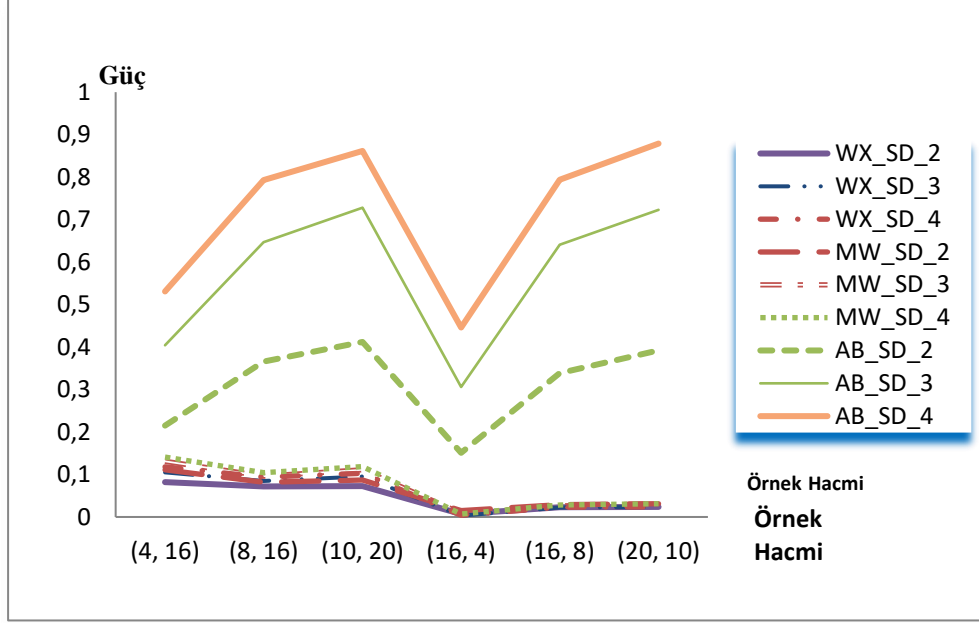
Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley parametrik olmayan testleri için istatistiksel güç aralıkları Tablo 18 ve 19'da verilmiş ve bu verilen değerler Tablo 20-Tablo 31'den elde edilmiştir. Her test için en büyük ve en küçük değerleri elde ederken 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 standart sapma oranlarına dikkat edilmiştir.

Tablo 18: İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri farklı olduğunda normal, platykurtic, skewed dağılımlarda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güç aralıkları.

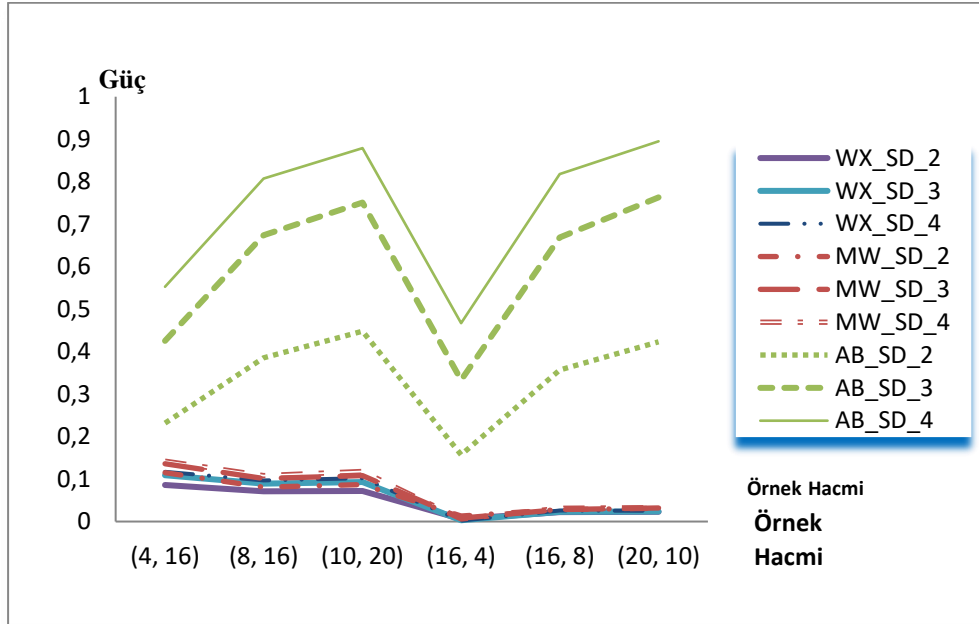
POPÜLASYON DAĞILIMI	ÖRNEK HACMİ	WX		MW		AB	
		En	En	En	En	En	En
		Düşük	Yüksek	Düşük	Yüksek	Düşük	Yüksek
NORMAL	(4, 16)	0,003	0,118	0,006	0,141	0,151	0,531
	(8, 16)	0,023	0,094	0,027	0,103	0,329	0,796
	(10, 20)	0,024	0,103	0,030	0,119	0,387	0,879
	(16, 4)	0,004	0,104	0,007	0,142	0,151	0,532
	(16, 8)	0,022	0,094	0,026	0,103	0,339	0,797
	(20, 10)	0,024	0,101	0,030	0,117	0,392	0,879
PLATYKURTİC	(4, 16)	0,003	0,117	0,008	0,136	0,157	0,553
	(8, 16)	0,023	0,097	0,026	0,106	0,361	0,814
	(10, 20)	0,020	0,102	0,026	0,118	0,421	0,895
	(16, 4)	0,002	0,117	0,006	0,140	0,157	0,553
	(16, 8)	0,022	0,098	0,028	0,109	0,357	0,818
	(20, 10)	0,023	0,110	0,031	0,122	0,423	0,895
SKEWED	(4, 16)	0,005	0,132	0,012	0,153	0,186	0,594
	(8, 16)	0,028	0,113	0,038	0,131	0,434	0,842
	(10, 20)	0,036	0,131	0,047	0,151	0,503	0,906
	(16, 4)	0,004	0,131	0,013	0,151	0,191	0,601
	(16, 8)	0,033	0,117	0,040	0,133	0,433	0,845
	(20, 10)	0,035	0,132	0,046	0,148	0,507	0,909

Tablo 19: İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri farklı olduğunda uniform-like, logistic-like, double exponential-like dağılımlarda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güç aralıkları.

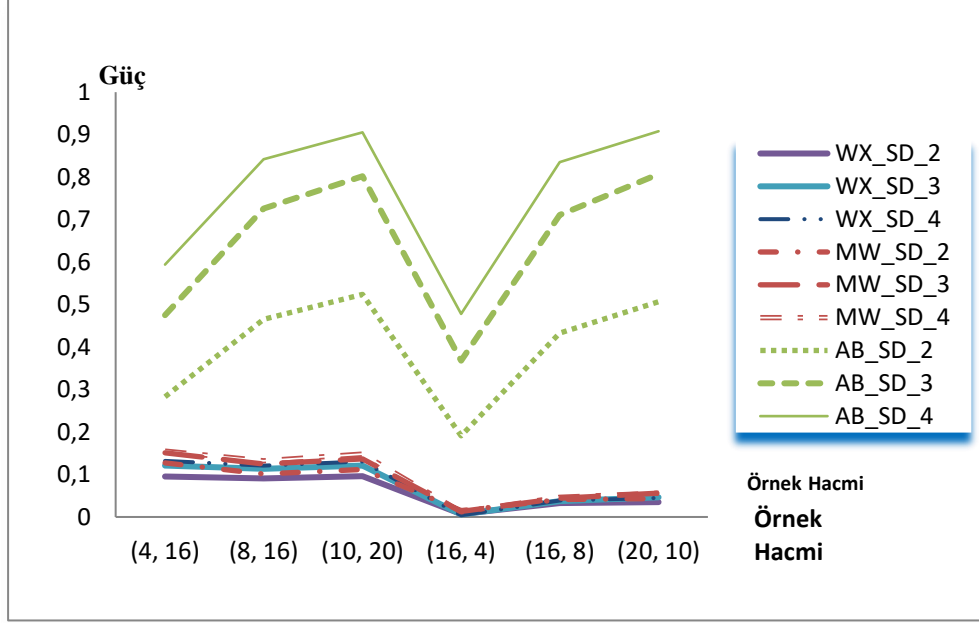
ANAKÜTLE DAĞILIMI	ÖRNEK HACMİ	WX		MW		AB	
		En	En	En	En	En	En
		Düşük	Yüksek	Düşük	Yüksek	Düşük	Yüksek
UNİFORM-LİKE	(4, 16)	0,003	0,117	0,007	0,140	0,168	0,574
	(8, 16)	0,021	0,095	0,026	0,104	0,396	0,841
	(10, 20)	0,023	0,105	0,029	0,120	0,466	0,914
	(16, 4)	0,002	0,119	0,006	0,143	0,168	0,571
	(16, 8)	0,021	0,095	0,025	0,105	0,398	0,838
	(20, 10)	0,024	0,017	0,031	0,121	0,468	0,913
LOGİSTİC-LİKE	(4, 16)	0,002	0,116	0,010	0,141	0,136	0,501
	(8, 16)	0,022	0,092	0,028	0,103	0,299	0,765
	(10, 20)	0,022	0,096	0,027	0,112	0,356	0,849
	(16, 4)	0,003	0,114	0,008	0,137	0,139	0,503
	(16, 8)	0,023	0,089	0,025	0,101	0,301	0,763
	(20, 10)	0,024	0,100	0,030	0,114	0,344	0,851
DOUBLE EXPONENTIAL-LİKE	(4, 16)	0,003	0,111	0,007	0,135	0,131	0,477
	(8, 16)	0,023	0,084	0,027	0,102	0,276	0,738
	(10, 20)	0,025	0,092	0,030	0,101	0,316	0,819
	(16, 4)	0,003	0,108	0,008	0,133	0,125	0,472
	(16, 8)	0,023	0,089	0,027	0,100	0,277	0,736
	(20, 10)	0,024	0,095	0,030	0,110	0,314	0,819



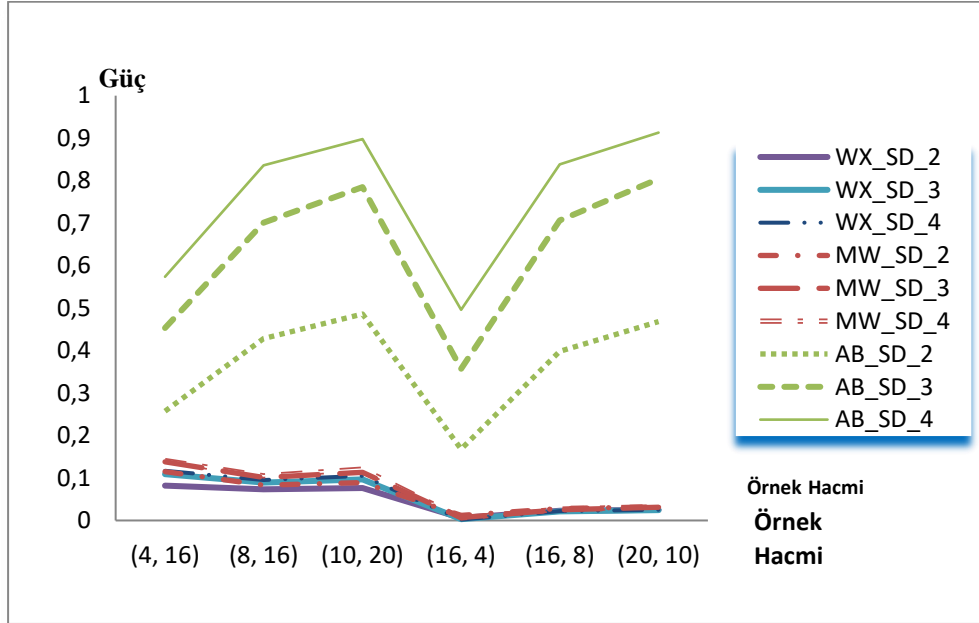
Şekil 31: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



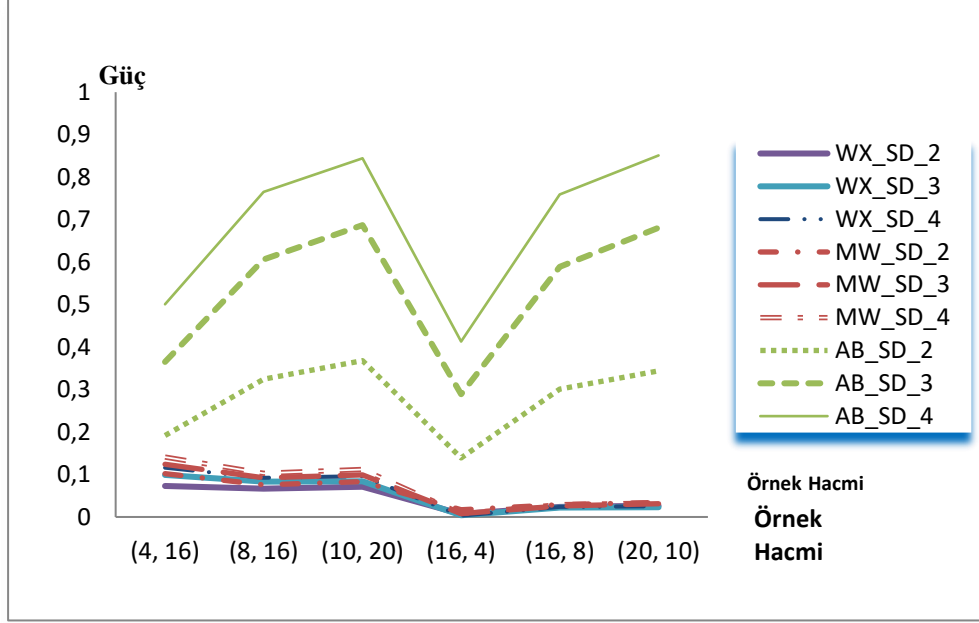
Şekil 32: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



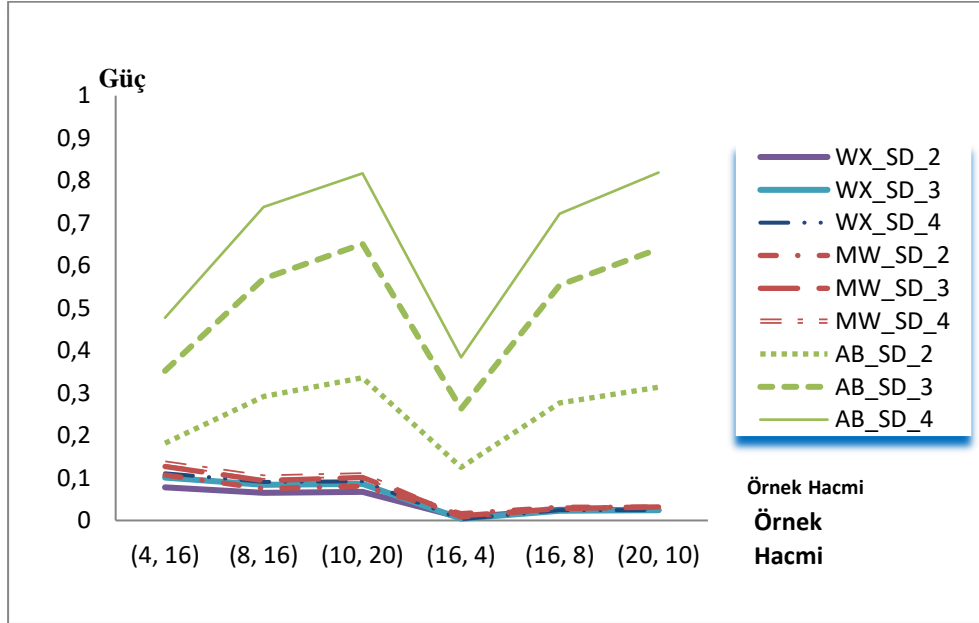
Şekil 33: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



Şekil 34: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



Şekil 35: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



Şekil 36: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).

Tablo 20: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
NORMAL	2	4	16	0,082	0,111	0,215
		8	16	0,072	0,082	0,366
		10	20	0,073	0,087	0,412
		16	4	0,007	0,015	0,151
		16	8	0,023	0,029	0,339
		20	10	0,024	0,031	0,392
	3	4	16	0,105	0,131	0,404
		8	16	0,085	0,096	0,647
		10	20	0,095	0,110	0,728
		16	4	0,003	0,009	0,306
		16	8	0,022	0,026	0,641
		20	10	0,024	0,030	0,723
	4	4	16	0,118	0,141	0,531
		8	16	0,094	0,104	0,793
		10	20	0,103	0,119	0,862
		16	4	0,004	0,007	0,446
		16	8	0,023	0,028	0,794
		20	10	0,024	0,031	0,879

Tablo 21: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
PLATYKURTİC	2	4	16	0,086	0,115	0,231
		8	16	0,071	0,080	0,385
		10	20	0,072	0,087	0,448
		16	4	0,006	0,013	0,157
		16	8	0,022	0,028	0,357
		20	10	0,023	0,030	0,423
	3	4	16	0,109	0,136	0,425
		8	16	0,089	0,100	0,674
		10	20	0,093	0,108	0,750
		16	4	0,003	0,008	0,333
		16	8	0,023	0,028	0,669
		20	10	0,024	0,031	0,763
	4	4	16	0,117	0,142	0,553
		8	16	0,097	0,108	0,807
		10	20	0,102	0,118	0,879
		16	4	0,002	0,006	0,467
		16	8	0,026	0,030	0,818
		20	10	0,025	0,032	0,895

Tablo 22: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
SKEWED	2	4	16	0,095	0,127	0,283
		8	16	0,091	0,101	0,465
		10	20	0,096	0,112	0,524
		16	4	0,007	0,015	0,191
		16	8	0,033	0,040	0,433
		20	10	0,035	0,043	0,507
	3	4	16	0,121	0,150	0,475
		8	16	0,113	0,125	0,726
		10	20	0,121	0,137	0,802
		16	4	0,006	0,013	0,368
		16	8	0,037	0,044	0,710
		20	10	0,046	0,056	0,807
	4	4	16	0,132	0,155	0,594
		8	16	0,120	0,132	0,842
		10	20	0,131	0,148	0,905
		16	4	0,004	0,012	0,478
		16	8	0,039	0,046	0,835
		20	10	0,045	0,056	0,908

Tablo 23: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4)

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
UNIFORM-LİKE	2	4	16	0,082	0,115	0,257
		8	16	0,073	0,083	0,428
		10	20	0,076	0,089	0,486
		16	4	0,006	0,012	0,168
		16	8	0,023	0,028	0,398
		20	10	0,025	0,032	0,468
	3	4	16	0,109	0,138	0,453
		8	16	0,089	0,100	0,700
		10	20	0,097	0,113	0,785
		16	4	0,003	0,007	0,357
		16	8	0,021	0,025	0,706
		20	10	0,024	0,031	0,804
	4	4	16	0,117	0,140	0,574
		8	16	0,095	0,105	0,836
		10	20	0,105	0,120	0,898
		16	4	0,002	0,006	0,496
		16	8	0,022	0,027	0,838
		20	10	0,025	0,033	0,913

Tablo 24: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
LOGİSTİC-LİKE	2	4	16	0,073	0,102	0,192
		8	16	0,067	0,076	0,324
		10	20	0,070	0,083	0,368
		16	4	0,007	0,017	0,139
		16	8	0,024	0,029	0,301
		20	10	0,027	0,034	0,344
	3	4	16	0,099	0,124	0,365
		8	16	0,083	0,092	0,606
		10	20	0,084	0,099	0,687
		16	4	0,004	0,008	0,289
		16	8	0,022	0,026	0,589
		20	10	0,023	0,030	0,681
	4	4	16	0,116	0,141	0,500
		8	16	0,092	0,103	0,765
		10	20	0,096	0,112	0,844
		16	4	0,003	0,008	0,413
		16	8	0,024	0,029	0,759
		20	10	0,025	0,033	0,850

Tablo 25: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
DOUBLE EXPONENTIAL-LİKE	2	4	16	0,078	0,107	0,182
		8	16	0,065	0,075	0,292
		10	20	0,067	0,081	0,336
		16	4	0,007	0,016	0,125
		16	8	0,025	0,031	0,277
		20	10	0,024	0,031	0,314
	3	4	16	0,100	0,127	0,352
		8	16	0,084	0,094	0,569
		10	20	0,086	0,101	0,650
		16	4	0,004	0,011	0,263
		16	8	0,023	0,028	0,554
		20	10	0,024	0,032	0,639
	4	4	16	0,111	0,135	0,477
		8	16	0,090	0,102	0,738
		10	20	0,092	0,107	0,817
		16	4	0,003	0,008	0,384
		16	8	0,024	0,029	0,722
		20	10	0,024	0,031	0,819

Küçük ve farklı örnek büyüklüklerinde standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda varyanslar heterojen olduğu zaman (4, 16), (8, 16), (10, 20), (16, 4), (16, 8) ve (20, 10) örnek büyüklüklerinde Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında Ansari-Bradley testi en iyi istatistiksel gücü vermiştir. Araştırmaya konu olan diğer Wilcoxon ve Mann-Whitney parametrik olmayan testler Ansari-Bradley testine göre daha zayıf istatistiksel güç göstermiştir. Wilcoxon ve Mann-Whitney testleri arasında ise en iyi istatistiksel güç Mann-Whitney testinde gözlemlenmiş ve en zayıf istatistiksel güçte Wilcoxon testinde tespit edilmiştir. Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinde dağılımların hepsinde en zayıf istatistiksel güçler (4, 16) örnek büyüklüklerinde gözlemlenmiştir. 6 dağılımın hepsine bakacak olursak bu iki parametrik olmayan testleri incelediğimizde bütün örnek büyüklüklerinde görüyoruz ki en iyi istatistiksel güçleri (16, 4) örnek büyüklükleri vermiştir.

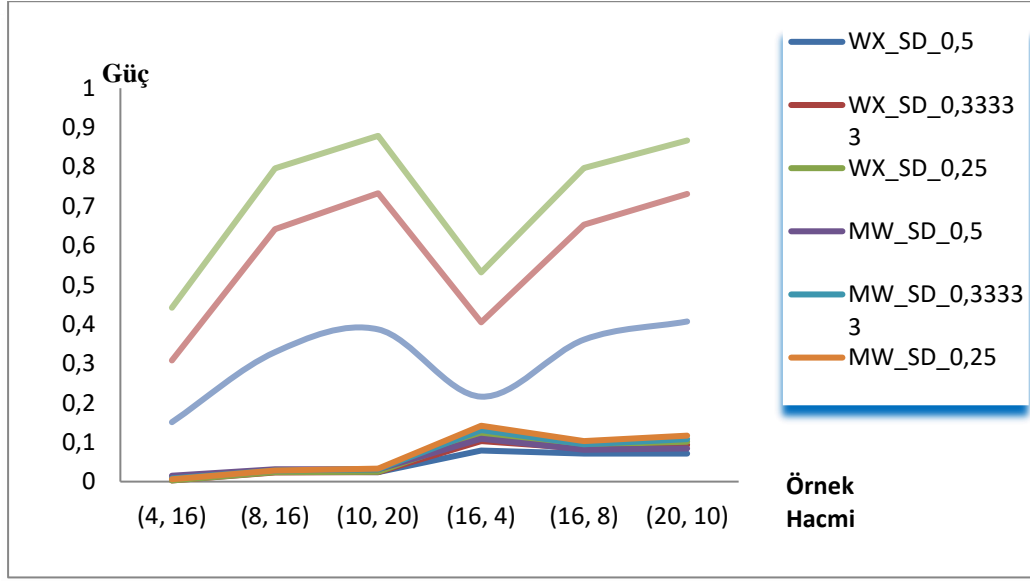
Küçük ve farklı örnek büyüklüklerinde standart sapma oranı 1/2 olduğunda varyanslar heterojen olduğu zaman Normal dağılımda (8, 16) ve (10, 20) örnek büyüklükleri (16, 4), (16, 8) ve (20, 10) örnek büyüklüklerine göre daha zayıf istatistiksel güç göstermiş ve (16, 4), (16, 8) ve (20, 10) örnek büyüklüklerinin daha iyi istatistiksel güce sahip olduğu tespit edilmiştir. Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinde simülasyon sonuçları bütün dağılımlarda birbirlerine yakın değerler vermiştir.

Standart sapma oranı 1/3'ü incelediğimizde Normal, Platykurtic ve Uniform-Like dağılımlarında (4, 16) örnek büyüklüklerinde sonuçların benzer ve yakın olduğu tespit edilmiştir. Aynı zamanda bu örnek büyüklükleri diğer örnek büyüklüklerine nazaran daha zayıf istatistiksel güç göstermiştir. (4, 16) örnek büyüklüklerinde Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında benzer sonuçlar Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinde görülmüş, Ansari-Bradley testinde ise farklılık tespit edilmiştir. Skewed dağılımında Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinde Monte Carlo simülasyon sonucu diğer bahsi geçen Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarına göre eşit olmasa da çok yakın sonuç vermiştir. (8, 16) örnek büyüklüğünde Normal ve Platykurtic dağılımlarında Wilcoxon testi eşit istatistiksel güç göstermiştir. Wilcoxon ve Mann-Whitney testleri arasında (8, 16) örnek büyüklüğünde en iyi istatistiksel güç Skewed dağılımında tespit edilmiştir. En zayıf istatistiksel güce bakacak olursak Wilcoxon testinde Uniform-Like dağılımında gözlemlenmiştir. (10, 20) örnek büyüklüğü (4, 16) ve (8, 16) örnek büyüklükleri arasında en iyi istatistiksel güce sahip

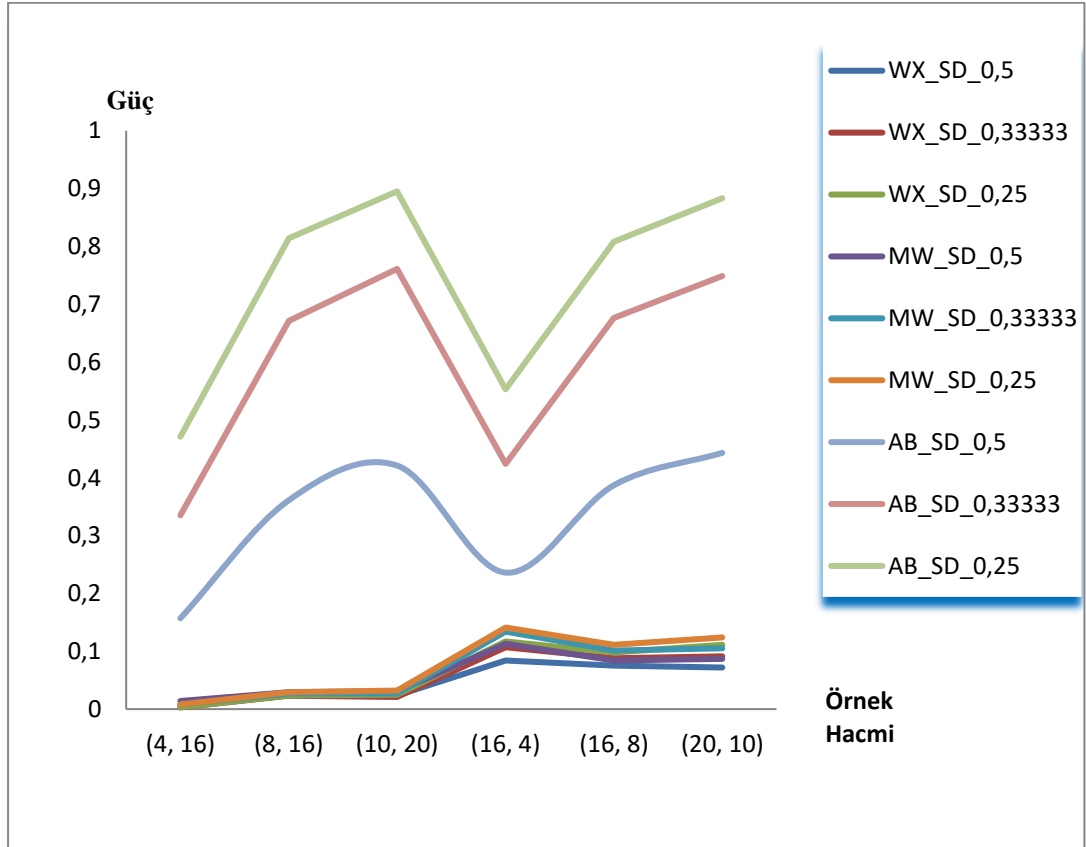
olan örnek büyüklüğüdür. (10, 20) örnek büyüklüğünün en iyi istatistiksel gücü Skewed dağılımında Ansari-Bradley testinde görülmüş, en zayıf istatistiksel güce Wilcoxon testinde rastlanmış ve Platykurtic dağılımında tespit edilmiştir. (16, 4), (16, 8) ve (20, 10) örnek büyüklüklerinde istatistiksel güçler diğer örnek büyüklüklerine göre daha güçlü çıkmıştır. Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinde (16, 4), (16, 8) ve (20, 10) örnek büyüklükleri arasında en iyi istatistiksel güç (16, 4) örnek büyüklüğünde görülmüş ve diğer iki örnek büyüklüğünde daha zayıf istatistiksel güçler olduğu gözlemlenmiştir. (16, 4), (16, 8) ve (20, 10) örnek büyüklüklerinde en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde Skewed dağılımında, en zayıf istatistiksel güç (16, 8) örnek büyüklüğünde Wilcoxon testinde tespit edilmiştir.

Küçük ve farklı örnek büyüklüklerinde standart sapma oranı 1/4 olduğunda varyanslar heterojen olduğu zaman Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinde (4, 16) örnek büyüklüğü diğer standart sapma oranlarına göre 1/4 standart sapma oranında en zayıf istatistiksel gücü göstermiştir. (16, 4) ve (20, 10) örnek büyüklüklerinde Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinde istatistiksel güçler diğer örnek büyüklüklerine nazaran daha iyi çıkmış ve bu iki testte simülasyon sonuçları yakın değerler vermiştir. Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinde (8, 16) ve (10, 20) örnek büyüklüklerinde istatistiksel güçler eşit olarak tespit edilmiştir. Standart sapma oranı 1/4'te bu testlere baktığımızda Normal dağılımında en zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde rastlanmış ve (4, 16) örnek büyüklüğünde Logistic-Like dağılımında tespit edilmiştir. En iyi istatistiksel güce bakacak olursak Mann-Whitney testinde görülmüş ve (16, 4) örnek büyüklüğünde Skewed dağılımında tespit edilmiştir. Çalışmaya konu olan üç testi dikkate alırsak en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde tespit edilmiş ve (20, 10) örnek büyüklüğünde Skewed dağılımında sonuç vermiştir.

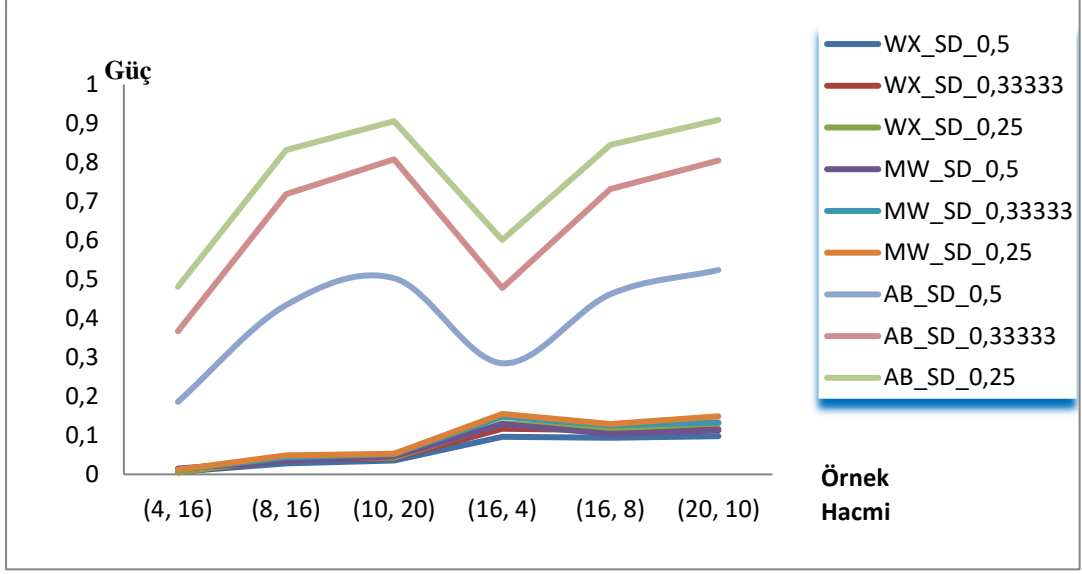
Standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda varyanslar heterojen olduğu zaman en zayıf istatistiksel güce ve en iyi istatistiksel güce standart sapma oranı 1/4'te rastlanmıştır. En zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde görülmüş ve Logistic-Like dağılımında tespit edilmiştir. En iyi istatistiksel gücümüze baktığımızda ise Ansari-Bradley testinde olduğu gözlemlenmiş ve (20, 10) örnek büyüklüğünde Skewed dağılımında tespit edilmiştir.



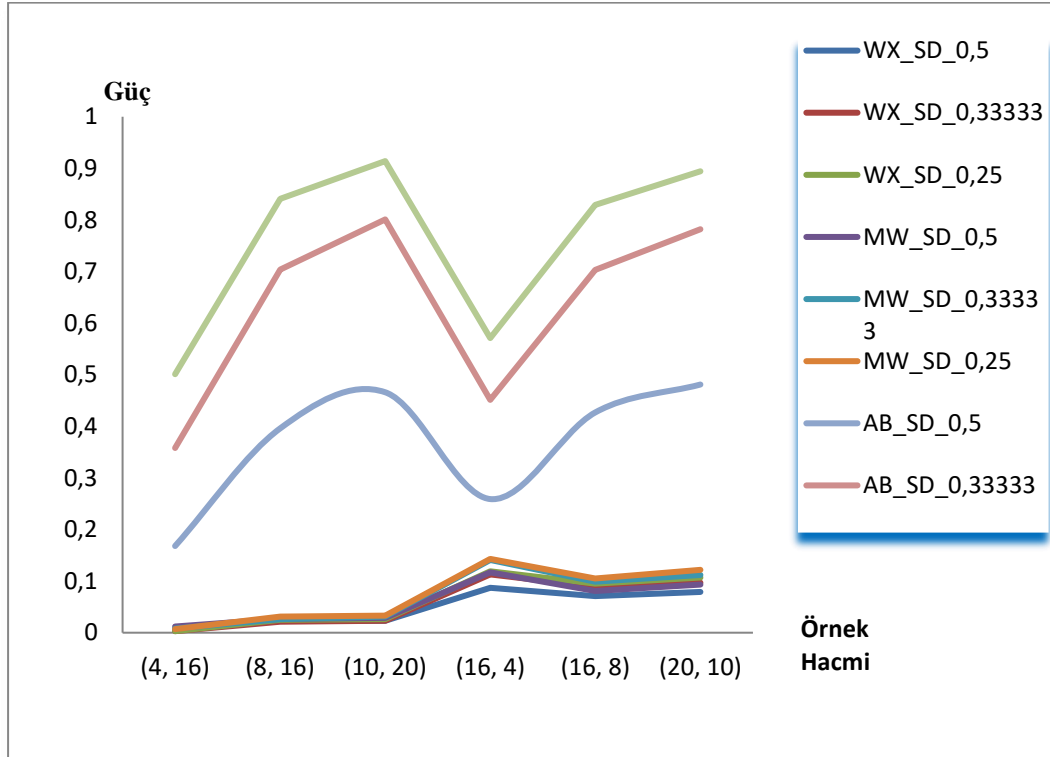
Şekil 37: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).



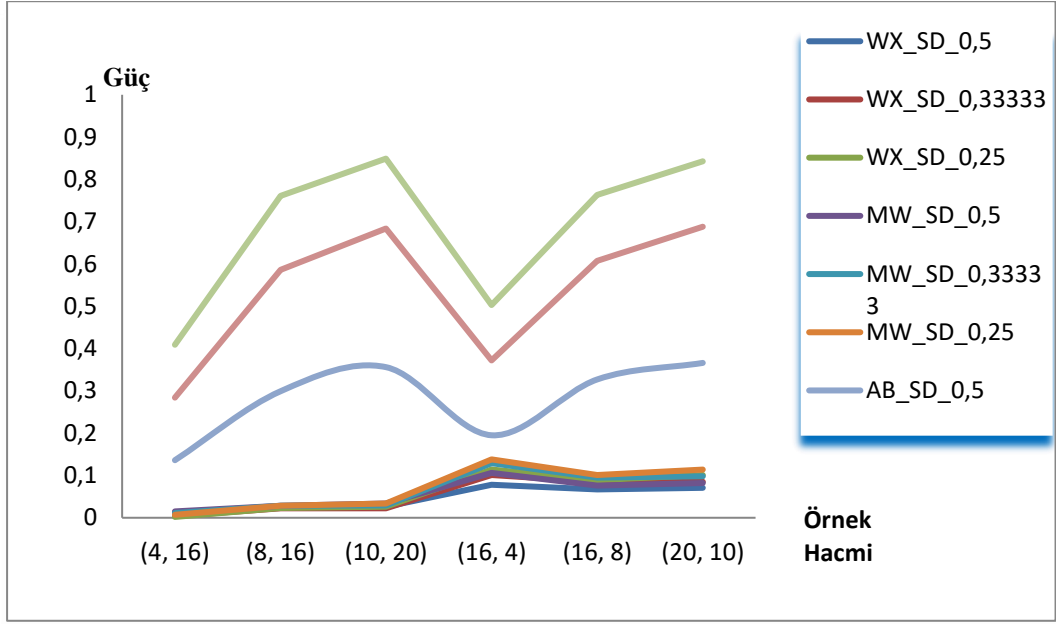
Şekil 38: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).



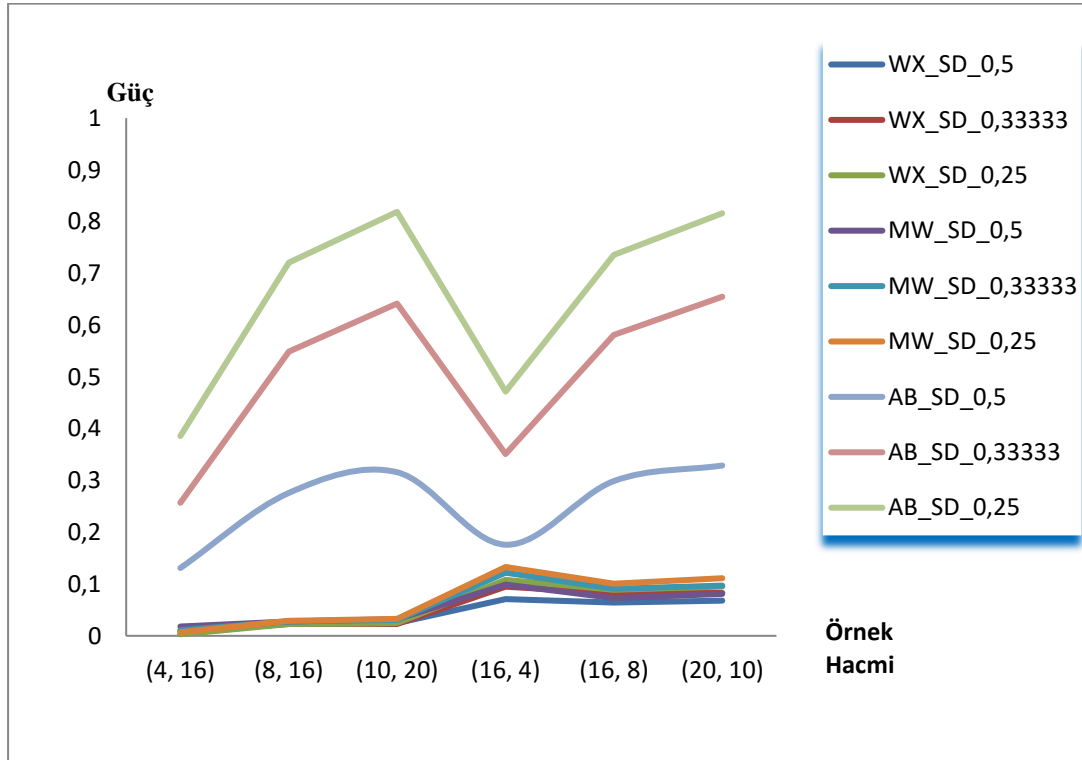
Şekil 39: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).



Şekil 40: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).



Şekil 41: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).



Şekil 42: Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).

Küçük ve eşit örnek büyüklüğü 6 anakütle dağılımına uygulanmış ve toplam 6 adet örnekleme yapılmıştır. Bu örnek büyüklükleri yapılırken standart sapma oranları 1, 2, 3, 1/2, 1/3 ve 1/4'e dikkat edilmiş ve tek tek hesaplanmıştır. Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testleri SAS paket programında analiz edilmiş ve çıkan istatistiksel güçler tablolara aktarılmıştır. Aktarılan tablolardan standart sapma oranlarına ve örnek büyüklüklerine göre tek tek yeni tabloya yazılmış ve bu tablolarda net bir şekilde istatistiksel güçleri görmek mümkün olmuştur. Oluşan en son tablolardan veriler çekilerek grafikler yapılmış ve ayrı ayrılıkta dağılımlara göre oluşturulmuştur. Yapılan grafikler şekil 37-42'de sunulmuştur. Grafiklerde en zayıf istatistiksel güç, en iyi istatistiksel güç küçük ve eşit örnek büyüklüklerine ve standart sapmalarına göre gösterilmiştir. Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklemlerde Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımları için Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin güçleri tabloları Tablo 26-Tablo 31'de verilmiştir.

Tablo 26: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklemlerde normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
NORMAL	1/2	4	16	0,006	0,015	0,150
		8	16	0,026	0,031	0,329
		10	20	0,024	0,031	0,387
		16	4	0,079	0,109	0,216
		16	8	0,071	0,081	0,361
		20	10	0,071	0,084	0,407
	1/3	4	16	0,003	0,008	0,308
		8	16	0,023	0,028	0,642
		10	20	0,024	0,031	0,733
		16	4	0,103	0,130	0,405
		16	8	0,084	0,095	0,653
		20	10	0,093	0,108	0,731
	1/4	4	16	0,003	0,006	0,442
		8	16	0,024	0,028	0,796
		10	20	0,025	0,033	0,879
		16	4	0,118	0,142	0,532
		16	8	0,094	0,103	0,797
		20	10	0,101	0,117	0,867

Tablo 27: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
PLATYKURTİC	1/2	4	16	0,006	0,014	0,157
		8	16	0,024	0,029	0,360
		10	20	0,024	0,030	0,420
		16	4	0,084	0,113	0,236
		16	8	0,075	0,084	0,387
		20	10	0,072	0,087	0,443
	1/3	4	16	0,003	0,008	0,335
		8	16	0,023	0,027	0,670
		10	20	0,020	0,027	0,761
		16	4	0,107	0,134	0,424
		16	8	0,088	0,100	0,676
		20	10	0,090	0,105	0,749
	1/4	4	16	0,003	0,008	0,471
		8	16	0,024	0,029	0,814
		10	20	0,025	0,032	0,895
		16	4	0,117	0,140	0,553
		16	8	0,098	0,110	0,808
		20	10	0,110	0,124	0,883

Tablo 28: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
SKEWED	1/2	4	16	0,007	0,015	0,186
		8	16	0,028	0,035	0,434
		10	20	0,036	0,046	0,503
		16	4	0,096	0,129	0,285
		16	8	0,094	0,104	0,462
		20	10	0,098	0,113	0,524
	1/3	4	16	0,005	0,012	0,367
		8	16	0,038	0,044	0,719
		10	20	0,041	0,052	0,808
		16	4	0,117	0,148	0,478
		16	8	0,114	0,126	0,732
		20	10	0,116	0,133	0,805
	1/4	4	16	0,005	0,012	0,481
		8	16	0,042	0,049	0,832
		10	20	0,043	0,053	0,906
		16	4	0,131	0,155	0,600
		16	8	0,117	0,129	0,845
		20	10	0,131	0,149	0,909

Tablo 29: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin Güçleri (Standart Sapma Oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
UNIFORM-LİKE	1/2	4	16	0,005	0,012	0,168
		8	16	0,023	0,027	0,396
		10	20	0,023	0,029	0,466
		16	4	0,087	0,117	0,259
		16	8	0,071	0,081	0,427
		20	10	0,079	0,093	0,480
	1/3	4	16	0,003	0,008	0,358
		8	16	0,021	0,026	0,704
		10	20	0,023	0,030	0,800
		16	4	0,113	0,140	0,451
		16	8	0,089	0,099	0,703
		20	10	0,097	0,112	0,782
	1/4	4	16	0,003	0,007	0,500
		8	16	0,025	0,030	0,841
		10	20	0,026	0,033	0,914
		16	4	0,119	0,143	0,570
		16	8	0,095	0,105	0,829
		20	10	0,107	0,122	0,894

Tablo 30: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
LOGİSTİC-LİKE	1/2	4	16	0,007	0,015	0,136
		8	16	0,024	0,028	0,299
		10	20	0,026	0,034	0,356
		16	4	0,078	0,106	0,195
		16	8	0,067	0,076	0,327
		20	10	0,070	0,082	0,366
	1/3	4	16	0,004	0,010	0,284
		8	16	0,022	0,028	0,586
		10	20	0,022	0,029	0,684
		16	4	0,100	0,129	0,372
		16	8	0,085	0,095	0,607
		20	10	0,085	0,098	0,688
	1/4	4	16	0,002	0,007	0,409
		8	16	0,023	0,028	0,761
		10	20	0,026	0,034	0,849
		16	4	0,114	0,138	0,503
		16	8	0,089	0,101	0,763
		20	10	0,100	0,114	0,843

Tablo 31: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
DOUBLE EXPONENTIAL- LIKE	1/2	4	16	0,009	0,018	0,131
		8	16	0,023	0,028	0,276
		10	20	0,025	0,032	0,316
		16	4	0,071	0,099	0,176
		16	8	0,064	0,073	0,299
		20	10	0,068	0,081	0,329
		4	16	0,004	0,010	0,257
		8	16	0,024	0,028	0,549
		10	20	0,023	0,030	0,642
		16	4	0,095	0,122	0,351
		16	8	0,082	0,091	0,580
		20	10	0,083	0,097	0,655
	4	16	0,003	0,007	0,386	
	8	16	0,023	0,029	0,720	
	10	20	0,025	0,033	0,819	
	16	4	0,108	0,133	0,472	
	16	8	0,089	0,100	0,736	
	20	10	0,095	0,110	0,816	

3.6.2. Büyük Örnek Durumundaki Bulgular

Çalışmada büyük örneklerle baktığımızda toplam 12 örnek büyüklükleri kullanılmış ve kullanılan örnek büyüklükleri sonuçları Monte Carlo simülasyonu kullanılarak elde edilmiştir. Örnek büyüklükleri 6 anakütle dağılımına uygulanmış ve her bir anakütlede standart sapma oranları dikkate alınarak sonuçlar tespit edilmiştir. Büyük örneklerde 12 örnek büyüklüğünün 4'ü büyük ve eşit diğer 8'i ise büyük ve farklıdır. Büyük ve eşit örneklerle bakacak olursak (25, 25), (50, 50), (75, 75) ve (100, 100), büyük ve farklı örneklerle baktığımızda ise (10, 30), (30, 10), (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75)'dir.

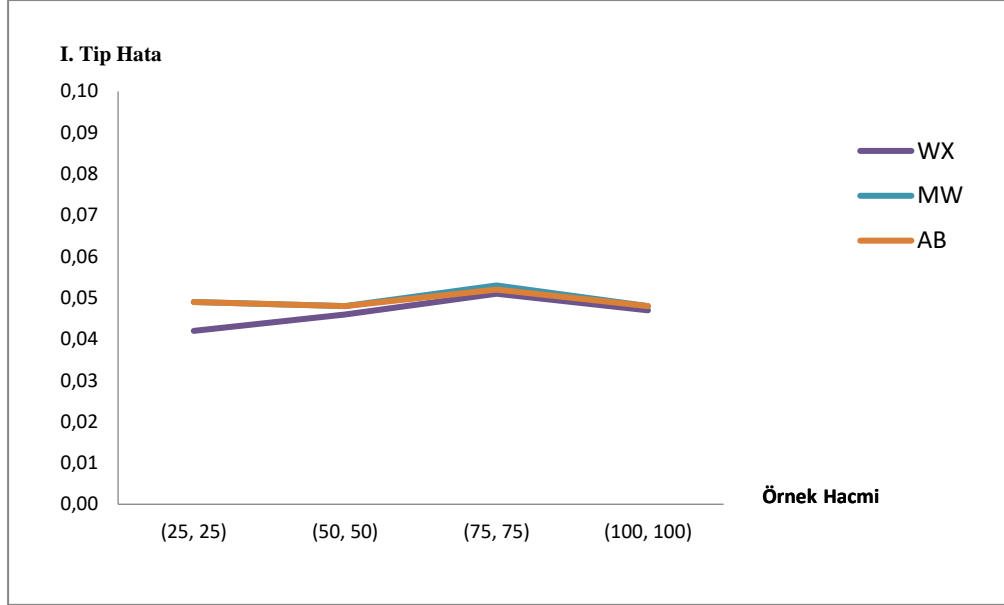
3.6.2.1. Örneklem Boyutları Aynı Olduğunda, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin I. Tip Hataları Arasındaki Farkın Sonuçlar Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi

Çalışmada büyük örnek büyüklüğü 6 anakütle dağılımına uygulanmış ve toplam 12 adet örneklemle yapılmıştır. Bu örnek büyüklüklerinin 4'ü büyük ve eşit diğer 8'i ise büyük ve farklıdır. Örnek büyüklükleri büyük ve eşit olan değerlerin I. tip hata oranlarına

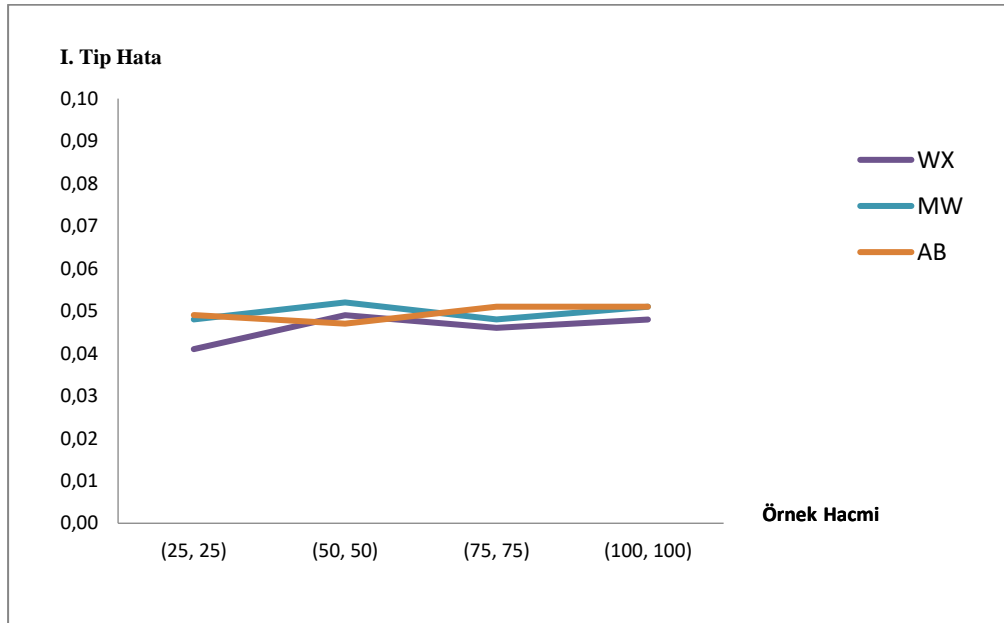
baktığımızda Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri Wilcoxon testine göre daha yüksek sonuç vermiştir. Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinde büyük ve eşit örnek büyüklüklerinde Monte Carlo simülasyon sonuçları yakın ve bazen de eşit değerler vermiştir. Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin I. tip hata oranlarını dağılımlara göre incelersek Normal dağılımda örnek büyüklüğü (25, 25)'de I. tip hata oranları eşit sonuç vermiş ve simülasyon sonucu da (0,049) olarak tespit edilmiştir. Normal dağılımda örnek büyüklüğü (50, 50) ve (100, 100)'e baktığımızda burada da I. tip hata oranları eşit sonuç vermiş ve hatta iki örnek büyüklüğünde simülasyon sonuçları aynı çıkmıştır. Normal dağılımında en son örnek büyüklüğü (75, 75)'e baktığımızda burada diğer örnek büyüklüklerinden farklı olarak I. tip hata oranlarının farklılık gösterdiğini görüyoruz. Bu örnek büyüklüğünde simülasyon sonucu (Mann-Whitney testi= 0,053, Ansari-Bradley testi= 0,052) olarak gözlemlenmiş ve buradan anlaşılacağı üzere Mann-Whitney testi Ansari-Bradley testine göre daha yüksek sonuç vermiştir.

Monte Carlo simülasyon sonuçlarına baktığımızda 6 dağılımda 48 farklı durum incelenmiş ve incelenmeler sonucu bazı I. tip hata oranlarının α anlamlılık düzeyinin üstünde çıktığı görülmüştür. Platykurtic dağılımında en yüksek I. tip hata oranı (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde görülmüş, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerine tespit edilmiştir. Platykurtic dağılımında en düşük I. tip hata oranına bakacak olursak (25, 25) örnek büyüklüğünde (Wilcoxon testi= 0,041) olarak sonuç vermiştir. Skewed dağılımının en yüksek I. tip hata oranı (75, 75) örnek büyüklüğüne görülmüş Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinde eşit sonuç vermiştir. Simülasyon sonucuna bakacak olursak (75, 75) örnek büyüklüğünde (Mann-Whitney testi= 0,052, Ansari-Bradley testi= 0,052) olarak tespit edilmiştir. Skewed dağılımının en düşük I. tip hata oranı (25, 25) örnek büyüklüğünde (Wilcoxon testi= 0,043) olarak görülmüştür. Uniform-Like, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında yüksek sonuç veren I. tip hata oranlarına baktığımızda (50, 50) örnek büyüklüğü Uniform-Like dağılımda (Mann-Whitney testi=0,052), (25, 25) ve (75, 75) örnek büyüklükleri Logistic-Like dağılımda (Mann-Whitney testi= 0,051, Ansari-Bradley testi= 0,051), Double Exponential-Like dağılımda (25, 25) ve (100, 100) örnek büyüklükleri (Mann-Whitney testi= 0,051, Ansari-Bradley testi= 0,051) olarak tespit edilmiştir. Uniform-Like, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında düşük sonuç veren I. tip hata oranlarına baktığımızda (25, 25) örnek büyüklüklerinde gözlemlenmiş ve hepsi Wilcoxon testinde tespit edilmiştir. Simülasyon sonuçlarına bakacak olursak Uniform-

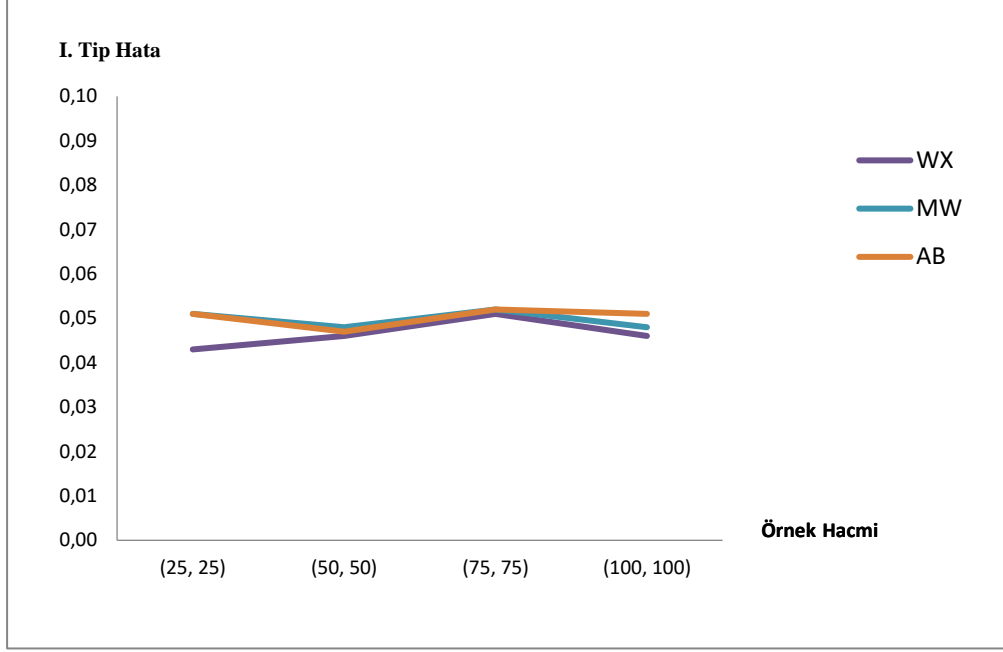
Like dağılımda (Wilcoxon testi=0,043), Logistic-Like dağılımda (Wilcoxon testi=0,041), Double Exponential-Like dağılımda (Wilcoxon testi=0,042) olarak sonuç vermiştir.



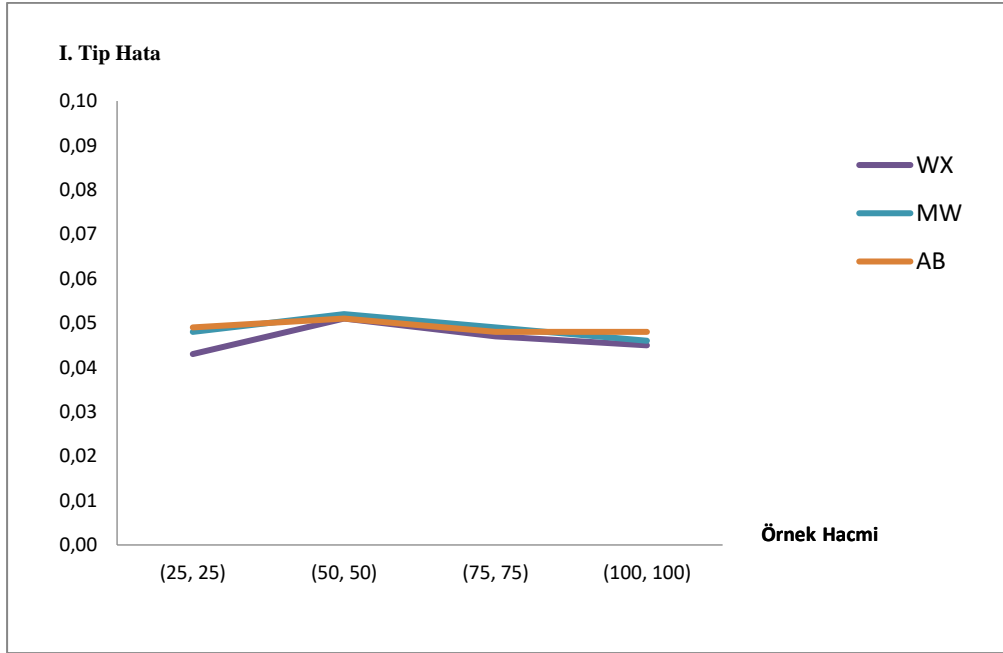
Şekil 43: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



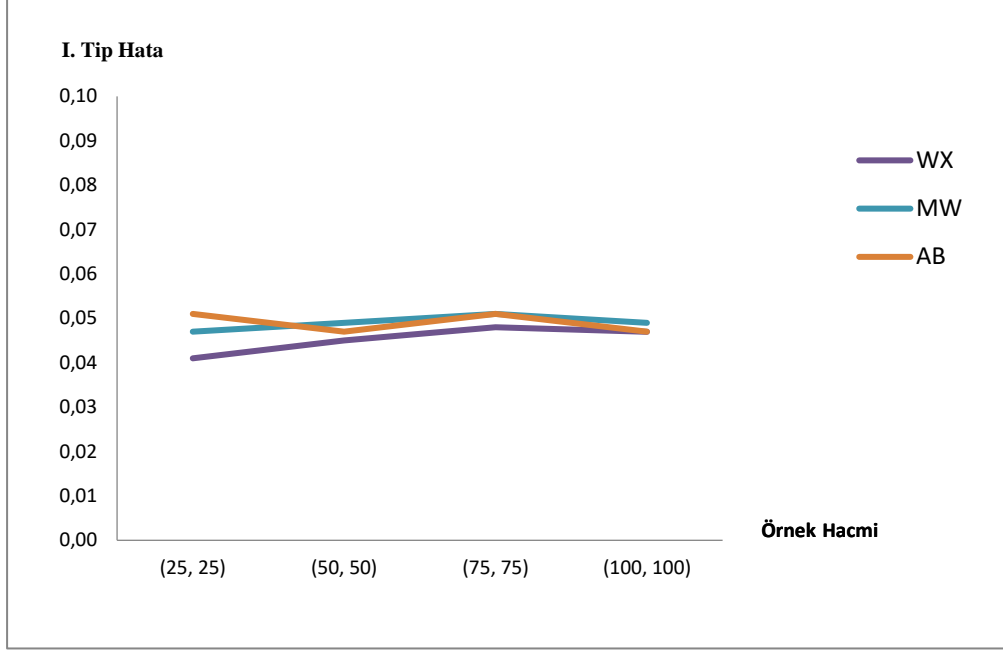
Şekil 44: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



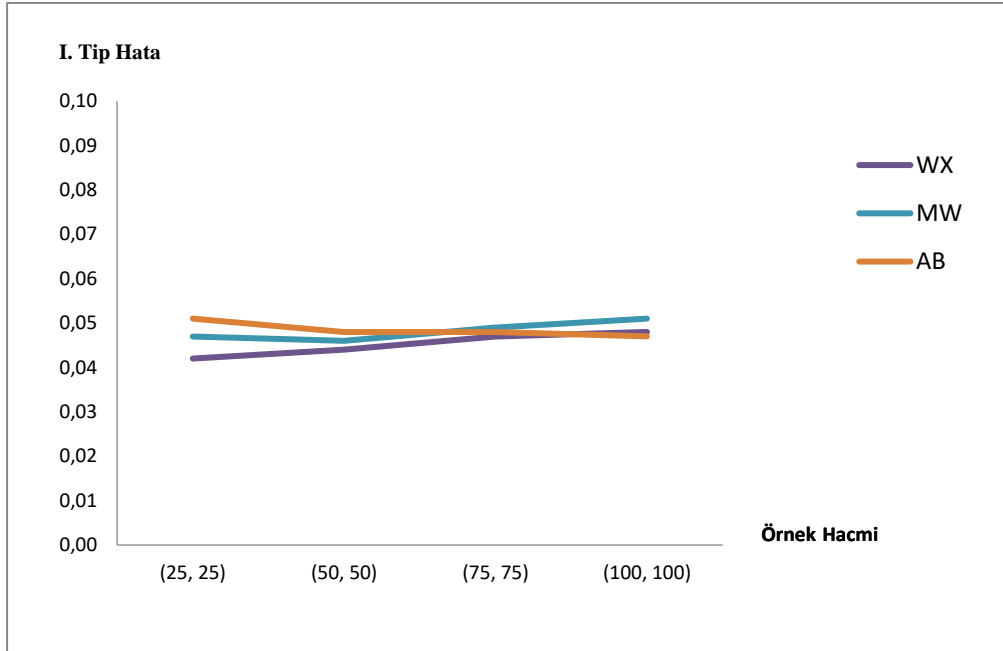
Şekil 45: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



Şekil 46: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



Şekil 47: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



Şekil 48: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.

Çalışmada bütün dağılımların I. tip hata oranlarına bakacak olursak en düşük sonuç Platykurtic ve Logistic-Like dağılımlarında rastlanmış ve Wilcoxon testinde görülmüş, yüksek sonuca ise Normal dağılımda Mann-Whitney testinde rastlanmıştır.

Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerine ait I. tip hata oranlarının Monte Carlo simülasyonu sonuçları Tablo 32’de belirtilmiştir.

Tablo 32: Büyük örneklerde örneklem boyutları eşit olduğunda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları. (standart sapmalar oranı=1)

POPÜLASYON DAĞILIMI	n ₁	n ₂	I. TİP HATA ORANI		
			WX	MW	AB
NORMAL	25	25	0,042*	0,049*	0,049*
	50	50	0,046*	0,048*	0,048*
	75	75	0,051	0,053	0,052
	100	100	0,047*	0,048*	0,048*
PLATYKURTİC	25	25	0,041*	0,048*	0,049*
	50	50	0,049*	0,052	0,047*
	75	75	0,046*	0,048*	0,051
	100	100	0,048*	0,051	0,051
SKEWED	25	25	0,043*	0,051	0,051
	50	50	0,046*	0,048*	0,047*
	75	75	0,051	0,052	0,052
	100	100	0,046*	0,048	0,051
UNİFORM-LİKE	25	25	0,043*	0,048*	0,049*
	50	50	0,051	0,052	0,051
	75	75	0,047*	0,049*	0,048*
	100	100	0,045*	0,046*	0,048*
LOGİSTİC-LİKE	25	25	0,041*	0,047*	0,051
	50	50	0,045*	0,049*	0,047*
	75	75	0,048*	0,051	0,051
	100	100	0,047*	0,049*	0,047*
DOUBLE EXPONENTIAL-LİKE	25	25	0,042*	0,047*	0,051
	50	50	0,044*	0,046*	0,048*
	75	75	0,047*	0,049*	0,048*
	100	100	0,048*	0,051	0,047*

* $\alpha=0,05$ ’den küçük veya eşit olan değerler.

3.6.2.2. Örneklem Boyutları Farklı Olduğunda, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin I. Tip Hataları Arasındaki Farkın Sonuçlar Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi

İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri büyük ve farklı olduğunda Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin I. tip hata oranları incelendiğinde, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin Wilcoxon testine nazaran daha yüksek değerler verildiği gözlemlenmiştir. Wilcoxon testine nazaran yüksek sonuç veren Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerini incelediğimizde Normal dağılımda en yüksek I. tip hata oranları Ansari-Bradley Testinde (75, 100) ve (100, 50) örnek büyüklüklerinde, Mann-Whitney testinde ise (50, 100) ve (75, 50) örnek

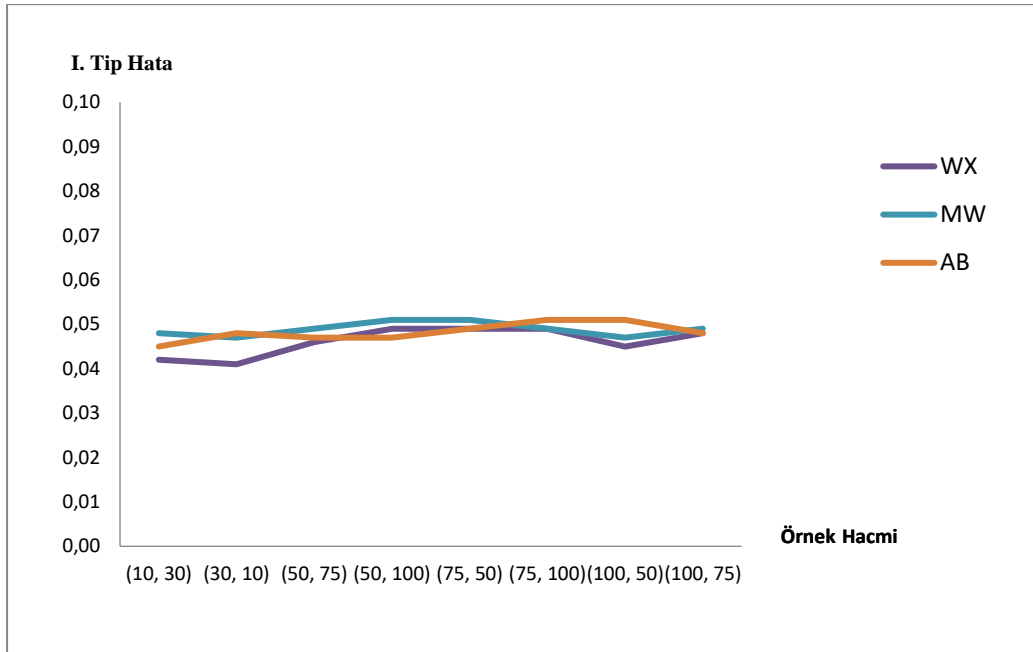
büyükliklerinde tespit edilmiş ve Monte Carlo simülasyon sonuçları (Mann-Whitney testi=0,051, Ansari-Bradley Testi=0,051)'dir. Normal dağılımda en düşük I. tip hata oranlarına bakacak olursak testler arasında Wilcoxon testinde görülmüş ve (30, 10) örnek büyüklüğünde sonuç vermiş, simülasyon sonucu (Wilcoxon testi=0,041) olarak tespit edilmiştir.(10, 30), (50, 75), (50, 100), (75, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde Mann-Whitney testi, (30, 10), (75, 100) ve (100, 50) örnek büyüklüklerinde Ansari-Bradley testi I. tip hata oranları yüksek sonuç vermiştir.

Simülasyon sonuçlarına baktığımızda 6 dağılımda 144 farklı durum incelenmiş ve incelenmeler sonucu bazı I. tip hata oranlarının 0,05 α anlamlılık düzeyinin üstünde çıktığı görülmüştür. Platykurtic dağılımında en yüksek I. tip hata oranı (75, 100) örnek büyüklüğünde Mann-Whitney testinde, en düşük I. tip hata oranı ise (30, 10) örnek büyüklüğünde Wilcoxon testinde görülmüştür. Platykurtic dağılımında Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinde (50, 75) ve (100, 50) örnek büyüklüklerinde simülasyon sonuçları eşit çıkmıştır. Platykurtic dağılımında Wilcoxon ve Ansari-Bradley testlerine nazaran yüksek sonuç veren Mann-Whitney Testini incelediğimizde Mann-Whitney testinde en iyi I. tip hata oranı sonuçlarına (10, 30), (30, 10), (50, 100), (75, 50), (75, 100) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde rastlanmıştır.

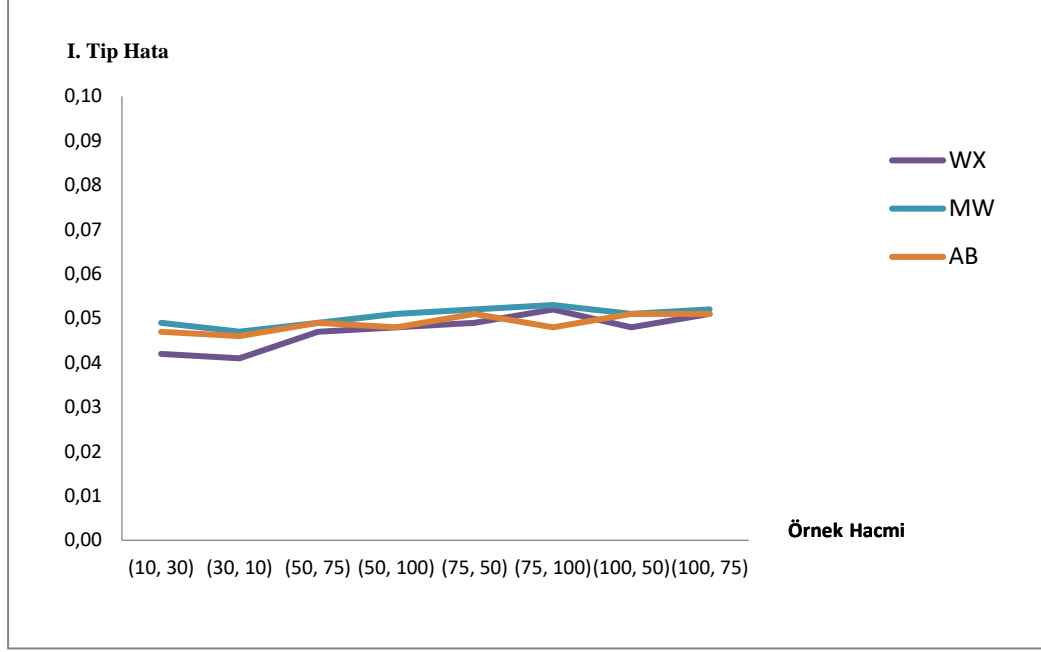
Skewed dağılımını incelediğimizde en yüksek I. tip hata oranı sonucuna (30, 10) örnek büyüklüğünde Ansari-Bradley testinde rastlanmış ve Monte Carlo simülasyon sonucu (Ansari-Bradley Testi=0,052) olarak tespit edilmiştir. En düşük I. tip hata oranı sonucuna ise (10, 30) örnek büyüklüğünde Wilcoxon testinde rastlanmış ve simülasyon sonucu (Wilcoxon Testi=0,042) olarak sonuç vermiştir. Üç parametrik olmayan testlerin üçünde de Skewed dağılımında (50, 100) örnek büyüklüğünde simülasyon sonuçları eşit sonuç vermiştir. Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinde Monte Carlo simülasyon sonuçları eşit olan örnek büyüklükleri (100, 75)'dir. Skewed dağılımında Wilcoxon testine nazaran yüksek sonuç veren Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerini incelediğimizde Mann-Whitney testinde en iyi I. tip hata oranı sonucuna (10, 30), (50, 75), (75, 50) ve (75, 100) örnek büyüklüklerinde, Ansari-Bradley testinde (30, 10) ve (100, 50) örnek büyüklüklerinde rastlanmıştır.

Uniform-Like, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarını incelediğimizde en yüksek I. tip hata oranı sonucuna sırasıyla Uniform-Like dağılımında (100, 50) örnek büyüklüğünde Ansari-Bradley Testinde, Logistic-Like dağılımında (50,

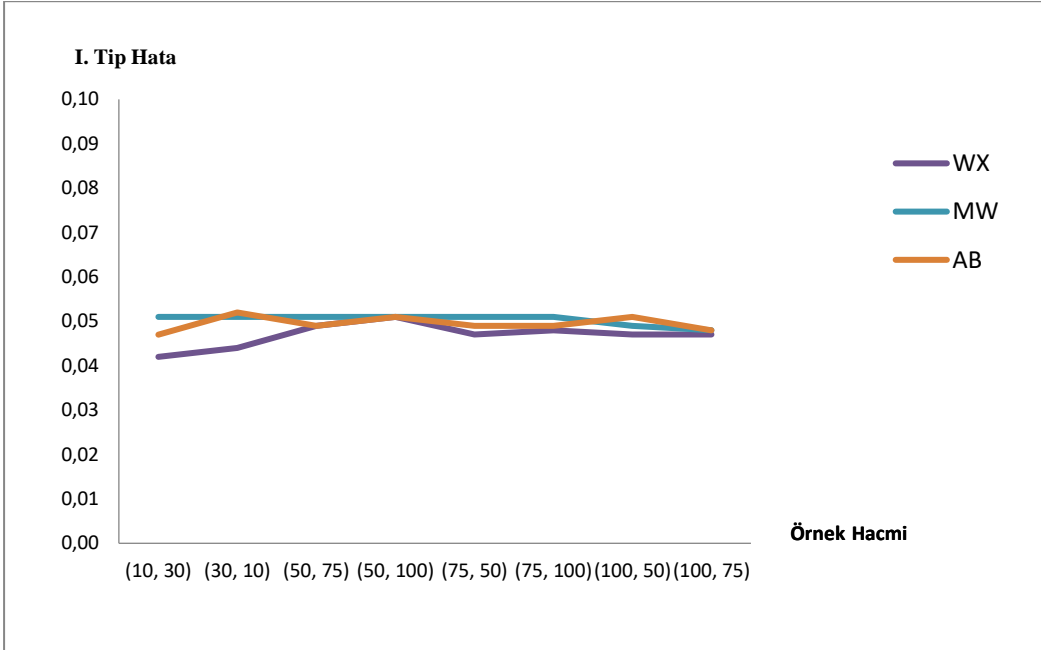
100) örnek büyüklüğünde Ansari-Bradley Testinde ve Double Exponential-Like dağılımında (30, 10) örnek büyüklüğünde Mann-Whitney testinde rastlanmıştır. En düşük I. tip hata oranı sonucuna baktığımızda ise bütün dağılımlarda Wilcoxon testi sonuç vermiştir. Sırasıyla dağılımları incelediğimizde en düşük I. tip hata oranı sonucu Uniform-Like dağılımında (10, 30) ve (30, 10) örnek büyüklüklerinde, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında (10, 30) örnek büyüklüklerinde tespit edilmiştir. Bütün testlere ve bütün anakütle dağılımlarına ait sonuçlar, Tablo 33-Tablo 34'te verilmiştir.



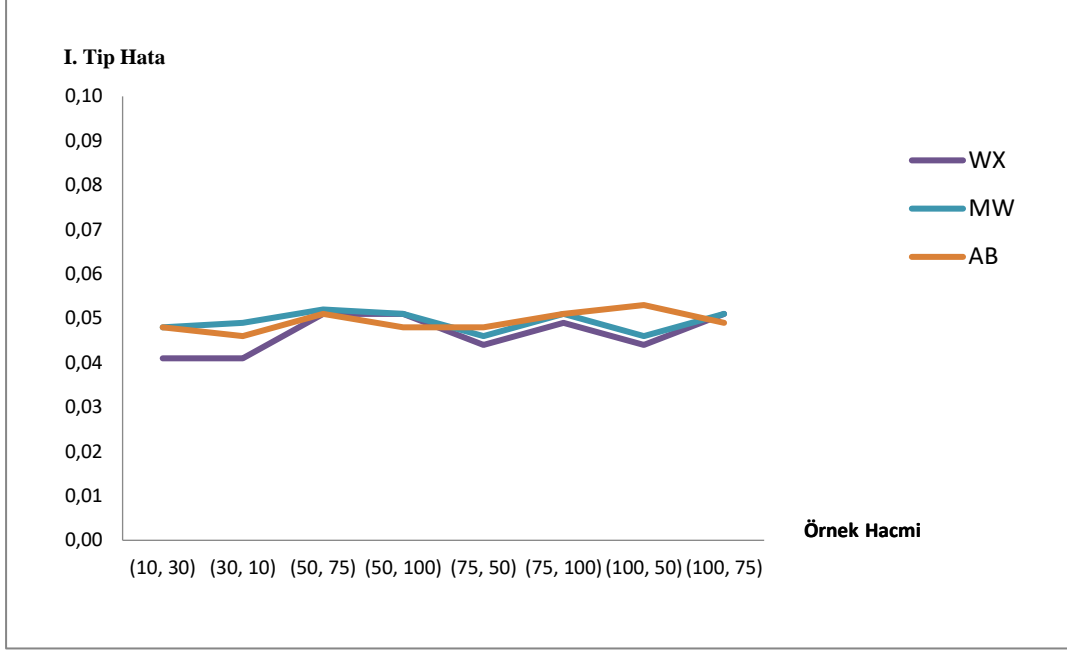
Şekil 49: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



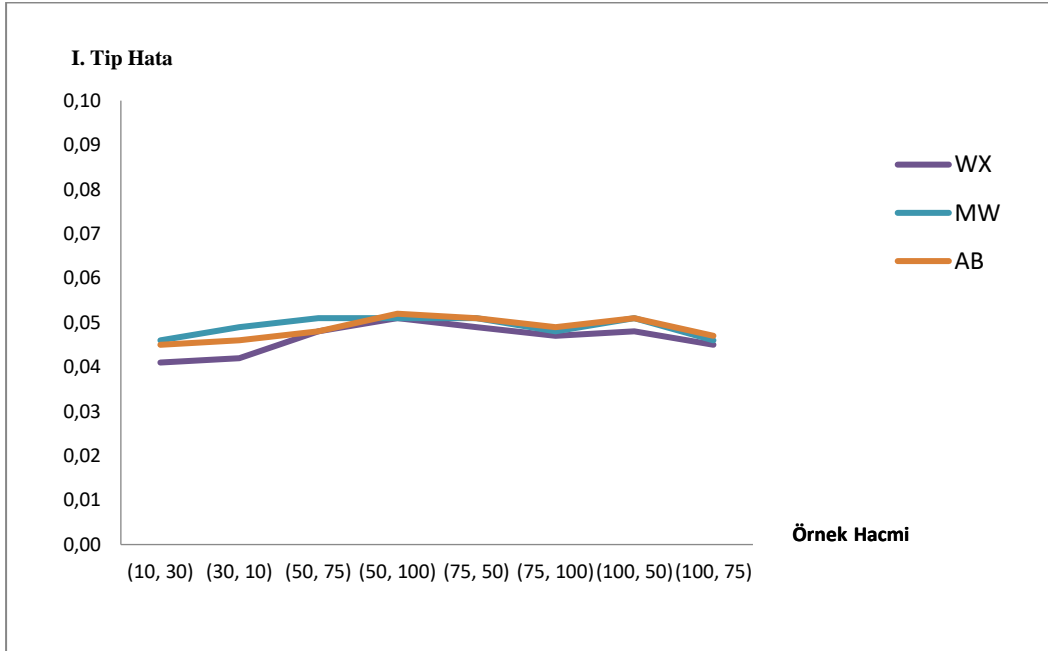
Şekil 50: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda platykurtik dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



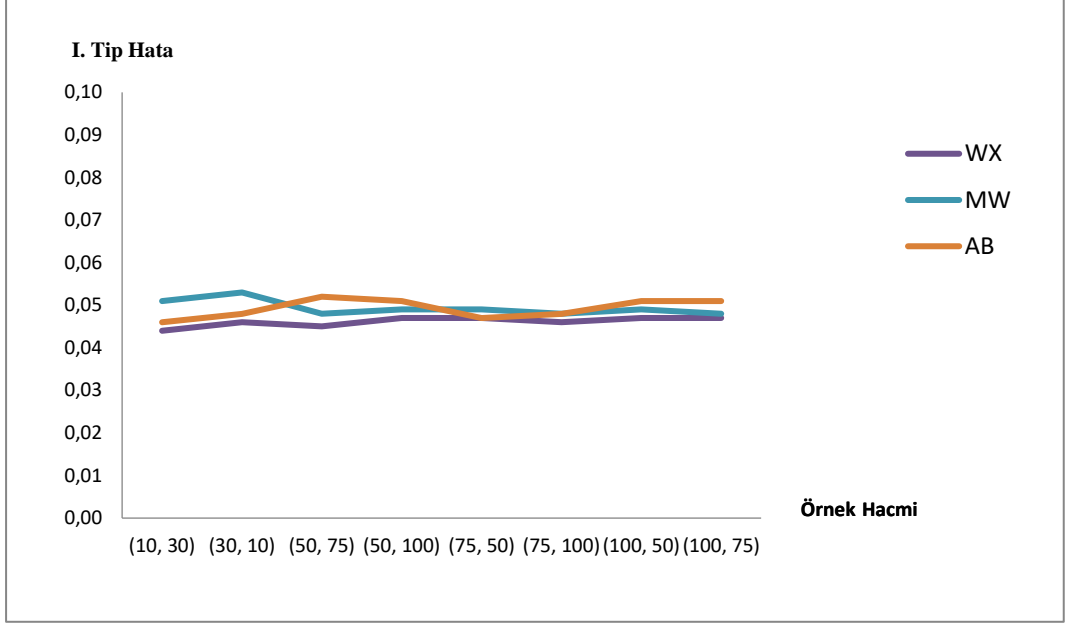
Şekil 51: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



Şekil 52: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



Şekil 53: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.



Şekil 54: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.

Tablo 33: Büyük örneklerde örneklem boyutları farklı olduğunda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları. (standart sapmalar oranı=1)

POPÜLASYON DAĞILIMI	n ₁	n ₂	I. TİP HATA ORANI		
			WX	MW	AB
NORMAL	10	30	0,042*	0,048*	0,045*
	30	10	0,041*	0,047*	0,048*
	50	75	0,046*	0,049*	0,047*
	50	100	0,049*	0,051	0,047*
	75	50	0,049*	0,051	0,049*
	75	100	0,049*	0,049*	0,051
	100	50	0,045*	0,047*	0,051
	100	75	0,048*	0,049*	0,048*
PLATYKURTİC	10	30	0,042*	0,049*	0,047*
	30	10	0,041*	0,047*	0,046*
	50	75	0,047*	0,049*	0,049*
	50	100	0,048*	0,051	0,048*
	75	50	0,049*	0,052	0,051
	75	100	0,052	0,053	0,048*
	100	50	0,048*	0,051	0,051
	100	75	0,051	0,052	0,051
SKEWED	10	30	0,042*	0,051	0,047*
	30	10	0,044*	0,051	0,052
	50	75	0,049*	0,051	0,049*
	50	100	0,051	0,051	0,051
	75	50	0,047*	0,051	0,049*
	75	100	0,048*	0,051	0,049*
	100	50	0,047*	0,049*	0,051
	100	75	0,047*	0,048	0,048*

* $\alpha=0,05$ 'den küçük veya eşit olan değerler.

Tablo 34: Büyük örneklerde örneklem boyutları farklı olduğunda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları. (standart sapmalar oranı=1)

POPÜLASYON DAĞILIMI	n ₁	n ₂	I. TİP HATA ORANI		
			WX	MW	AB
UNIFORM-LİKE	10	30	0,041*	0,048*	0,048*
	30	10	0,041*	0,049*	0,046*
	50	75	0,051	0,052	0,051
	50	100	0,051	0,051	0,048*
	75	50	0,044*	0,046*	0,048*
	75	100	0,049*	0,051	0,051
	100	50	0,044*	0,046*	0,053
	100	75	0,051	0,051	0,049*
LOGİSTİC-LİKE	10	30	0,041*	0,046*	0,045*
	30	10	0,042*	0,049*	0,046*
	50	75	0,048*	0,051	0,048*
	50	100	0,051	0,051	0,052
	75	50	0,049*	0,051	0,051
	75	100	0,047*	0,048*	0,049*
	100	50	0,048*	0,051	0,051
	100	75	0,045*	0,046*	0,047*
DOUBLE EXPONENTIAL-LİKE	10	30	0,044*	0,051	0,046*
	30	10	0,046*	0,053	0,048*
	50	75	0,045*	0,048*	0,052
	50	100	0,047*	0,049*	0,051
	75	50	0,047*	0,049*	0,047*
	75	100	0,046*	0,048*	0,048*
	100	50	0,047*	0,049*	0,051
	100	75	0,047*	0,048*	0,051

* $\alpha=0,05$ 'den küçük veya eşit olan değerler.

3.6.2.3. Örneklem Boyutları Eşit Olduğunda ve Varyanslar Heterojen Olduğunda, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin Güçleri Arasındaki Farkın Sonuçlar Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi

Büyük ve eşit örnek büyüklüklerinde standart sapma oranı 2, 3 ve 4 olduğu zaman Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında hesaplanan istatistiksel güç değerleri incelendiğinde Monte Carlo simülasyon sonuçlarında görüldüğü üzere en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde görülmüş ve Mann-Whitney testi ile Wilcoxon testi arasında en iyi istatistiksel güce Mann-Whitney testinde rastlanmıştır. Buradan da anlaşılacağı üzere çalışmaya konu olan parametrik olmayan testler arasında en zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde tespit edilmiştir.

Standart sapma oranları 2, 3 ve 4 olduğu zaman büyük ve eşit örnek büyüklüklerine bakacak olursak incelediğimizde görüyoruz ki Normal dağılımda

yukarıda da bahsettiğimiz üzere en iyi istatistiksel gücü Ansari-Bradley testi göstermiştir. Örnek büyüklüklerine göre bakacak olursak (25, 25), (50, 50), (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde büyük bir farkla en iyi istatistiksel gücü Ansari-Bradley testi göstermiş, Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinde ise birbirlerine yakın değerler verdiği görülmüştür. Standart sapma oranı 2 olduğu zaman normal dağılımda en iyi istatistiksel güç (100, 100) örnek büyüklüğünde tespit edilmiş, en zayıf istatistiksel güç de (25, 25) örnek büyüklüğünde gözlemlenmiştir. Normal dağılımda standart sapma oranları 3 ve 4'e baktığımızda burada da en iyi istatistiksel güç (100, 100) örnek büyüklüklerinde, en zayıf istatistiksel güç ise (25, 25) örnek büyüklüklerinde tespit edilmiştir.

Platykurtic dağılımında standart sapma oranı 2 olduğunda en iyi istatistiksel güç (100, 100) örnek büyüklüğünde, en zayıf istatistiksel güç ise (25, 25) örnek büyüklüğünde görülmüştür. Standart sapma oranları 3 ve 4'e bakacak olursak burada da Normal dağılımda olduğu gibi en iyi istatistiksel güce (100, 100) örnek büyüklüklerinde, en zayıf istatistiksel güce (25, 25) örnek büyüklüklerinde rastlanmıştır. Skewed dağılımında standart sapma oranları 2, 3 ve 4 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (100, 100) örnek büyüklüğünde, en zayıf istatistiksel güç de Wilcoxon testinde (25, 25) örnek büyüklüğünde tespit edilmiştir. Normal, Platykurtic ve Skewed dağılımları Monte Carlo simülasyon sonuçları incelendiğinde sırasıyla Normal dağılımdan Skewed dağılımına her bir örnek büyüklüklerinde ayrı ayrılıkta değerlerin yükseldiği tespit edilmiştir. Normal, Platykurtic ve Skewed dağılımları içinde en iyi istatistiksel güç Skewed dağılımında Ansari-Bradley testinde, en zayıf istatistiksel güç Platykurtic dağılımında Wilcoxon testinde görülmüştür.

Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında standart sapma oranı 2 olduğunda en iyi istatistiksel güç Uniform-Like dağılımında (100, 100) örnek büyüklüğünde, en zayıf istatistiksel güç ise Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında (25, 25) örnek büyüklüklerinde tespit edilmiştir. Simülasyon sonuçlarını incelediğimizde Wilcoxon ve Mann-Whitney testleri birbirlerine yakın değerler vermiştir. Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında (25, 25) ve (75, 75) örnek büyüklüklerinde simülasyon sonuçları benzer çıkmıştır. Standart sapma oranı 3 olduğunda en zayıf istatistiksel güç Double Exponential-Like dağılımında (25, 25) örnek büyüklüğünde görülmüş, en iyi istatistiksel güç ise Ansari-Bradley testinde Uniform-Like, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarının

hepsinde (100, 100) örnek büyüklüğünde tespit edilmiştir. Ansari-Bradley testinde Uniform-Like, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarının hepsinde tespit edilmesinin sebebi simülasyon sonunun benzer çıkmasıdır. Standart sapma oranı 4 olduğunda ise en iyi istatistiksel güç yine Ansari-Bradley testinde Uniform-Like, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında görülmüştür. En zayıf istatistiksel güce bakacak olursak Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında Wilcoxon testinde (25, 25) örnek büyüklüklerinde sonuç vermiştir. Wilcoxon testinde (25, 25) ve (50, 50) örnek büyüklüklerinde Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında simülasyon sonuçları benzer çıkmıştır. Mann-Whitney testinde (50, 50) örnek büyüklüklerinde Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında simülasyon sonuçları benzer sonuç verdiği gözlemlenmiştir. Ansari-Bradley testinde ise (50, 50), (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde Uniform-Like, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında simülasyon sonuçları benzer sonuç verdiği tespit edilmiştir.

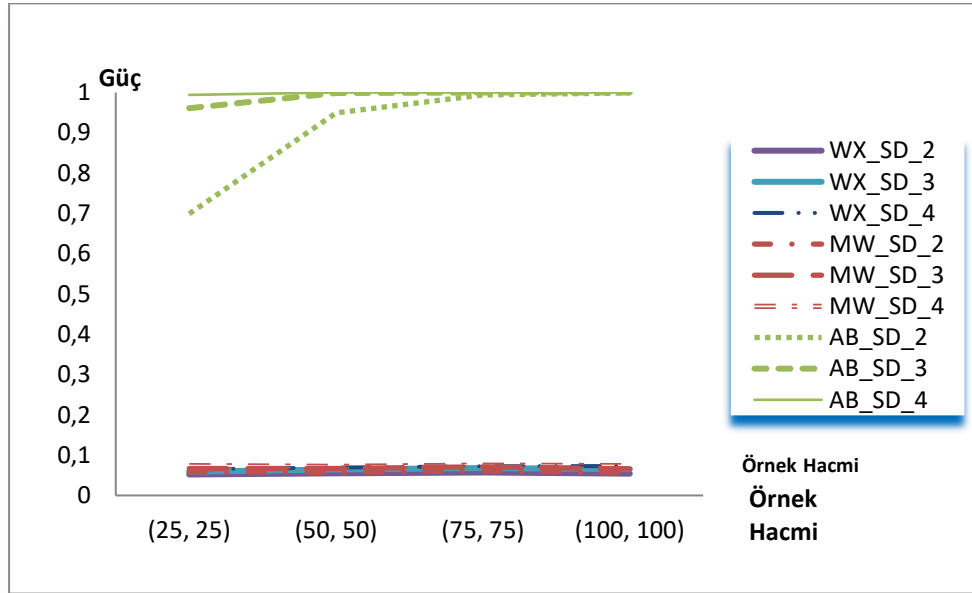
Tablo 37 ve 48, parametrik olmayan Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri için istatistiksel güç aralıkları sağlar. Bu sayılar Tablo 35-36'dan türetilmiştir. 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 standart sapma oranları dikkate alınarak her bir testin en büyük ve en düşük değerleri hesaplanmıştır.

Tablo 35: İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri eşit olduğunda normal, platykurtic, skewed dağılımlarda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güç aralıkları.

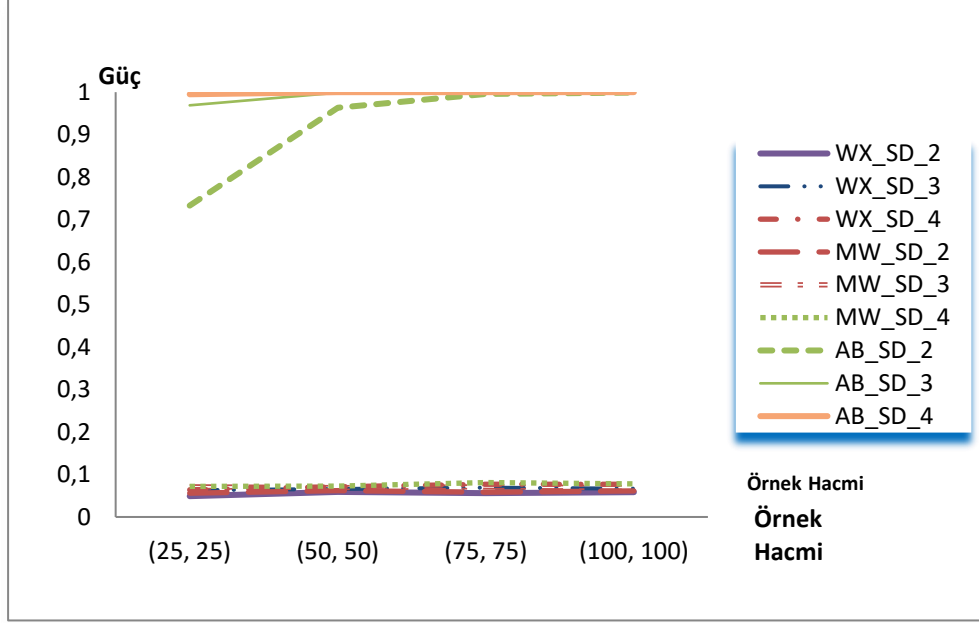
POPÜLASYON DAĞILIMI	ÖRNEK HACMİ	WX		MW		AB	
		En Düşük	En Yüksek	En Düşük	En Yüksek	En Düşük	En Yüksek
NORMAL	(25, 25)	0,051	0,067	0,057	0,075	0,693	0,994
	(50, 50)	0,055	0,070	0,057	0,073	0,994	1,000
	(75, 75)	0,057	0,073	0,058	0,075	0,972	1,000
	(100, 100)	0,053	0,074	0,054	0,074	0,999	1,000
PLATYKURTİC	(25, 25)	0,049	0,066	0,055	0,075	0,728	0,995
	(50, 50)	0,057	0,073	0,060	0,076	0,961	1,000
	(75, 75)	0,056	0,077	0,058	0,080	0,996	1,000
	(100, 100)	0,056	0,077	0,057	0,078	0,999	1,000
SKEWED	(25, 25)	0,084	0,124	0,094	0,135	0,819	0,997
	(50, 50)	0,131	0,184	0,133	0,190	0,987	1,000
	(75, 75)	0,166	0,242	0,171	0,247	0,999	1,000
	(100, 100)	0,198	0,302	0,201	0,306	0,999	1,000

Tablo 36: İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri eşit olduğunda uniform-like, logistic-like, double exponential-like dağılımlarda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güç aralıkları.

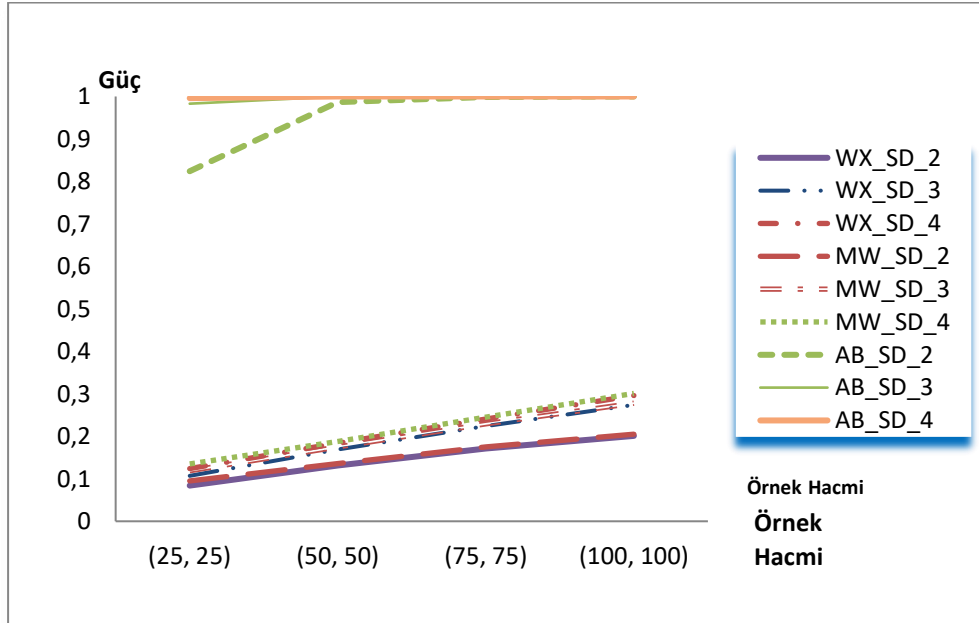
POPÜLASYON DAĞILIMI	ÖRNEK HACMİ	WX		MW		AB	
		En Düşük	En Yüksek	En Düşük	En Yüksek	En Düşük	En Yüksek
UNIFORM-LİKE	(25, 25)	0,054	0,070	0,061	0,078	0,781	0,997
	(50, 50)	0,059	0,078	0,062	0,081	0,978	1,000
	(75, 75)	0,057	0,077	0,058	0,079	0,998	1,000
	(100, 100)	0,055	0,079	0,057	0,081	0,999	1,000
LOGİSTİC-LİKE	(25, 25)	0,049	0,064	0,056	0,072	0,637	0,991
	(50, 50)	0,054	0,069	0,056	0,073	0,917	1,000
	(75, 75)	0,054	0,068	0,057	0,070	0,986	1,000
	(100, 100)	0,053	0,072	0,055	0,074	0,997	1,000
DOUBLE EXPONENTIAL-LİKE	(25, 25)	0,047	0,064	0,054	0,070	0,599	0,986
	(50, 50)	0,055	0,070	0,058	0,073	0,892	1,000
	(75, 75)	0,053	0,071	0,055	0,073	0,977	1,000
	(100, 100)	0,052	0,070	0,054	0,072	0,995	1,000



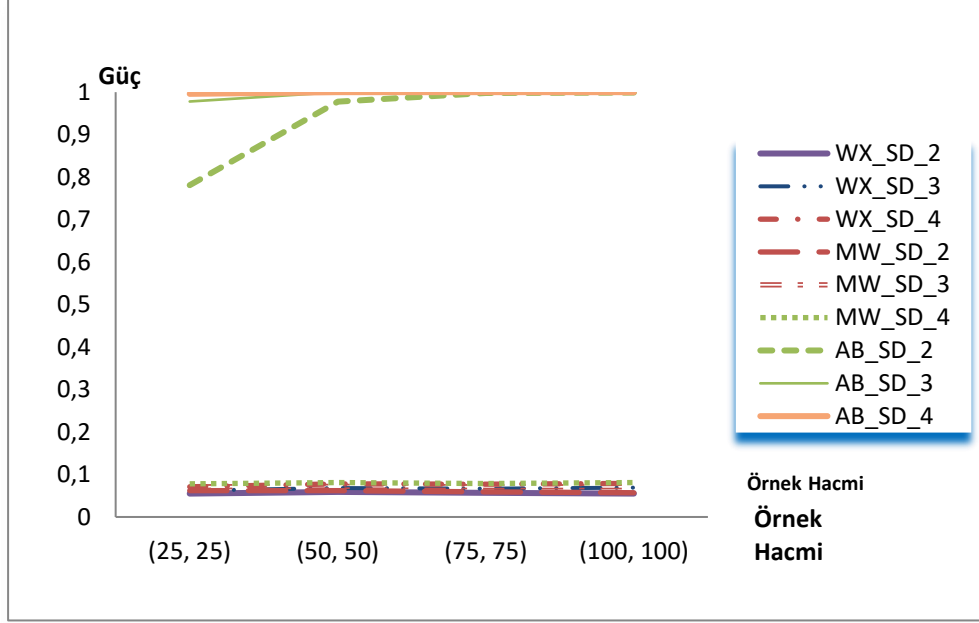
Şekil 55: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



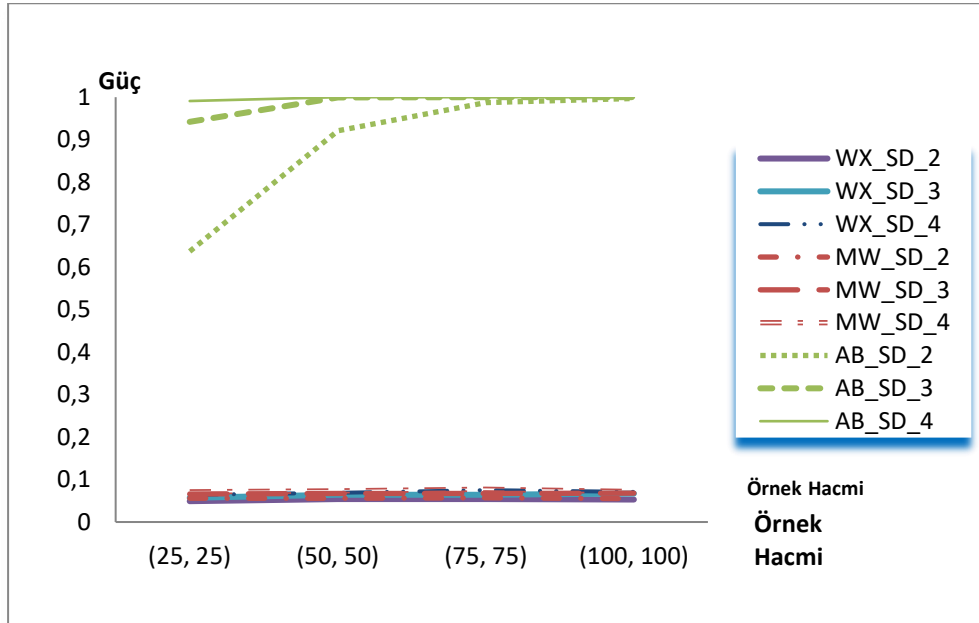
Şekil 56: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



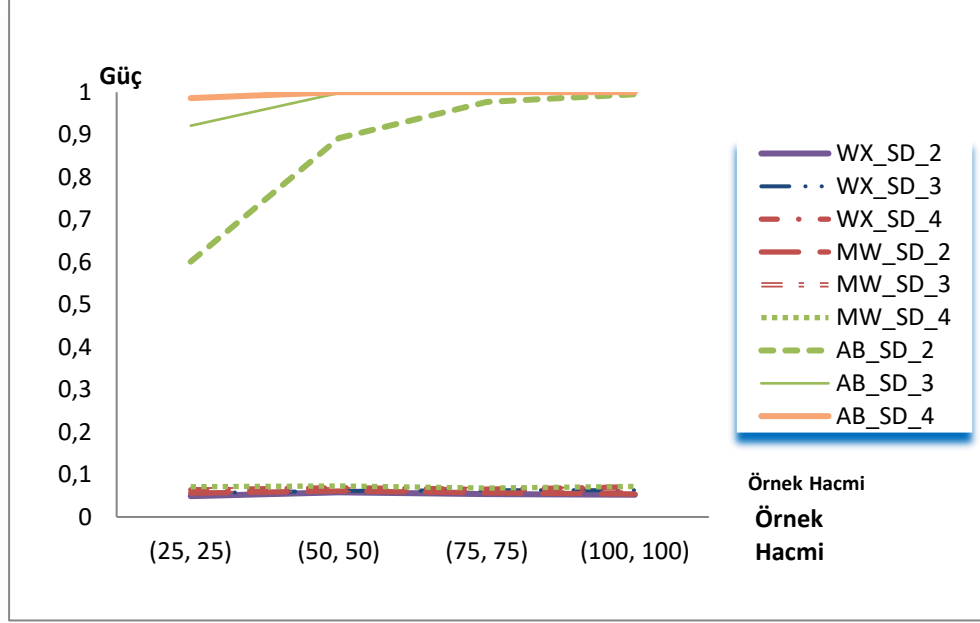
Şekil 57: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



Şekil 58: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



Şekil 59: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



Şekil 60: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).

Tablo 37: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n_1	n_2	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
NORMAL	2	25	25	0,052	0,059	0,699
		50	50	0,055	0,057	0,949
		75	75	0,057	0,060	0,994
		100	100	0,054	0,056	0,999
	3	25	25	0,059	0,067	0,961
		50	50	0,064	0,067	0,999
		75	75	0,068	0,071	1,000
		100	100	0,065	0,066	1,000
	4	25	25	0,065	0,074	0,994
		50	50	0,069	0,072	1,000
		75	75	0,072	0,075	1,000
		100	100	0,073	0,074	1,000

Tablo 38: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
PLATYKURTİC	2	25	25	0,049	0,056	0,733
		50	50	0,059	0,062	0,963
		75	75	0,056	0,058	0,996
		100	100	0,058	0,060	0,999
	3	25	25	0,063	0,070	0,969
		50	50	0,066	0,069	0,999
		75	75	0,069	0,071	1,000
		100	100	0,067	0,069	1,000
	4	25	25	0,064	0,072	0,995
		50	50	0,071	0,073	1,000
		75	75	0,077	0,080	1,000
		100	100	0,077	0,078	1,000

Tablo 39: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
SKEWED	2	25	25	0,084	0,095	0,824
		50	50	0,131	0,136	0,987
		75	75	0,170	0,175	0,999
		100	100	0,201	0,201	1,000
	3	25	25	0,107	0,119	0,983
		50	50	0,169	0,175	1,000
		75	75	0,224	0,229	1,000
		100	100	0,274	0,278	1,000
	4	25	25	0,124	0,135	0,996
		50	50	0,184	0,188	1,000
		75	75	0,240	0,245	1,000
		100	100	0,296	0,301	1,000

Tablo 40: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n_1	n_2	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
UNIFORM-LİKE	2	25	25	0,055	0,062	0,781
		50	50	0,059	0,062	0,978
		75	75	0,057	0,059	0,998
		100	100	0,055	0,057	0,999
	3	25	25	0,062	0,070	0,978
		50	50	0,068	0,072	1,000
		75	75	0,067	0,070	1,000
		100	100	0,069	0,071	1,000
	4	25	25	0,070	0,078	0,996
		50	50	0,078	0,081	1,000
		75	75	0,077	0,079	1,000
		100	100	0,079	0,081	1,000

Tablo 41: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n_1	n_2	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
LOGİSTİC-LİKE	2	25	25	0,049	0,056	0,637
		50	50	0,054	0,056	0,920
		75	75	0,054	0,057	0,987
		100	100	0,053	0,055	0,997
	3	25	25	0,057	0,066	0,942
		50	50	0,064	0,067	0,999
		75	75	0,064	0,067	1,000
		100	100	0,067	0,068	1,000
	4	25	25	0,064	0,071	0,990
		50	50	0,069	0,073	1,000
		75	75	0,075	0,077	1,000
		100	100	0,071	0,072	1,000

Tablo 42: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n_1	n_2	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
DOUBLE EXPONENTIAL-LIKE	2	25	25	0,049	0,056	0,601
		50	50	0,058	0,060	0,892
		75	75	0,054	0,057	0,977
		100	100	0,052	0,054	0,995
	3	25	25	0,056	0,064	0,920
		50	50	0,061	0,064	0,998
		75	75	0,063	0,065	1,000
		100	100	0,063	0,065	1,000
	4	25	25	0,064	0,070	0,986
		50	50	0,069	0,073	1,000
		75	75	0,065	0,068	1,000
		100	100	0,070	0,072	1,000

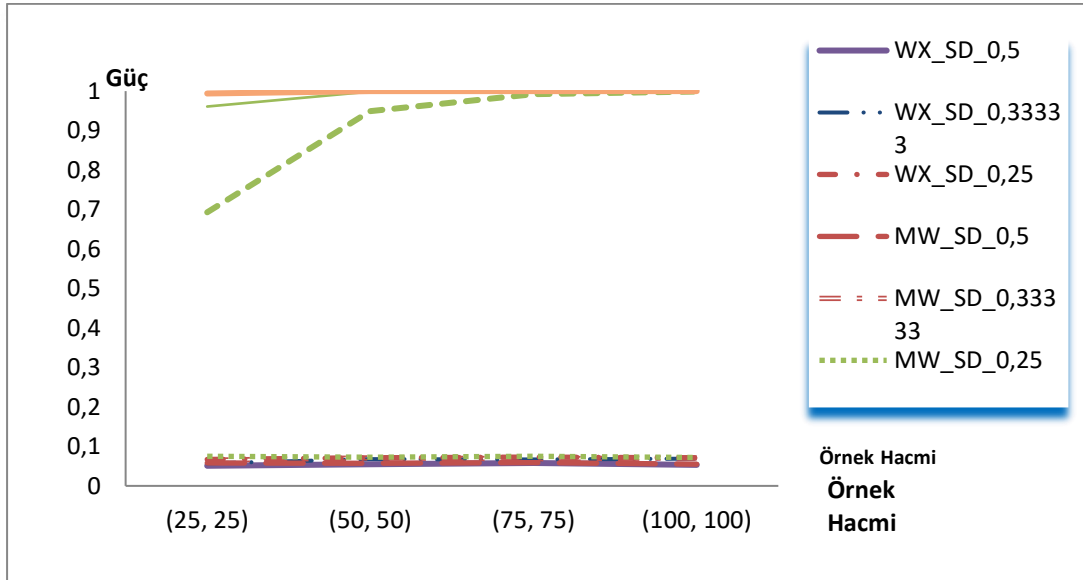
Büyük ve eşit örnek büyüklüklerinde standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında güçler incelendiğinde en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testidir. Wilcoxon ve Mann-Whitney testleri içinde ise en iyi istatistiksel güç Mann-Whitney testidir. Wilcoxon testi bu çalışmaya konu olan diğer parametrik olmayan testler arasında en zayıf istatistiksel güce sahip olan bir testtir. Büyük ve eşit örnek büyüklüklerinde standart sapma 1/2 olduğunda Normal dağılımda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (100, 100) örnek büyüklüğünde görülmüştür. En zayıf istatistiksel güce bakacak olursak burada da Wilcoxon testini görmekteyiz. Normal dağılımda en zayıf istatistiksel güç (25, 25) örnek büyüklüğünde tespit edilmiştir. Simülasyon sonuçlarına baktığımızda Wilcoxon testi ile Mann-Whitney testi değerleri birbirine yakın değerler göstermiştir. Normal dağılımda (25, 25), (50, 50), (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerine bakacak olursak Ansari-Bradley testinde en iyi simülasyon değerleri (50, 50), (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde görülmüş ve (25, 25) örnek büyüklüğünde diğer örnek büyüklüklerine nazaran çok düşük değer göstermiştir. Standart sapma oranları 1/3 ve 1/4 olduğunda Normal dağılımda en düşük istatistiksel güç Wilcoxon testinde (25, 25) örnek büyüklüklerinde tespit edilmiştir. En iyi istatistiksel güce baktığımızda Ansari-Bradley testinde (100, 100) örnek büyüklüklerinde görülmüştür. Standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4'e göre karşılaştırma yapılacak olursa en iyi istatistiksel güce standart sapma oranı 1/4'te

rastlanmıştır. Simülasyon sonuçlarına bakıldığında değerlerin diğer standart sapma oranlarına göre en düşük görüldüğü standart sapma oranı $1/2$ 'dir.

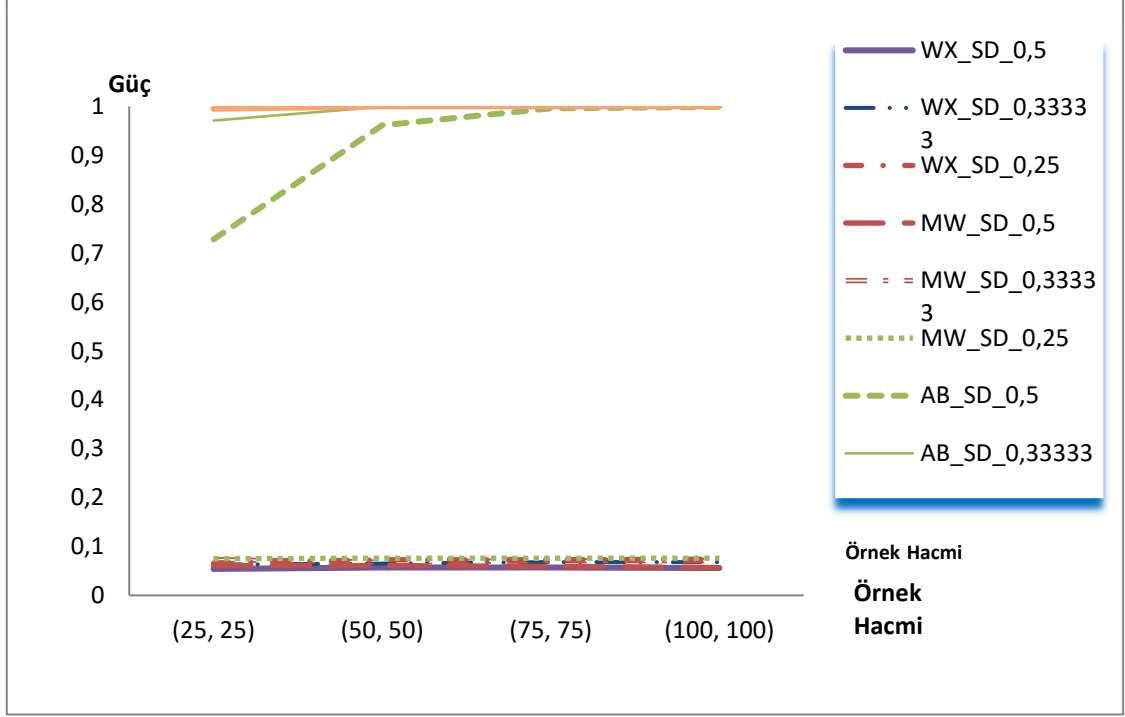
Platykurtic dağılımında standart sapma oranı $1/2$ olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olduğu tespit edilmiştir. En iyi istatistiksel güce (100, 100) örnek büyüklüğünde, en zayıf istatistiksel güce de Wilcoxon testinde (25, 25) örnek büyüklüğünde rastlanmıştır. Wilcoxon testinde (50, 50) ve (75, 75) örnek büyüklüklerinde simülasyon sonuçları benzer çıkmıştır. Standart sapma oranı $1/3$ 'e baktığımızda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi, en zayıf istatistiksel güç ise Wilcoxon testi olduğu tespit edilmiştir. En iyi istatistiksel güç (100, 100) örnek büyüklüğünde, en zayıf istatistiksel güç (25, 25) örnek büyüklüğünde görülmüştür. Wilcoxon testinde (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde simülasyon sonuçları benzer sonuç vermiştir. Standart sapma oranı $1/4$ 'e baktığımızda ise burada da en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olduğu tespit edilmiş ve en zayıf istatistiksel güç diğerlerinde olduğu gibi Wilcoxon testi olarak sonuç vermiştir. En iyi istatistiksel güce (100, 100) örnek büyüklüğünde, en zayıf istatistiksel güce de (25, 25) örnek büyüklüğünde rastlanmıştır. Wilcoxon testinde (50, 50) ve (75, 75) örnek büyüklüklerinde, Mann-Whitney testinde (50, 50), (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde simülasyon sonuçları benzer çıkmıştır. Platykurtic dağılımında en zayıf istatistiksel güç standart sapma oranı $1/2$ 'de Wilcoxon testinde (25, 25) örnek büyüklüğünde tespit edilmiştir. En iyi istatistiksel güç standart sapma oranları $1/3$ ve $1/4$ 'te Ansari-Bradley testinde (50, 50), (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde sonuç vermiştir.

Skewed dağılımında standart sapma oranı $1/2$ olduğunda en iyi istatistiksel güç yukarıda da bahsettiğimiz üzere Ansari-Bradley testi olmuş ve en zayıf istatistiksel güç de Wilcoxon testi olarak tespit edilmiştir. Burada en iyi istatistiksel güç (100, 100) örnek büyüklüğünde, en zayıf istatistiksel güç de (25, 25) örnek büyüklüğünde görülmüştür. Wilcoxon ve Mann-Whitney testleri birbirlerine yakın değerler vermiş, Ansari-Bradley testi ise bütün örnek büyüklüklerinde en yüksek değeri verdiği tespit edilmiştir. Ansari-Bradley testinde (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde simülasyon sonuçları benzer olarak sonuç vermiştir. Standart sapma oranı $1/3$ olduğunda burada Ansari-Bradley testinin Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerine nazaran daha iyi istatistiksel güce sahip olduğu tespit edilmiş ve en zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testi olarak sonuç vermiştir. Monte Carlo simülasyon sonuçlarına baktığımızda Wilcoxon ve Mann-

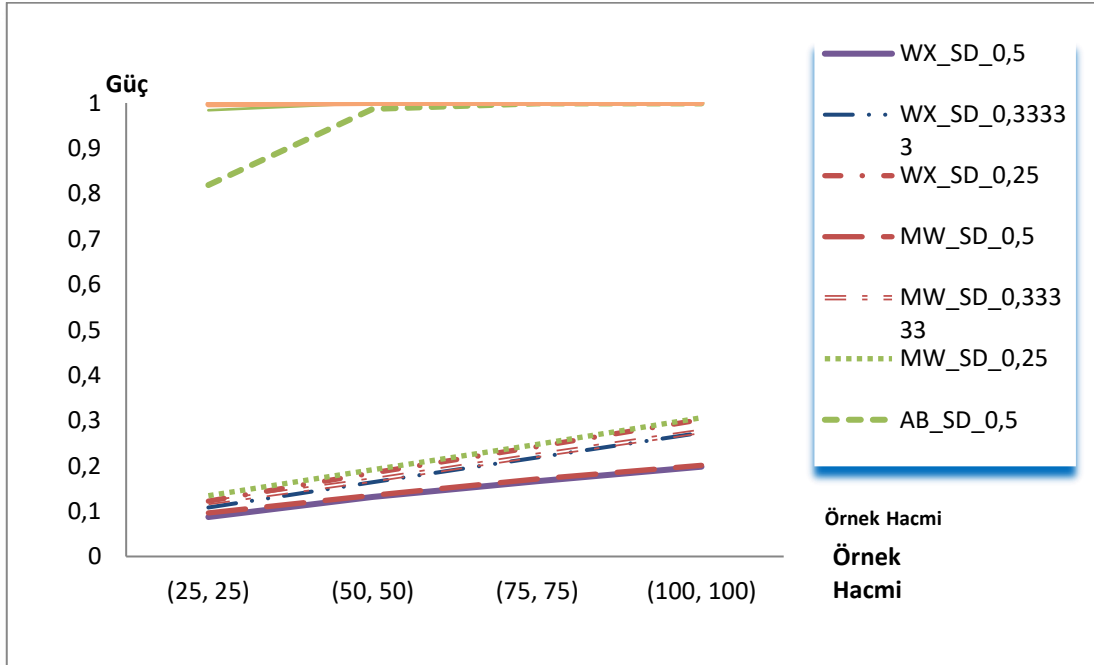
Whitney testlerinin birbirlerine yakın değerler verdiği görülmüştür. En iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (50, 50), (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde, en zayıf istatistiksel güç ise Wilcoxon testinde (25, 25) örnek büyüklüğünde görülmüştür. Skewed dağılımında standart sapma oranı 1/4 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (50, 50), (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde tespit edilmiştir. En zayıf istatistiksel güce baktığımızda ise Wilcoxon testinde (25, 25) örnek büyüklüğünde sonuç verdiği görülmüştür. Simülasyon sonuçları Ansari-Bradley testinde (50, 50), (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde eşit sonuç vermiştir. Skewed dağılımında standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda en zayıf istatistiksel güç standart sapma oranı 1/2’de Wilcoxon testinde (25, 25) örnek büyüklüğünde tespit edilmiştir.



Şekil 61: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).



Şekil 62: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).



Şekil 63: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).

Tablo 43: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
NORMAL	1/2	25	25	0,051	0,058	0,693
		50	50	0,055	0,057	0,949
		75	75	0,058	0,059	0,992
		100	100	0,053	0,055	0,999
	1/3	25	25	0,057	0,065	0,961
		50	50	0,068	0,071	0,999
		75	75	0,067	0,069	1,000
		100	100	0,069	0,071	1,000
	1/4	25	25	0,067	0,075	0,994
		50	50	0,070	0,073	1,000
		75	75	0,073	0,075	1,000
		100	100	0,070	0,072	1,000

Tablo 44: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
PLATYKURTİC	1/2	25	25	0,054	0,061	0,728
		50	50	0,057	0,060	0,961
		75	75	0,057	0,059	0,996
		100	100	0,056	0,057	0,999
	1/3	25	25	0,063	0,073	0,970
		50	50	0,065	0,068	0,999
		75	75	0,068	0,071	1,000
		100	100	0,068	0,070	1,000
	1/4	25	25	0,066	0,075	0,995
		50	50	0,073	0,076	1,000
		75	75	0,073	0,076	1,000
		100	100	0,074	0,076	1,000

Tablo 45: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
SKEWED	1/2	25	25	0,087	0,096	0,819
		50	50	0,131	0,135	0,987
		75	75	0,166	0,171	0,999
		100	100	0,198	0,201	0,999
	1/3	25	25	0,108	0,119	0,984
		50	50	0,164	0,169	1,000
		75	75	0,218	0,223	1,000
		100	100	0,273	0,276	1,000
	1/4	25	25	0,122	0,134	0,997
		50	50	0,184	0,190	1,000
		75	75	0,242	0,247	1,000
		100	100	0,302	0,306	1,000

Büyük ve eşit örnek büyüklüklerinde standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda Uniform-Like, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımları incelendiğinde (25, 25), (50, 50), (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olarak belirlenmiş ve en zayıf istatistiksel güç de Wilcoxon olarak tespit edilmiştir. Mann-Whitney testi Ansari-Bradley testine göre daha zayıf Wilcoxon testine göre ise daha iyi istatistiksel güç göstermiştir. Uniform-Like, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımları arasında en iyi istatistiksel güç Uniform-Like dağılımında gözlemlenmiş ve sırasıyla Logistic-Like ve bu dağılımlar arasında en zayıf istatistiksel güç Double Exponential-Like dağılımında tespit edilmiştir.

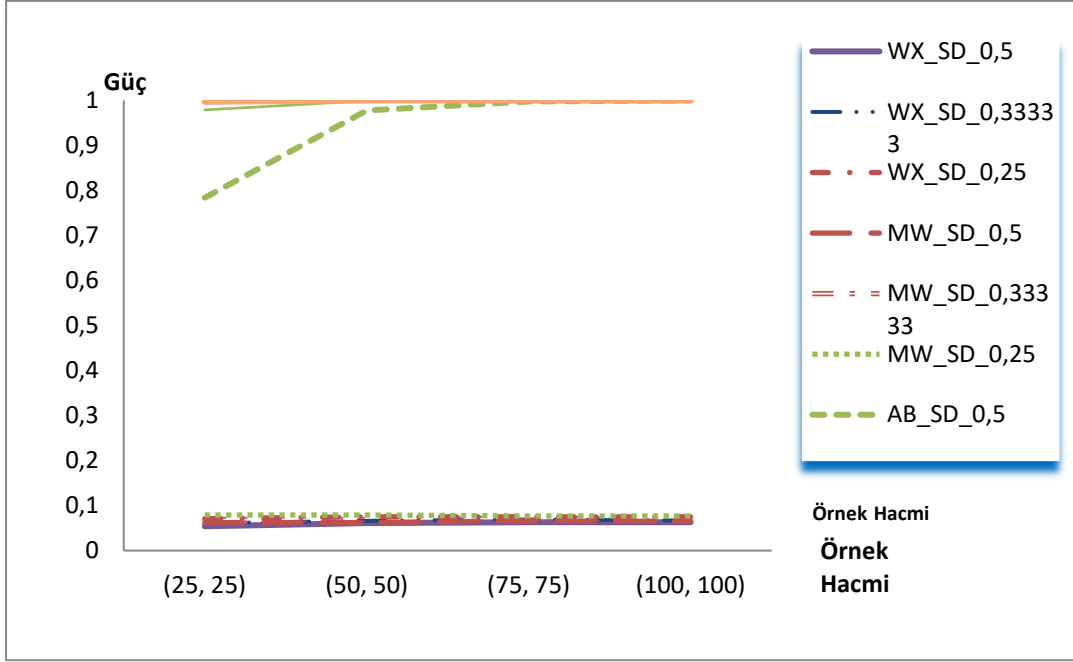
Uniform-Like dağılımında standart sapma oranı 1/2 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olmuştur. Bu testin en iyi sonuç verdiği örnek büyüklüğü ise (100, 100) örnek büyüklüğüdür. En zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testi olarak sonuç vermiş ve (25, 25) örnek büyüklüğünde görülmüştür. Mann-Whitney testinde (25, 25) ve (50, 50) örnek büyüklüklerinde Monte Carlo simülasyon sonuçları eşit olarak sonuç vermiş, Mann-Whitney testinde ise (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklükleri benzer sonuç göstermiştir. Standart sapma oranı 1/3 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olarak tespit edilmiş ve (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde gözlemlenmiştir. Ansari-Bradley testinde (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde simülasyon sonuçları benzer çıkmıştır. En zayıf istatistiksel güç ise Wilcoxon testi (25, 25) örnek büyüklüğünde tespit edilmiştir. Standart sapma oranı 1/4 olduğunda en iyi

istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olarak tespit edilmiştir. Örnek büyüklükleri arasında en iyi simülasyon sonuçları ise Ansari-Bradley testinde (50, 50), (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde sonuç vermiş ve bu üç örnek büyüklüklerinde sonuçlar benzer çıkmıştır. En zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde (25, 25) örnek büyüklüğünde sonuç vermiştir. Wilcoxon testinde (50, 50), (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde simülasyon sonuçları benzer sonuç vermiştir. Mann-Whitney testinde (25, 25) ve (50, 50) örnek büyüklükleri arasında benzer sonuç gözlemlenmiş, (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklükleri arasında da benzer sonuçlar olduğu tespit edilmiştir. Standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda en iyi istatistiksel güçlere standart sapma oranı 1/4'te ve en zayıf istatistiksel güçlere de standart sapma oranı 1/2' de rastlanmıştır.

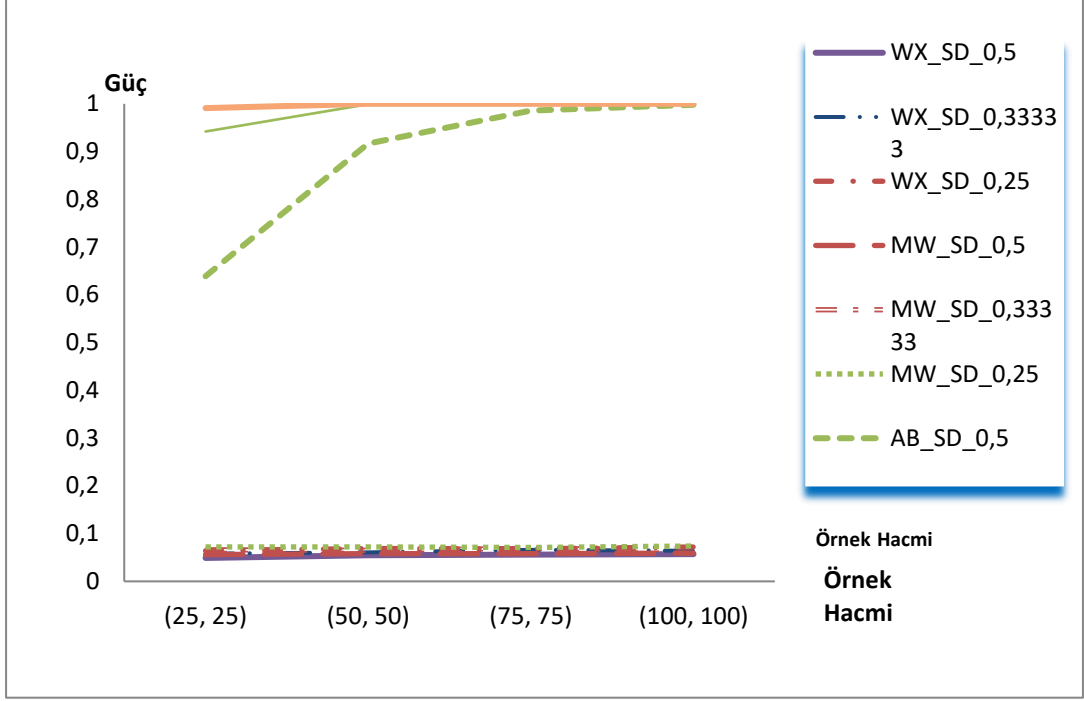
Logistic-Like dağılımında standart sapma oranı 1/2 olduğunda en zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde (25, 25) örnek büyüklüğünde, en iyi istatistiksel güç ise Ansari-Bradley testinde (100, 100) örnek büyüklüğünde tespit edilmiştir. Mann-Whitney testinde (50, 50) ve (75, 75) örnek büyüklüklerinde simülasyon sonuçları benzer olarak tespit edilmiştir. Standart sapma oranı 1/3 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde tespit edilmiştir. En iyi istatistiksel güçler (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde görülmüştür. Bu örnek büyüklüklerinde simülasyon sonuçları birbirine benzer olduğu gözlemlenmiştir. Mann-Whitney testinde (25, 25) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde de simülasyon sonuçları benzer sonuçlar vermiştir. Standart sapma oranı 1/4 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olarak tespit edilmiştir. En iyi istatistiksel güçler Ansari-Bradley testinde (50, 50), (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde görülmüş ve simülasyon sonuçları da benzer olarak gözlemlenmiştir. Mann-Whitney testinde (25, 25) ve (50, 50) örnek büyüklüklerinde Monte Carlo simülasyon sonuçları birbirine benzer sonuç verdiği tespit edilmiştir. En zayıf istatistiksel güç ise Wilcoxon testinde (25, 25) örnek büyüklüğünde görülmüştür.

Büyük ve eşit örnek büyüklüklerinde Double Exponential-Like dağılımında standart sapma oranı 1/2 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olarak, en zayıf istatistiksel güç ise Wilcoxon testi olarak tespit edilmiştir. En iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (100, 100) örnek büyüklüklerinde, en zayıf istatistiksel güç ise Wilcoxon testinde (25, 25) örnek büyüklüğünde sonuç vermiştir. Standart sapma oranları 1/3 ve 1/4 olduğunda Ansari-Bradley testi en güçlü test, Wilcoxon testi ise en zayıf istatistiksel güce sahip test olarak tespit edilmiştir. Monte Carlo simülasyon

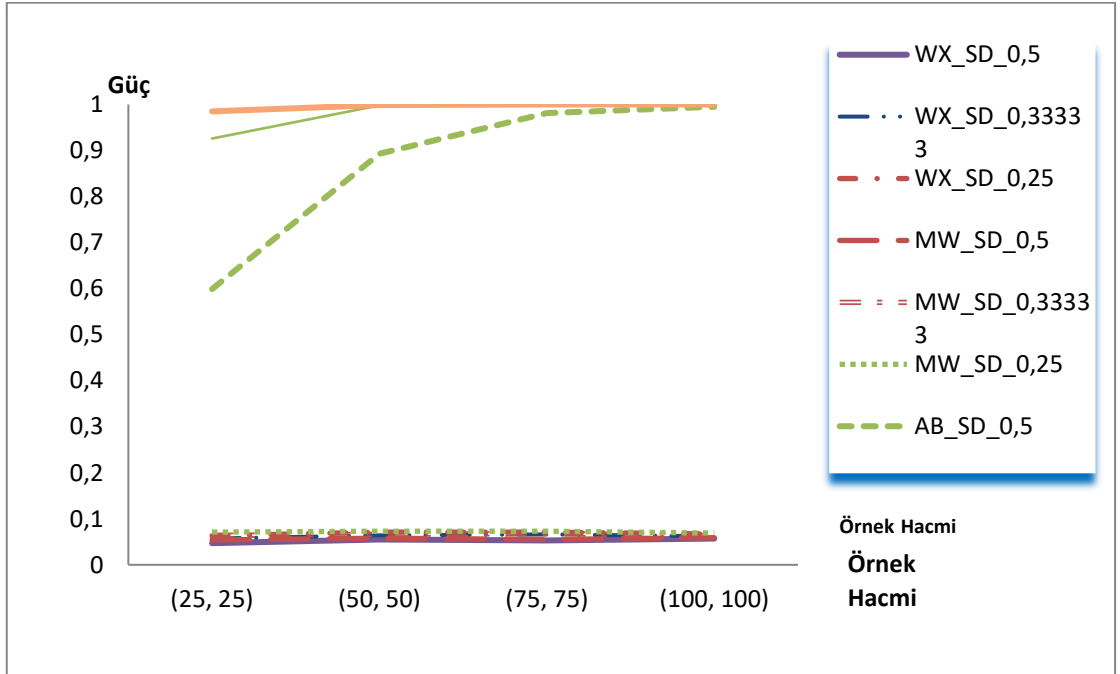
sonuçlarına baktığımızda Wilcoxon ve Mann-Whitney testleri birbirlerine yakın değerler verdiği gözlemlenmiştir. Uniform-Like dağılımında olduğu gibi Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında da en iyi istatistiksel güçler standart sapma oranı 1/4'te görülmüştür.



Şekil 64: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).



Şekil 65: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).



Şekil 66: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).

6 anakütle dağılımında büyük ve eşit örnek büyüklüklerinde standart sapma oranları 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley parametrik olmayan testleri için güçler hesaplanmıştır. Bulunan Monte Carlo simülasyon değerleri Tablo 37 Tablo 48’de verilmiştir. Bu tablo değerlerindeki sonuçlar şekillere aktarılmış ve örnek büyüklükleri, standart sapma oranları dikkate alınarak her bir dağılım için Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin istatistiksel güçlerini gösteren grafikler oluşturulmuştur.

Tablo 46: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
UNIFORM-LİKE	1/2	25	25	0,054	0,062	0,784
		50	50	0,060	0,062	0,978
		75	75	0,063	0,066	0,998
		100	100	0,063	0,065	1,000
	1/3	25	25	0,061	0,069	0,979
		50	50	0,066	0,069	0,999
		75	75	0,069	0,072	1,000
		100	100	0,067	0,069	1,000
	1/4	25	25	0,070	0,079	0,997
		50	50	0,075	0,079	1,000
		75	75	0,075	0,077	1,000
		100	100	0,075	0,077	1,000

Tablo 47: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
LOGİSTİC-LİKE	1/2	25	25	0,049	0,056	0,639
		50	50	0,055	0,058	0,917
		75	75	0,056	0,058	0,986
		100	100	0,057	0,059	0,998
	1/3	25	25	0,058	0,066	0,942
		50	50	0,061	0,065	0,999
		75	75	0,066	0,069	1,000
		100	100	0,064	0,066	1,000
	1/4	25	25	0,064	0,072	0,991
		50	50	0,069	0,072	1,000
		75	75	0,068	0,070	1,000
		100	100	0,072	0,074	1,000

Tablo 48: Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n ₁	n ₂	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB
DOUBLE EXPONENTIAL-LIKE	1/2	25	25	0,047	0,054	0,599
		50	50	0,055	0,058	0,893
		75	75	0,053	0,055	0,980
		100	100	0,057	0,059	0,995
	1/3	25	25	0,057	0,064	0,926
		50	50	0,064	0,066	0,998
		75	75	0,066	0,068	0,999
		100	100	0,062	0,063	1,000
	1/4	25	25	0,063	0,071	0,985
		50	50	0,070	0,073	0,999
		75	75	0,071	0,073	1,000
		100	100	0,067	0,069	1,000

3.6.2.4. Örneklem Boyutları Farklı Olduğunda ve Varyanslar Heterojen Olduğunda, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin Güçleri Arasındaki Farkın Sonuçlar Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi

Büyük ve farklı örnek büyüklüklerinde standart sapma oranları 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda Monte Carlo simülasyon sonuçları incelendiğinde en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olarak tespit edilmiştir. Wilcoxon ve Mann Whitney testlerine baktığımızda burada da en iyi istatistiksel güç Mann Whitney testi olmuş, bu üç parametrik olmayan testler arasında en zayıf istatistiksel güç ise Wilcoxon testi olarak tespit edilmiştir. Bu sonuçlar standart sapma oranları 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda ve Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında (10, 30), (30, 10), (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklükleri için geçerlidir.

Normal dağılımda standart sapma oranları 2, 3 ve 4 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi, en zayıf istatistiksel güç ise Wilcoxon testi olarak tespit edilmiştir. Standart sapma oranı 2 olduğunda en iyi güç (100, 75) örnek büyüklüğünde, en zayıf güç ise (30, 10) örnek büyüklüğünde gözlemlenmiştir. Standart sapma oranı 3 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (50, 75), (50, 100), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde sonuç vermiştir. Bu örnek büyüklüklerinde simülasyon sonuçları benzer olduğu gözlemlenmiştir. En zayıf istatistiksel güce bakacak olursak Wilcoxon testinde (30, 10) örnek büyüklüğünde tespit edilmiş ve simülasyon

sonucu da 0,014 olarak sonuç verdiği görülmüştür. Standart sapma oranı 4 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olarak tespit edilmiş ve (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde görülmüştür. Ansari-Bradley testinde (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde Monte Carlo simülasyon sonuçları birbirine benzer olarak sonuç vermiştir. En zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde (30, 10) örnek büyüklüğünde tespit edilmiştir. Wilcoxon ve Mann Whitney testleri simülasyon sonuçları incelendiğinde birbirlerine yakın değerler verdiği gözlemlenmiştir. Normal dağılımda standart sapma oranları 2, 3 ve 4 incelendiğinde en zayıf istatistiksel güç standart sapma oranı 4'te Wilcoxon testinde (30, 10) örnek büyüklüğünde tespit edilmiş, Monte Carlo simülasyon sonucu ise 0,013 olarak gözlemlenmiştir. Standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi, en zayıf istatistiksel güç ise Wilcoxon testi olarak tespit edilmiştir. Burada standart sapma oranları 2, 3 ve 4' den farklı olarak en zayıf istatistiksel güçler (10, 30) örnek büyüklüklerinde gözlemlenmiştir. Standart sapma oranı 1/2 olduğunda en iyi istatistiksel güç (100, 75) örnek büyüklüğünde, standart sapma oranı 1/3 olduğunda (75, 100), (100, 50), (100, 75) örnek büyüklüklerinde ve standart sapma oranı 1/4 olduğunda en iyi istatistiksel güç (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde görülmüştür. Standart sapma oranı 1/3'te Ansari-Bradley testinde (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde, standart sapma oranı 1/4'te (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde simülasyon sonuçları benzer olarak gözlemlenmiştir. En zayıf istatistiksel güç değerlerine bakacak olursak standart sapma oranı 1/2'de simülasyon sonucu 0,018, standart sapma oranı 1/3'te 0,013 ve standart sapma oranı 1/4'te Monte Carlo simülasyon sonucu 0,013 olarak tespit edilmiştir. Wilcoxon ve Mann Whitney testleri simülasyon sonuçları birbirlerine çok yakın değerler verdiği görülmüştür.

Büyük ve farklı örnek büyüklüklerinde Platykurtic dağılımında standart sapma oranları 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda simülasyon sonuçları incelendiğinde en iyi istatistiksel gücün Ansari-Bradley testi olduğu tespit edilmiştir. En zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde tespit edilmiş ve standart sapma oranları 2, 3 ve 4 olduğunda (30, 10) örnek büyüklüğünde, standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda (10, 30) örnek büyüklüğünde gözlemlenmiştir. Standart sapma oranı 2 ve 1/2 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi (100, 75) örnek büyüklüğünde görülmüştür.

Standart sapma oranı 2 olduğunda en zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde (30, 10) örnek büyüklüğünde, standart sapma oranı 1/2 olduğunda ise (10, 30) örnek büyüklüğünde sonuç vermiştir. Standart sapma oranı 3 olduğunda en iyi istatistiksel güç (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde, standart sapma oranı 1/3 olduğunda (50, 75), (50, 100), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde tespit edilmiştir. En zayıf istatistiksel güçler ise standart sapma oranı 3 olduğunda (30, 10) örnek büyüklüğünde, standart sapma oranı 1/3 olduğunda ise (10, 30) örnek büyüklüğünde görülmüştür. Büyük ve farklı örnek büyüklüklerinde Platykurtic dağılımında standart sapma oranları 4 ve 1/4 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olmuş ve (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde sonuç vermiştir. En zayıf istatistiksel güç ise Wilcoxon testi olarak belirlenmiş, standart sapma oranı 4 olduğunda 30, 10) örnek büyüklüğünde, standart sapma oranı 1/4 olduğunda ise (10, 30) örnek büyüklüğünde gözlemlenmiştir. Standart sapma oranları 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda ve Platykurtic dağılımında (10, 30), (30, 10), (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde Wilcoxon ve Mann Whitney testleri birbirlerine yakın değerler verdiği tespit edilmiştir.

Büyük ve farklı örnek büyüklüklerini incelediğimizde burada standart sapma oranları 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olmuş ve en zayıf istatistiksel güç de Wilcoxon testi olarak tespit edilmiştir. Bu sonuçlar bütün örnek büyüklüklerinde aynı olarak gözlemlenmiştir. Standart sapma oranı 2 olduğunda en iyi istatistiksel güç (75, 100) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde, en zayıf istatistiksel güç ise (30, 10) örnek büyüklüğünde sonuç vermiştir. Ansari-Bradley testinde (50, 100) ve (75, 50) örnek büyüklükleri birbirine, (75, 100) ve (100, 75) örnek büyüklükleri de birbirine benzer sonuç vermiştir. Wilcoxon ve Mann Whitney testlerinin Monte Carlo simülasyon sonuçları incelendiğinde yakın değerler verdiği görülmektedir. Standart sapma oranları 3 ve 4 olduğunda en zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde (30, 10) örnek büyüklüğünde tespit edilmiştir. Standart sapma oranı 3 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde, standart sapma oranı 4 olduğunda (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde görülmüştür. Standart sapma oranı 2 ve 3'e nazaran standart sapma oranı 4'te istatistiksel güç oranları daha iyi sonuç vermiştir. Büyük ve farklı örnek büyüklüklerinde standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4

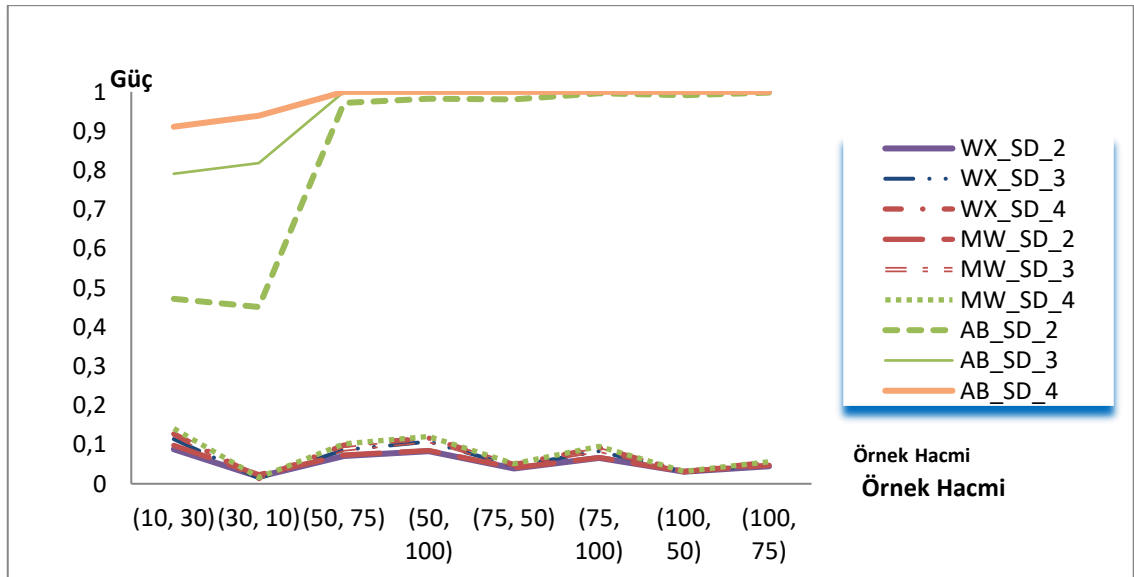
olduğunda en zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testi olmuş ve simülasyon sonucu incelendiğinde en zayıf değer (10, 30) örnek büyüklüğünde tespit edilmiştir. Standart sapma oranı 1/2 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (75, 100) örnek büyüklüğünde, standart sapma oranı 1/3 olduğunda (50, 75), (50, 100), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde, standart sapma oranı 1/4 olduğunda (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde görülmüştür. Burada da Wilcoxon ve Mann Whitney testlerinin simülasyon sonuçlarının birbirlerine yakın değerler verdiği görülmüştür.

Tablo 49: İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri farklı olduğunda normal, platykurtic, skewed dağılımlarda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güç aralıkları.

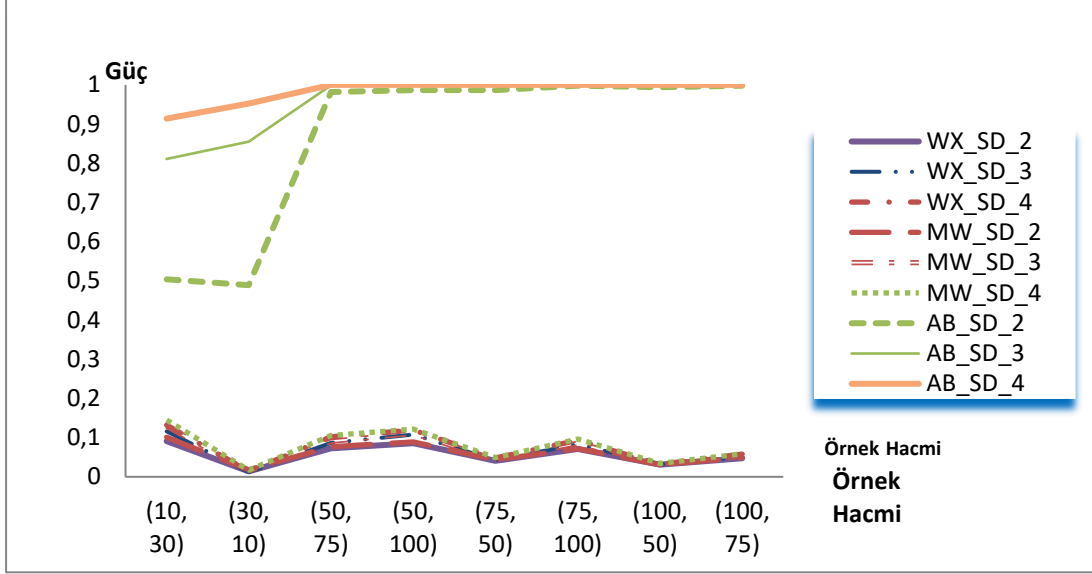
POPÜLASYON DAĞILIMI	ÖRNEK HACMİ	WX		MW		AB	
		En Düşük	En Yüksek	En Düşük	En Yüksek	En Düşük	En Yüksek
NORMAL	(10, 30)	0,013	0,127	0,017	0,140	0,457	0,935
	(30, 10)	0,013	0,127	0,016	0,139	0,451	0,939
	(50, 75)	0,043	0,099	0,045	0,102	0,972	1,000
	(50, 100)	0,030	0,117	0,032	0,120	0,982	1,000
	(75, 50)	0,039	0,104	0,041	0,107	0,972	1,000
	(75, 100)	0,047	0,092	0,049	0,095	0,996	1,000
	(100, 50)	0,029	0,118	0,031	0,121	0,983	1,000
	(100, 75)	0,045	0,093	0,047	0,095	0,996	1,000
PLATYKURTİC	(10, 30)	0,013	0,132	0,016	0,145	0,489	0,952
	(30, 10)	0,012	0,136	0,015	0,150	0,489	0,952
	(50, 75)	0,040	0,102	0,042	0,105	0,982	1,000
	(50, 100)	0,031	0,119	0,031	0,122	0,987	1,000
	(75, 50)	0,041	0,099	0,043	0,103	0,981	1,000
	(75, 100)	0,046	0,093	0,047	0,096	0,998	1,000
	(100, 50)	0,030	0,124	0,031	0,126	0,988	1,000
	(100, 75)	0,047	0,096	0,049	0,098	0,997	1,000
SKEWED	(10, 30)	0,028	0,160	0,034	0,176	0,581	0,948
	(30, 10)	0,024	0,163	0,030	0,178	0,584	0,947
	(50, 75)	0,160	0,234	0,166	0,239	0,994	1,000
	(50, 100)	0,119	0,253	0,122	0,258	0,997	1,000
	(75, 50)	0,124	0,236	0,128	0,242	0,994	1,000
	(75, 100)	0,162	0,282	0,165	0,285	0,999	1,000
	(100, 50)	0,120	0,258	0,123	0,262	0,996	1,000
	(100, 75)	0,161	0,285	0,165	0,288	0,999	1,000

Tablo 50: İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri farklı olduğunda uniform-like, logistic-like, double exponential-like dağılımlarda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güç aralıkları.

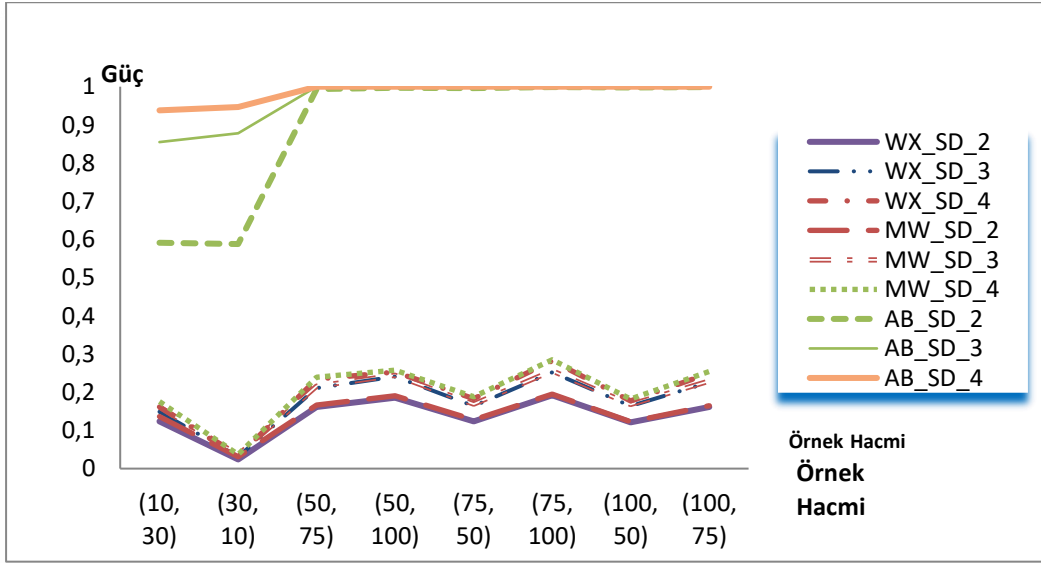
POPÜLASYON DAĞILIMI	ÖRNEK HACMİ	WX		MW		AB	
		En Düşük	En Yüksek	En Düşük	En Yüksek	En Düşük	En Yüksek
UNIFORM-LİKE	(10, 30)	0,012	0,134	0,015	0,147	0,541	0,964
	(30, 10)	0,012	0,131	0,015	0,143	0,534	0,957
	(50, 75)	0,039	0,099	0,042	0,103	0,989	1,000
	(50, 100)	0,029	0,125	0,030	0,129	0,993	1,000
	(75, 50)	0,041	0,105	0,043	0,108	0,989	1,000
	(75, 100)	0,047	0,097	0,049	0,098	0,999	1,000
	(100, 50)	0,028	0,119	0,030	0,123	0,992	1,000
	(100, 75)	0,047	0,096	0,049	0,098	0,999	1,000
LOGİSTİC-LİKE	(10, 30)	0,012	0,122	0,016	0,133	0,402	0,914
	(30, 10)	0,014	0,119	0,017	0,131	0,405	0,911
	(50, 75)	0,039	0,046	0,041	0,049	0,958	1,000
	(50, 100)	0,029	0,114	0,030	0,116	0,971	1,000
	(75, 50)	0,042	0,095	0,044	0,098	0,957	1,000
	(75, 100)	0,044	0,090	0,045	0,092	0,993	1,000
	(100, 50)	0,031	0,113	0,032	0,116	0,971	1,000
	(100, 75)	0,046	0,089	0,047	0,090	0,993	1,000
DOUBLE EXPONENTIAL-LİKE	(10, 30)	0,012	0,124	0,015	0,136	0,369	0,888
	(30, 10)	0,012	0,120	0,013	0,130	0,361	0,891
	(50, 75)	0,041	0,094	0,044	0,097	0,941	1,000
	(50, 100)	0,030	0,110	0,032	0,113	0,957	1,000
	(75, 50)	0,041	0,092	0,043	0,094	0,941	1,000
	(75, 100)	0,046	0,087	0,047	0,088	0,987	1,000
	(100, 50)	0,032	0,113	0,033	0,116	0,959	1,000
	(100, 75)	0,044	0,085	0,046	0,087	0,988	1,000



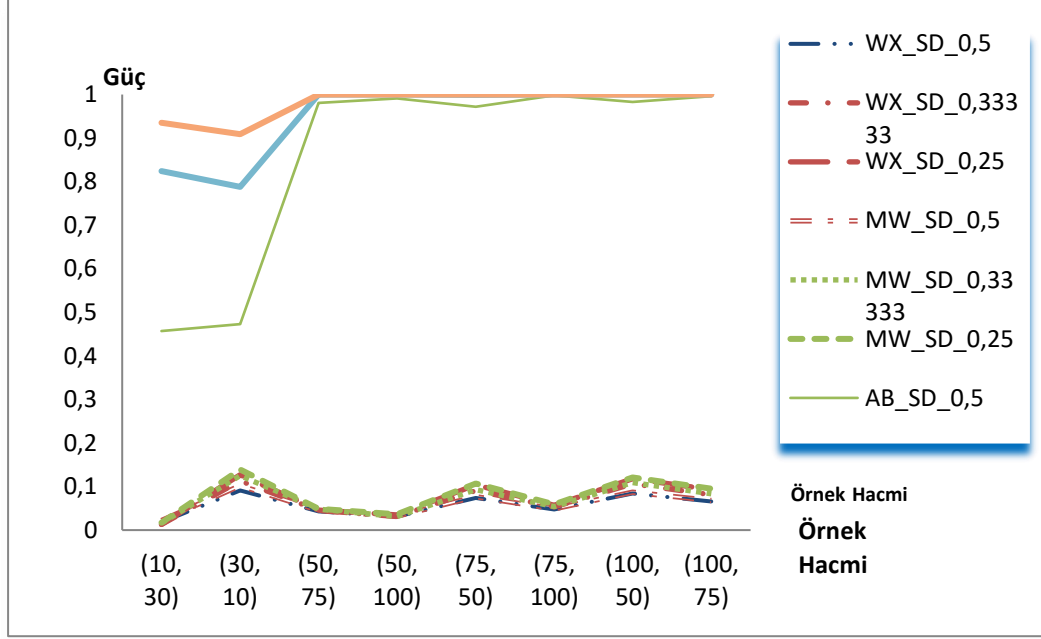
Şekil 67: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



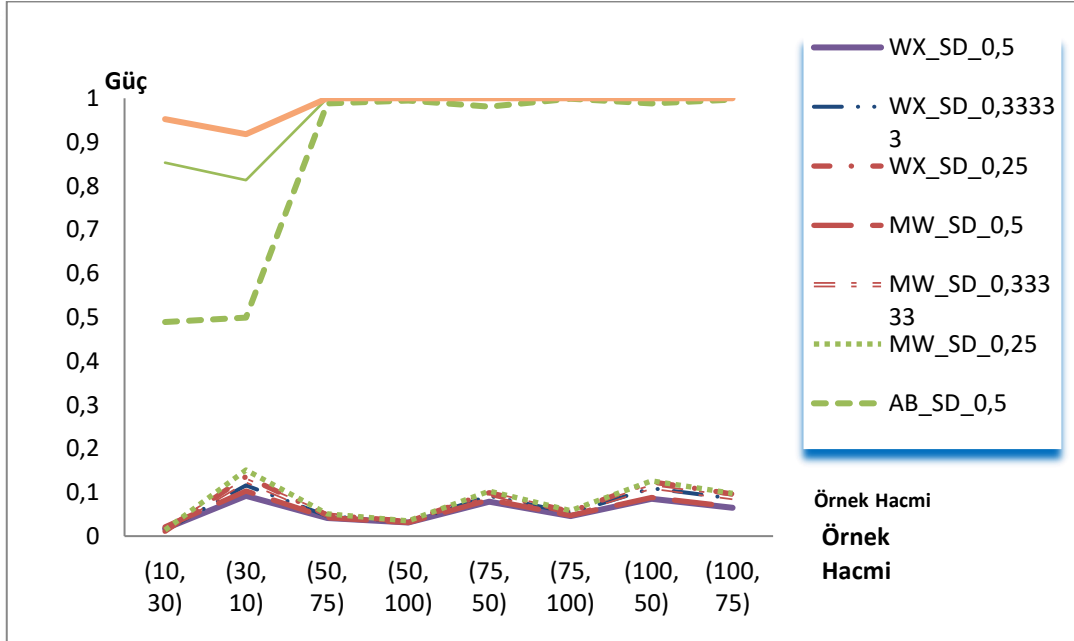
Şekil 68: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



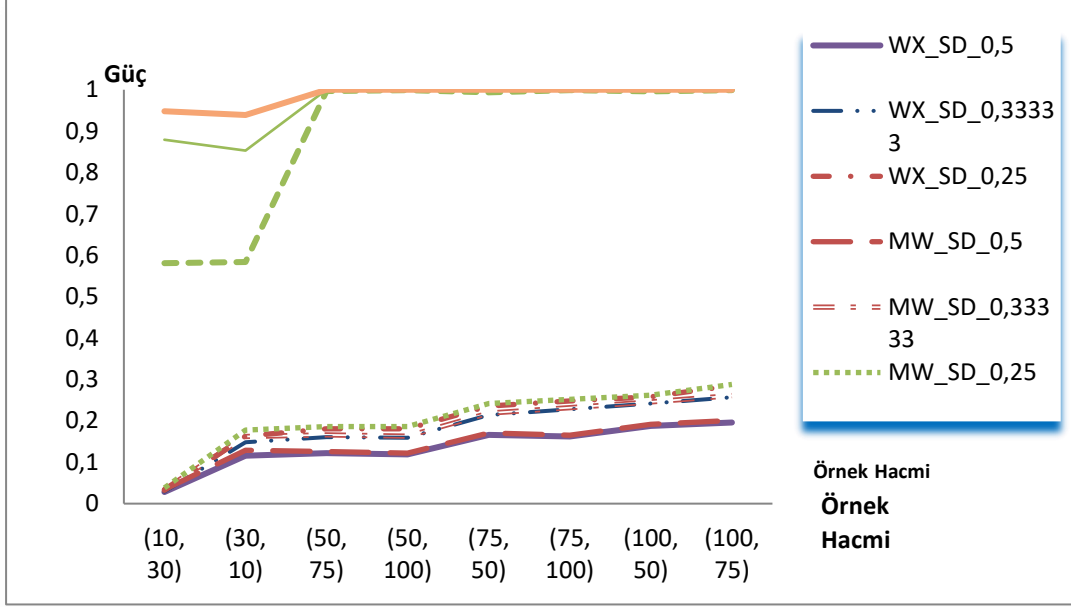
Şekil 69: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



Şekil 70: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).



Şekil 71: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).



Şekil 72: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).

Tablo 51: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapmalar oranı = 2, 3, 4, 1/2, 1/3, 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n_1	n_2	İSTATİSTİKSEL GÜÇ			POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n_1	n_2	İSTATİSTİKSEL GÜÇ				
				WX	MW	AB					WX	MW	AB		
NORMAL	2	10	30	0,088	0,098	0,472	NORMAL	1/2	10	30	0,018	0,022	0,457		
			10	0,018	0,023	0,450				10	0,091	0,102	0,473		
			75	0,071	0,073	0,972				75	0,043	0,045	0,980		
		50	100	0,083	0,085	0,982		75	100	0,030	0,032	0,991			
			75	0,039	0,041	0,980			50	0,074	0,077	0,972			
			100	0,066	0,067	0,996			75	0,047	0,049	0,998			
		75	100	0,030	0,032	0,990		100	50	0,084	0,087	0,983			
			100	0,045	0,047	0,998			100	0,066	0,068	0,996			
			10	0,114	0,127	0,790			10	0,013	0,016	0,824			
		3	30	10	0,014	0,017		0,818	NORMAL	1/3	30	10	0,113	0,125	0,788
				75	0,086	0,089		1,000				75	0,045	0,048	1,000
				100	0,108	0,111		1,000				100	0,030	0,031	1,000
	75	50	0,045	0,048	0,999	75	50	0,090	0,093	0,999					
		100	0,083	0,086	1,000		75	0,053	0,054	1,000					
		100	0,029	0,031	1,000		100	0,106	0,109	1,000					
	4	100	75	0,048	0,050	1,000	NORMAL	1/4	100	75	0,081	0,083	1,000		
			10	0,127	0,140	0,911				10	0,013	0,017	0,935		
			30	0,013	0,016	0,939				30	0,127	0,139	0,909		
	50	75	50	0,099	0,102	1,000	50	75	0,046	0,049	1,000				
			100	0,117	0,120	1,000		100	0,035	0,036	1,000				
			75	0,049	0,051	1,000		75	0,104	0,107	1,000				
	75	100	50	0,092	0,095	1,000	75	100	0,057	0,059	1,000				
			100	0,031	0,032	1,000		100	0,118	0,121	1,000				
			100	0,055	0,056	1,000		100	0,093	0,095	1,000				

Tablo 52: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapmalar oranı = 2, 3, 4, 1/2, 1/3, 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n_1	n_2	İSTATİSTİKSEL GÜÇ			POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n_1	n_2	İSTATİSTİKSEL GÜÇ				
				WX	MW	AB					WX	MW	AB		
PLATYKURTİC	2	50	10	30	0,090	0,100	0,504	1/2	50	100	10	30	0,017	0,020	0,489
			30	10	0,014	0,018	0,489				30	10	0,092	0,103	0,499
			50	75	0,073	0,077	0,982				50	75	0,040	0,042	0,988
			75	50	0,041	0,043	0,987				75	50	0,079	0,083	0,981
			75	100	0,070	0,072	0,998				75	100	0,046	0,047	0,999
			100	50	0,030	0,031	0,994				100	50	0,085	0,088	0,988
	100	75	0,047	0,049	0,998	100	75	0,065	0,067	0,997					
	3	50	10	30	0,116	0,129	0,811	1/3	50	100	10	30	0,013	0,016	0,853
			30	10	0,012	0,015	0,855				30	10	0,116	0,127	0,813
			50	75	0,087	0,090	0,999				50	75	0,046	0,048	1,000
			75	50	0,042	0,044	1,000				75	50	0,092	0,096	0,999
			75	100	0,083	0,086	1,000				75	100	0,053	0,054	1,000
100			50	0,030	0,031	1,000	100				50	0,109	0,112	1,000	
100	75	0,051	0,053	1,000	100	75	0,086	0,088	1,000						
4	50	10	30	0,132	0,145	0,914	1/4	50	100	10	30	0,011	0,014	0,952	
		30	10	0,014	0,017	0,952				30	10	0,136	0,150	0,918	
		50	75	0,102	0,105	1,000				50	75	0,048	0,050	1,000	
		75	50	0,048	0,049	1,000				75	50	0,099	0,103	1,000	
		75	100	0,093	0,096	1,000				75	100	0,056	0,058	1,000	
		100	50	0,032	0,034	1,000				100	50	0,124	0,126	1,000	
100	75	0,058	0,059	1,000	100	75	0,096	0,098	1,000						

Tablo 53: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapmalar oranı = 2, 3, 4, 1/2, 1/3, 1/4).

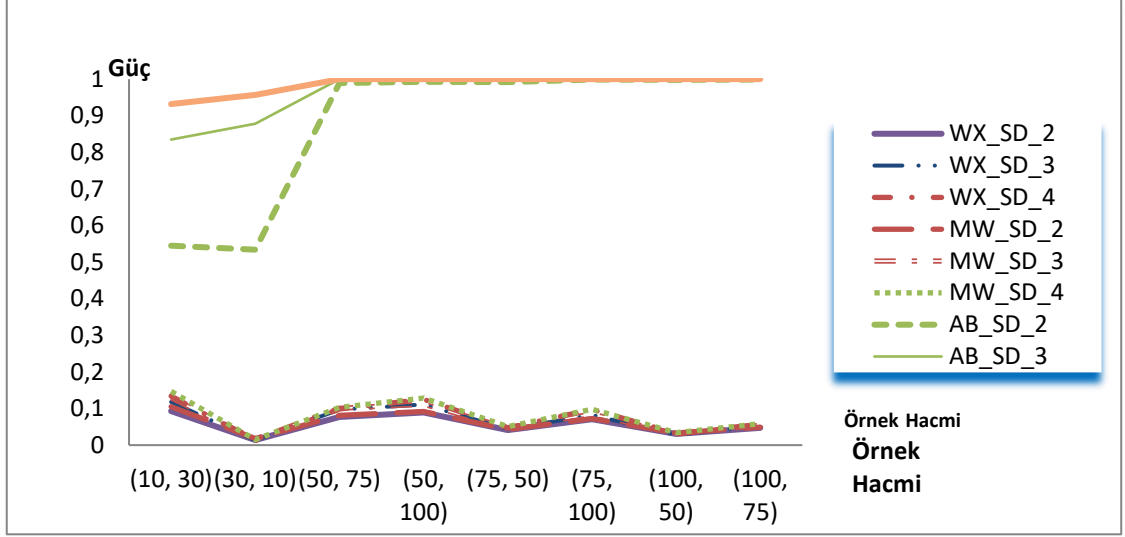
POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n_1	n_2	İSTATİSTİKSEL GÜÇ			POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n_1	n_2	İSTATİSTİKSEL GÜÇ		
				WX	MW	AB					WX	MW	AB
SKEWED	2	10	30	0,124	0,136	0,590	SKEWED	1/2	10	30	0,028	0,034	0,581
				0,024	0,030	0,588					0,116	0,129	0,584
				0,161	0,166	0,994					0,122	0,126	0,997
				0,186	0,190	0,997					0,119	0,122	0,999
				0,124	0,128	0,996					0,166	0,171	0,994
				0,192	0,195	0,999					0,162	0,165	0,999
		50	100	0,120	0,123	0,998	0,188	0,192	0,996				
				0,161	0,165	0,999	0,196	0,200	0,999				
				0,149	0,161	0,855	0,029	0,034	0,879				
				0,030	0,036	0,878	0,148	0,162	0,853				
				0,211	0,216	1,000	0,160	0,166	1,000				
				0,240	0,244	1,000	0,159	0,163	1,000				
	75	100	0,164	0,169	1,000	0,214	0,219	1,000					
			0,252	0,256	1,000	0,228	0,232	1,000					
			0,164	0,168	1,000	0,242	0,246	1,000					
			0,226	0,229	1,000	0,257	0,260	1,000					
			0,160	0,176	0,938	0,032	0,038	0,948					
			0,031	0,037	0,947	0,163	0,178	0,939					
	50	75	0,234	0,239	1,000	0,181	0,186	1,000					
			0,253	0,258	1,000	0,181	0,186	1,000					
			0,183	0,188	1,000	0,236	0,242	1,000					
			0,282	0,285	1,000	0,248	0,252	1,000					
			0,177	0,182	1,000	0,258	0,262	1,000					
			0,249	0,254	1,000	0,285	0,288	1,000					

Büyük ve farklı örnek büyüklüklerini incelediğimizde Uniform-Like, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarda standart sapma oranı 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda en iyi istatistik gücü bütün örnek büyüklüklerinde Ansari-Bradley testi olarak sonuç vermiştir. Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerini incelediğimizde ise burada en iyi istatistiksel gücü Mann-Whitney testi göstermiş, Wilcoxon testi ise çalışmaya konu olan üç tane parametrik olmayan testler içerisinde en zayıf istatistiksel güce sahip bir test olarak tespit edilmiştir.

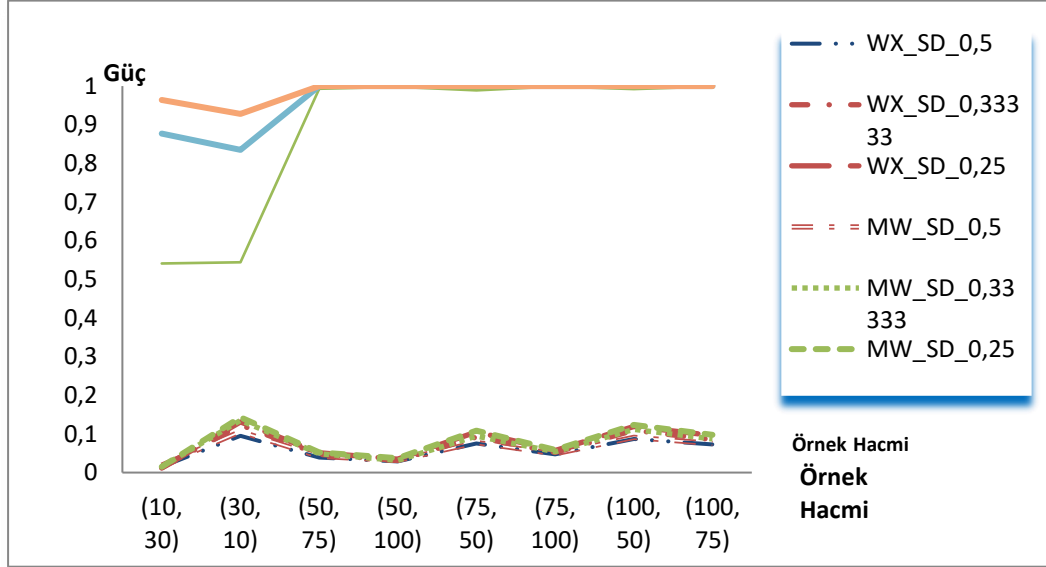
Uniform-Like dağılımında standart sapma oranı 2 olduğunda en iyi istatistiksel gücü Ansari-Bradley testinde (75, 100) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde görülmüştür. Bu örnek büyüklüklerinin simülasyon sonuçlarının benzer olduğu gözlemlenmiştir. En zayıf istatistiksel gücü yukarıda da bahsettiğimiz üzere Wilcoxon testinde (30, 10) örnek büyüklüğünde sonuç vermiştir. Standart sapma oranı 3 ve 4 olduğunda en zayıf istatistiksel gücü her iki standart sapma oranında Wilcoxon testinde (30, 10) örnek

büyükliğinde sonuç vermiş ve simülasyon değerleri de standart sapma oranı 3'te 0,013, standart sapma oranı 4'te 0,012 olarak tespit edilmiştir. En iyi istatistiksel güce bakacak olursak o da Ansari-Bradley testinde (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde sonuç vermiştir. Bu örnek büyüklüklerinde Monte Carlo simülasyon sonuçları birbirine benzer oldukları görülmüştür. Uniform-Like dağılımında standart sapma oranı 1/2 olduğunda simülasyon sonuçları incelendiğine en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (75, 100) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde görülmüştür. En zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde (10, 30) örnek büyüklüğünde Monte Carlo simülasyon sonucunda 0,015 olarak sonuç vermiştir. Standart sapma oranı 1/3 ve 1/4 olduğunda en zayıf istatistiksel güç (10, 30) örnek büyüklüğünde Wilcoxon testinde görülmüş ve simülasyon sonucu da her iki standart sapma oranında 0,012 olarak tespit edilmiştir. En iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde sonuç vermiştir.

Büyük ve farklı örnek büyüklüklerinde Uniform-Like dağılımı dikkate alındığında standart sapma oranı 2, 3 ve 4 olduğunda en zayıf istatistiksel güç (30, 10) örnek büyüklüğünde Wilcoxon testinde, standart sapma oranı 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda ise (10, 30) örnek büyüklüğünde Wilcoxon testinde sonuç verdiği tespit edilmiştir. Çalışmaya konu olan bütün standart sapma oranlarında Uniform-Like dağılımında (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde Ansari-Bradley testi Monte Carlo simülasyon sonuçları incelenirken sonuçların birbirine benzer oldukları görülmüştür.



Şekil 73: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



Şekil 74: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).

Tablo 54: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapmalar oranı = 2, 3, 4, 1/2, 1/3, 1/4).

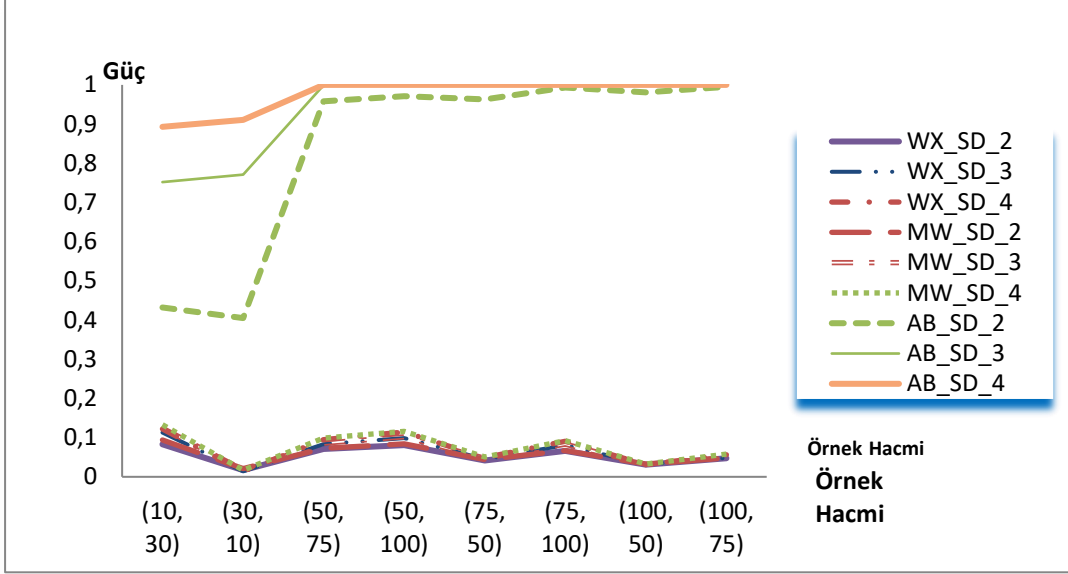
POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n_1	n_2	İSTATİSTİKSEL GÜÇ			POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n_1	n_2	İSTATİSTİKSEL GÜÇ					
				WX	MW	AB					WX	MW	AB			
UNIFORM-LIKE	2	10	30	0,093	0,105	0,545	UNIFORM-LIKE	1/2	10	30	0,015	0,019	0,540			
				0,014	0,018	0,534					0,095	0,106	0,544			
				0,077	0,080	0,989					0,039	0,042	0,993			
				0,089	0,092	0,993					0,029	0,030	0,998			
				0,041	0,043	0,992					0,075	0,078	0,989			
				0,071	0,073	0,999					0,047	0,049	0,999			
		50	75	0,031	0,033	0,998	0,087		0,091	0,992						
				0,047	0,049	0,999	0,073		0,075	0,999						
				100	100	0,118	0,129		0,835	UNIFORM-LIKE	1/3	10	30	0,012	0,015	0,877
						0,013	0,016		0,878					0,123	0,135	0,835
						0,097	0,100		1,000					0,047	0,049	1,000
						0,110	0,112		1,000					0,030	0,031	1,000
	0,044	0,047	1,000			0,092	0,094	1,000								
	0,082	0,085	1,000			0,052	0,054	1,000								
	75	100	0,028	0,030	1,000	0,109	0,112	1,000								
			0,053	0,054	1,000	0,085	0,087	1,000								
			100	75	0,134	0,147	0,932	UNIFORM-LIKE	1/4	10		30	0,012	0,015	0,964	
					0,012	0,015	0,957						0,131	0,143	0,928	
					0,099	0,103	1,000						0,050	0,052	1,000	
					0,125	0,129	1,000						0,035	0,037	1,000	
	0,047	0,050			1,000	0,105	0,108				1,000					
	0,097	0,098			1,000	0,057	0,059				1,000					
	100	50	0,032	0,034	1,000	0,119	0,123	1,000								
			0,057	0,059	1,000	0,096	0,098	1,000								

Örnek büyüklükleri büyük ve farklıken Logistic-Like dağılımında standart sapma oranı 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda Monte Carlo simülasyon sonuçları dikkate alınırken burada en iyi istatistiksel gücün Ansari-Bradley testi olduğu tespit edilmiş ve en zayıf istatistiksel gücün de Wilcoxon testi olduğu gözlemlenmiştir. Bu sonuca varıldığında Logistic-Like dağılımında her bir standart sapma oranlarında çalışmaya konu olan bütün örnek büyüklükleri dikkate alınmıştır.

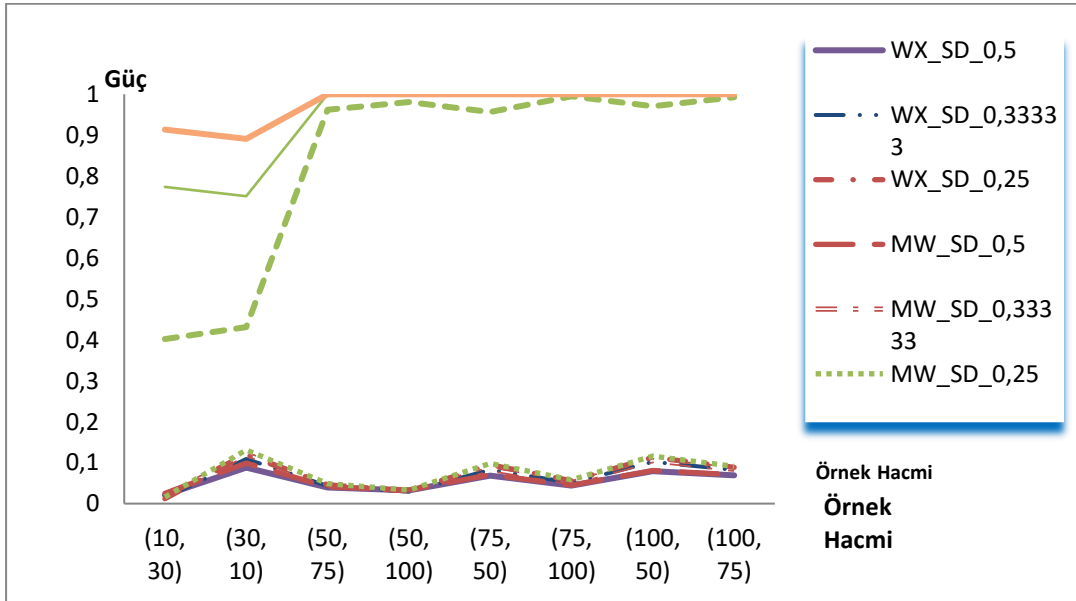
Logistic-Like dağılımında standart sapma oranı 2 olduğunda en zayıf istatistiksel güç (30, 10) örnek büyüklüğünde Wilcoxon testinde görülmüş ve simülasyon sonucu da 0,017 olarak tespit edilmiştir. Logistic-Like dağılımında standart sapma oranı 3 ve 4 olduğunda en zayıf istatistiksel güç standart sapma oranı 2’de olduğu gibi Wilcoxon testinde görülmüş, simülasyon sonucu da standart sapma oranı 3 olduğunda 0,014, standart sapma oranı 4 olduğunda 0,014 olarak sonuç vermiştir. En iyi istatistiksel güç standart sapma oranı 2 olduğunda Ansari-Bradley testinde (100, 75) örnek

büyükliğinde görülmüş ve simülasyon sonucu da 0,995 olarak sonuç vermiştir. Standart sapma oranı 3 olduğunda Ansari-Bradley testinde (50, 75) ve (75, 50) örnek büyüklükleri simülasyon sonuçlarının benzer oldukları tespit edilmiştir. Bir benzerlik de Ansari-Bradley testinde (50, 100), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerindedir. Standart sapma oranı 3 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (50, 100), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde gözlemlenmiştir. Standart sapma oranı 4 olduğunda yukarıda da belirttiğimiz üzere en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde sonuç vermiş ve aynı zamanda bu örnek büyüklüklerinde simülasyon sonuçları benzer oldukları tespit edilmiştir.

Standart sapma oranı 2, 3 ve 4'te olduğu gibi standart sapma oranı 1/2, 1/3 ve 1/4'te en zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testi olarak tespit edilmiş ancak standart sapma oranı 2, 3 ve 4'ten farklı olarak standart sapma oranı 1/2, 1/3 ve 1/4'te en zayıf istatistiksel güç (10, 30) örnek büyüklüklerinde sonuç vermiştir. Standart sapma oranı 1/2 olduğunda en zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde simülasyon sonucu 0,021, standart sapma oranı 1/3 olduğunda 0,014, standart sapma oranı 1/4 olduğunda 0,012 olarak sonuç verdiği tespit edilmiştir. En iyi istatistiksel güç Logistic-Like dağılımında standart sapma oranı 1/2 olduğunda Ansari-Bradley testinde (75, 100) örnek büyüklüğünde görülmüştür. Standart sapma oranı 1/3 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (50, 75), (50, 100), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde sonuç vermiş ve bu örnek büyüklüklerin Monte Carlo simülasyon sonuçlarının da eşit olduğu gözlemlenmiştir. Standart sapma oranı 1/4 olduğunda en iyi istatistiksel güç yukarıda da belirtildiği üzere Ansari-Bradley testi olmuş ve bu parametrik olmayan testte en iyi istatistiksel güç değerleri (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde sonuç vermiştir. Simülasyon sonucu incelendiğinde standart sapma oranı 1/4 olduğunda Ansari-Bradley testinde (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklükleri benzer sonuç verdiği gözlemlenmiştir.



Şekil 75: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



Şekil 76: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).

Tablo 55: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapmalar oranı = 2, 3, 4, 1/2, 1/3, 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n_1	n_2	İSTATİSTİKSEL GÜÇ			POPÜLASYON DAĞILIMI	$\frac{\sigma_1}{\sigma_2}$	n_1	n_2	İSTATİSTİKSEL GÜÇ						
				WX	MW	AB					WX	MW	AB				
LOGİSTİC-LİKE	2	10	30	0,083	0,094	0,432	10	30	0,021	0,025	0,402	30	10	0,088	0,099	0,430	
				0,017	0,021	0,405											50
			50	75	0,070	0,073		0,958	1/2	50	100	0,032	0,033	0,980			
			75	50	0,042	0,044		0,963							75	50	0,068
			75	100	0,066	0,067		0,993		75	100	0,044	0,045	0,995			
			100	50	0,031	0,033		0,980							100	50	0,079
		100	75	0,047	0,048	0,995	100	75		0,069	0,071	0,993					
		3	10	30	0,113	0,124							0,752	10	30	0,014	0,018
					0,014	0,018	0,770	50	75	0,043	0,046	1,000					
				50	75	0,083	0,086						0,999		1/3	50	100
				75	50	0,045	0,047	0,999	75	50	0,082	0,084	0,999				
				75	100	0,080	0,083	1,000								75	100
	100			50	0,031	0,032	1,000	100	50	0,102	0,105	1,000					
	100		75	0,048	0,049	1,000	100						75	0,082		0,084	1,000
	4		10	30	0,122	0,133		0,893	10	30	0,012	0,016					
					0,014	0,017	0,910	50					75	0,046	0,049	1,000	
				50	75	0,095	0,099			1,000	1/4	50					100
				75	50	0,049	0,051	1,000		75			50	0,095	0,098	1,000	
				75	100	0,090	0,092	1,000				75					100
		100		50	0,031	0,033	1,000	100		50			0,113	0,116	1,000		
		100	75	0,056	0,058	1,000	100		75			0,089				0,090	1,000

Büyük ve farklı örnek büyüklüklerinde Double Exponential-Like dağılımında standart sapma oranı 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olduğu tespit edilmiştir. Wilcoxon ve Mann-Whitney testleri arasında ise en iyi istatistiksel güç Mann-Whitney testi olduğu gözlemlenmiştir. Buradan da anlaşılacağı üzere en zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testi olmuştur. Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinin simülasyon sonuçlarını incelediğimizde bu iki testin simülasyon sonuçlarının birbirine yakın değerler verdiği görülmüştür.

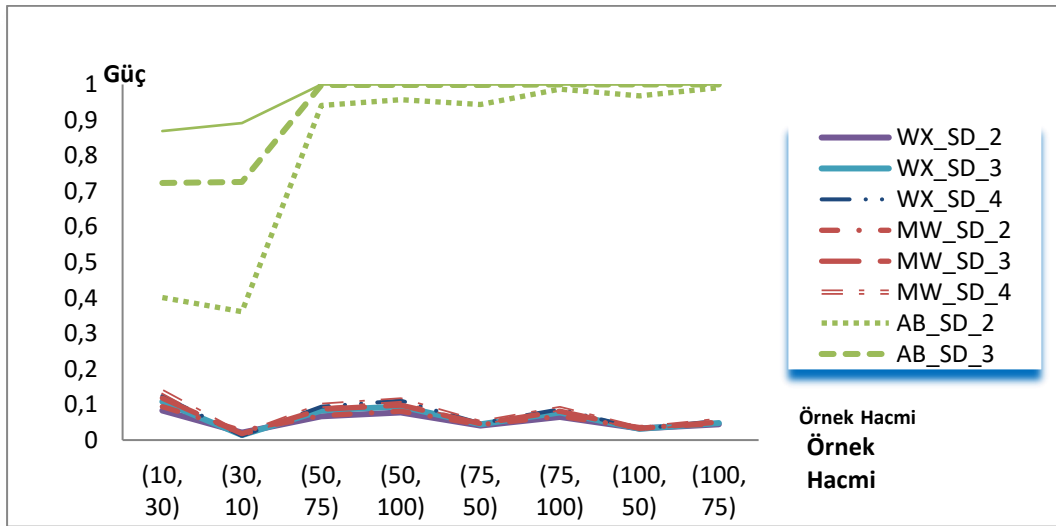
Double Exponential-Like dağılımında standart sapma oranı 2 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (100, 75) örnek büyüklüğünde, en zayıf istatistiksel güç ise Wilcoxon testinde (30, 10) örnek büyüklüğünde tespit edilmiştir. Ansari-Bradley testinde (100, 75) örnek büyüklüğü simülasyon sonucu 0,991, Wilcoxon testinde (30, 10) örnek büyüklüğünde ise 0,021 olarak sonuç vermiştir. Standart sapma oranı 3 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (75, 100), (100, 50) ve

(100, 75) görülmüştür. Bu örnek büyüklüklerinde simülasyon sonuçları benzerlik göstermiştir. Bir diğer benzerlik ise (50, 75), (50, 100) ve (75, 50) örnek büyüklüklerindedir. (50, 75), (50, 100) ve (75, 50) örnek büyüklüklerinin simülasyon sonuçları 0,999 olarak tespit edilmiştir. En zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde (30, 10) örnek büyüklüğünde sonuç vermiş ve simülasyon sonucu da 0,014 olarak tespit edilmiştir. Double Exponential-Like dağılımında standart sapma oranı 4 olduğunda en zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde (30, 10) örnek büyüklüğünde tespit edilmiş ve Monte Carlo simülasyon sonucu da 0,012 olarak sonuç vermiştir. En iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde görülmüştür. Bu örnek büyüklüklerinde simülasyon sonuçları birbirine benzer olarak sonuç verdiği görülmüştür.

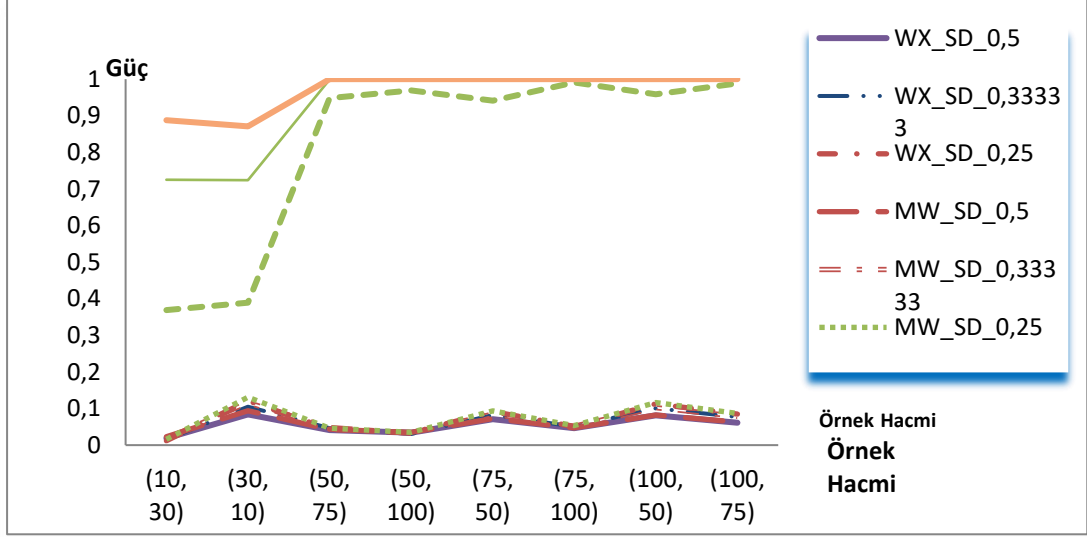
Double Exponential-Like dağılımında standart sapma oranı 1/2 olduğunda en zayıf istatistiksel güç standart sapma oranı 2, 3 ve 4'ten farklı olarak burada (10, 30) örnek büyüklüğünde tespit edilmiş ve yukarıda da belirttiğimiz üzere Wilcoxon testinde görülmüştür. Bu değerler standart sapma oranı 1/3 ve 1/4 olduğunda da benzerlik göstermiştir. Standart sapma oranı 1/2 olduğunda en zayıf istatistiksel güç simülasyon değeri Wilcoxon testinde 0,019, standart sapma oranı 1/3 olduğunda 0,015, standart sapma oranı 1/4 olduğunda ise 0,012 olarak sonuç vermiştir. Double Exponential-Like dağılımında standart sapma oranı 1/2 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olarak belirlenmiş ve bu belirlenen testin simülasyon sonucu 0,991 olduğu tespit edilmiştir. Sapma oranı 1/2 olduğunda en iyi istatistiksel güç (75, 100) örnek büyüklüğünde sonuç vermiştir. Standart sapma oranı 1/3 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testinde (50, 100), (75, 100) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde sonuç vermiş ve aynı zamanda bu örnek büyüklüklerinin simülasyon sonuçları birbirine benzer oldukları tespit edilmiştir. Bir diğer benzerlik ise bu standart sapma oranında (50, 75), (75, 50) ve (100, 50) örnek büyüklüklerindedir. Monte Carlo simülasyon sonuçlarını incelediğimizde burada Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinin sonuçları birbirine çok yakın değer verdikleri gözlemlenmiştir. Büyük ve farklı örnek büyüklüklerinde Double Exponential-Like dağılımında standart sapma oranı 1/4 olduğunda en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olmuş ve (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklüklerinde görülmüştür. Ansari-Bradley testinde (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklükleri simülasyon sonuçları birbirine benzer sonuç verdiği tespit edilmiştir.

Büyük ve farklı örnek büyüklüğü 6 anakütle dağılımına uygulanmış ve toplam 9 adet örnekleme yapılmıştır. Bu örnek büyüklükleri yapılırken standart sapma oranları 1, 2, 3, 1/2, 1/3 ve 1/4'e dikkat edilmiş ve tek tek hesaplanmıştır. Elde edilen sonuçlar grafiklerde gösterilmiş ve bu grafikler örneklem büyüklüklerine, standart sapmalarına göre ayrı ayrı yapılmıştır. Yapılan grafikler şekil 67-78'de sunulmuştur. Grafiklerde en zayıf istatistiksel güç, en iyi istatistiksel güç büyük ve farklı örnek büyüklüklerine ve standart sapmalarına göre gösterilmiş, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin nasıl sonuç verdiği yansıtılmıştır.

Tablo 51 ve 56, parametrik olmayan Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri için istatistiksel güç aralıkları sağlar. Bu sayılar Tablo 49-50'den türetilmiştir. 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 standart sapma oranları dikkate alınarak her bir testin en büyük ve en düşük değerleri hesaplanmıştır.



Şekil 77: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken).



Şekil 78: Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken).

Tablo 56: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapmalar oranı = 2, 3, 4, 1/2, 1/3, 1/4).

POPÜLASYON DAĞILIMI	σ_1	σ_2	n_1	n_2	İSTATİSTİKSEL GÜÇ			POPÜLASYON DAĞILIMI	σ_1	σ_2	n_1	n_2	İSTATİSTİKSEL GÜÇ				
					WX	MW	AB						WX	MW	AB		
DOUBLE EXPONENTIAL-LİKE	2	1/2	10	30	0,083	0,094	0,400	10	30	0,019	0,023	0,369	10	30	0,019	0,023	0,369
			30	10	0,021	0,026	0,361	30	10	0,084	0,094	0,389	30	10	0,084	0,094	0,389
			50	75	0,067	0,069	0,941	50	75	0,041	0,043	0,948	50	75	0,041	0,043	0,948
			50	100	0,078	0,080	0,957	50	100	0,034	0,035	0,969	50	100	0,034	0,035	0,969
			75	50	0,041	0,043	0,944	75	50	0,071	0,073	0,940	75	50	0,071	0,073	0,940
			75	100	0,065	0,067	0,987	75	100	0,046	0,047	0,991	75	100	0,046	0,047	0,991
			100	50	0,033	0,035	0,968	100	50	0,080	0,082	0,959	100	50	0,080	0,082	0,959
			100	75	0,044	0,046	0,991	100	75	0,061	0,063	0,988	100	75	0,061	0,063	0,988
			10	30	0,108	0,118	0,723	10	30	0,015	0,018	0,725	10	30	0,015	0,018	0,725
			30	10	0,014	0,018	0,726	30	10	0,105	0,116	0,724	30	10	0,105	0,116	0,724
			50	75	0,083	0,087	0,999	50	75	0,046	0,048	0,999	50	75	0,046	0,048	0,999
			50	100	0,095	0,098	0,999	50	100	0,030	0,032	1,000	50	100	0,030	0,032	1,000
	75	50	0,044	0,046	0,999	75	50	0,082	0,085	0,999	75	50	0,082	0,085	0,999		
	75	100	0,078	0,080	1,000	75	100	0,051	0,052	1,000	75	100	0,051	0,052	1,000		
	100	50	0,032	0,033	1,000	100	50	0,100	0,102	0,999	100	50	0,100	0,102	0,999		
	100	75	0,048	0,050	1,000	100	75	0,077	0,079	1,000	100	75	0,077	0,079	1,000		
	4	1/4	10	30	0,124	0,136	0,869	10	30	0,012	0,016	0,888	10	30	0,012	0,016	0,888
			30	10	0,012	0,015	0,891	30	10	0,120	0,130	0,871	30	10	0,120	0,130	0,871
			50	75	0,094	0,097	1,000	50	75	0,044	0,046	1,000	50	75	0,044	0,046	1,000
			50	100	0,110	0,113	1,000	50	100	0,033	0,035	1,000	50	100	0,033	0,035	1,000
			75	50	0,047	0,049	1,000	75	50	0,092	0,094	1,000	75	50	0,092	0,094	1,000
			75	100	0,087	0,088	1,000	75	100	0,051	0,053	1,000	75	100	0,051	0,053	1,000
			100	50	0,032	0,033	1,000	100	50	0,113	0,116	1,000	100	50	0,113	0,116	1,000
			100	75	0,054	0,055	1,000	100	75	0,085	0,087	1,000	100	75	0,085	0,087	1,000

3.7. Ampirik Uygulama

Tezin ampirik uygulamasında Arçelik ve Vestel firmalarının Covid-19 öncesi ve Covid-19 sonrası Aktif Kârlılık (ROA-Return on Assets) rasyolarındaki değişimin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığı analiz edilerek elde edilen anlamlılık güçleri karşılaştırılmıştır. Ampirik uygulamada Türkiye’de beyaz eşya sektöründe faaliyet gösteren Arçelik ve Vestel firmasının ROA değerinin Covid-19’dan önce ve Covid-19’dan sonra nasıl değiştiği ve bu değişikliğin istatistiksel olarak anlamlılığı ve önemi Wilcoxon, Mann-Whitney U ve Ansari-Bradley Non-Parametrik testleri ile analiz edilmiştir. Analizlerde inceleme kapsamında yer alan firmaların 2017:Q1-2019:Q4 aralığındaki çeyreklik ROA’ları Covid-19’dan önceki dönem, 2020:Q1-2022:Q4 aralığındaki ROA’ları ise Covid-19 ve sonrası dönem olarak alınmıştır. ROA, varlıkların verimliliğini ölçmek için kullanılan bir finansal ölçüttür. Bu ölçüt, bir şirketin net kârının varlıklara oranını hesaplamaktadır. ROA, yatırılan her 1 TL’ye karşılık dönem sonunda ne kadar kâr elde edildiğini ve şirketin faaliyetlerinin nasıl yönetildiğini göstermektedir.

Arçelik ve Vestel firmasının ilgili dönemlere ait toplam aktifleri ve dönem sonu net kâr verileri Finnet Analiz Expert platformundan Microsoft Office Excel ortamına indirilerek matematiksel oranlama yöntemi ile (ROA=dönem sonu net kar/ toplam aktifler) tarafımızca hesaplanmıştır. İlgili şirketlerin inceleme dönemlerine ait tanımlayıcı istatistiksel sonuçları Tablo 57’te rapor edilmiştir.

Tablo 57: Tanımlayıcı istatistikler

Firma	Dönem	N	Minimum	Maksimum	Ortalama	S. Hata	S. Sapma	Varyans
Arçelik	Covid-19 Öncesi	12	0,013	0,042	0,029	0,003	0,009	0,000
	Covid-19 ve Sonrası	12	0,015	0,107	0,054	0,008	0,029	0,001
Vestel	Covid-19 Öncesi	12	-0,016	0,022	0,006	0,003	0,010	0,000
	Covid-19 ve Sonrası	12	0,009	0,070	0,030	0,005	0,018	0,000

Tablo 57, firmaların iki farklı dönemine ait verilerin tanımlayıcı istatistiklerini içermektedir. İlk sütunlarda her döneme ait gözlem sayısı (N), minimum, maksimum, ortalama, standart hata (S. Hata), standart sapma (S. Sapma) ve varyans değerleri bulunmaktadır. Tabloda görüldüğü üzere her bir döneme ait 12 çeyrek gözlem

bulunmaktadır. Her iki firmanın ROA ölçütüne ait tanımlayıcı değerler incelendiğinde, Covid-19'den önce Covid-19'dan sonraki ortalama değerlere göre Arçelik firmasının Vestel firmasına göre daha başarılı olduğu görülmektedir. Vestel firmasının ROA'değerindeki oynaklık Arçelik firmasına göre daha fazla gerçekleşmiştir. Her iki döneme ait minimum ve maksimum değerlere göre da Arçelik firmasının finansal performansının daha iyi olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 58: Arçelik firmasına ait analiz bulguları

Panel 1: Wilcoxon analizi							
		N	Ortalama Sıra	Sıraların Toplamı	Z	P	
ROA2 - ROA1	Negatif Sıralar	4 ^a	2,75	11,00	-2,197 ^b	0,028**	
	Pozitif Sıralar	8 ^b	8,38	67,00			
	Eşleşmeler	0 ^c					
a. ROA2 <ROA1							
b. ROA2 > ROA1							
c. ROA2 = ROA1							
Panel 2: Mann-Whitney U analizi							
Değişken	Dönem	N	Ortalama Sıra	Sıraların Toplamı	U	Z	P
ROA	Covid-19 Öncesi	12	9,25	111,00	33	-2,252	0,024**
	Covid-19 ve Sonrası	12	15,75	189,00			
Panel 3: Ansari-Bradley analizi							
Değişken	Dönem	N	ABP				
ROA	Covid-19 Öncesi	12	900,186				
	Covid-19 ve Sonrası	12					

** %5 düzeyinde anlamlılığı temsil etmektedir.

Panel 1'de yer alan Wilcoxon sonuçları, Arçelik firmasının inceleme dönemlerine ait ROA ölçütü arasındaki farkın sıralamasını (ranks) göstermektedir. Elde edilen ampirik bulgularda şirketin ilgili dönemlere ait negatif ortalama sıra değeri 2,75, pozitif ortalama sıra değeri 8,38, sıraların toplamına ait değerler ise sırasıyla 11 ve 67 bulunmuştur. Wilcoxon analizine ait Z değeri -2,197, her iki döneme ait ROA değerinin istatistiksel olarak farklı olup olmadığına ait p (p-probability) değeri 0,028 olduğu görülmüştür. Wilcoxon test sonuçlarına göre Arçelik firmasının Covid-19'dan önce ve sonrasına ait ROA değerine ait farkın istatistiksel olarak %5 düzeyinde anlamlı bulunmuştur.

Arçelik firmasının iki farklı döneme ait ROA ölçütüne ait Mann-Whitney U test sonuçları Panel 2’de gösterilmiştir. Covid-19 öncesi 12 çeyreklik gözlem ortalama sıralama 9,25, Covid-19 sonrası dönem ait ortalama sıralama ise 15,75'tir. Firmanın her iki döneme ait ROA sıralama toplamı Covid-19’dan önce 111, Covid-19’dan sonra ise 189 bulunmuştur. Mann-Whitney U test değeri 33, bu teste ait Z değeri -2,252, farkın anlamlılığını temsil eden p değeri ise 0,024 çıkmıştır. Mann-Whitney U test bulgularına göre Arçelik firmasının Covid-19’dan öncesi ve sonrasına ait ROA değerine farkın istatistiksel olarak %5 düzeyinde anlamlı olduğu görülmüştür.

Panel 3’te sonuçlarına yer verilen Ansari-Bradley testi, iki bağımsız örneklem arasındaki varyansları karşılaştırmak için kullanılan parametrik olmayan istatistiksel bir testtir. Bu test, verinin normal dağılım ve homoscedasticity (eşvaryans) varsayımlarının sağlanmadığı durumlarda F-testi veya Bartlett's testine alternatif olarak kullanılabilir. Yapılan Ansari-Bradley analizinde iki döneme ait ROA varyansları için hesaplanan değer 90 bulunmuştur. Her iki döneme ait farkın istatistiksel olarak anlamlılığı diğer testlerde olduğu gibi p değeri ile anlaşılmaktadır. Arçelik firmasının her iki döneme ait Ansari-Bradley testinde ROA’lara ait farkın p değeri 0,186 çıkmıştır. Elde edilen p değeri katsayısına göre inceleme kapsamında ele alınan firmanın Covid-19 öncesi ve Covid-19 sonrası ROA varyanslarının değişmediği, başka bir deyişle aradaki fark istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır.

Tablo 59: Vestel firmasına ait analiz bulguları

Panel 1: Wilcoxon analizi							
		N	Ortalama Sıra	Sıraların Toplamı	Z	P	
ROA2 - ROA1	Negatif Sıralar	1 ^a	1,00	1,00	-2,982 ^b	0,003**	
	Pozitif Sıralar	11 ^b	7,00	77,00			
	Eşleşmeler	0 ^c					
a. ROA2 <ROA1							
b. ROA2 > ROA1							
c. ROA2 = ROA1							
Panel 2: Mann-Whitney U analizi							
Değişken	Dönem	N	Ortalama Sıra	Sıraların Toplamı	U	Z	P
ROA	Covid-19 Öncesi	12	7,58	91,00	13	-3,406	0,001**
	Covid-19 ve Sonrası	12	6,50	78,00			
Panel 3: Ansari-Bradley analizi							
Değişken	Dönem	N	AB P				
ROA	Covid-19 Öncesi	12	76 0,864				
	Covid-19 ve Sonrası	12					

** %5 düzeyinde anlamlılığı temsil etmektedir.

Panel 1, Vestel firmasının incelenen dönemlere ait ROA ölçütüne uygulanan Wilcoxon test bulgularını göstermektedir. Ampirik bulgulara göre, ilgili dönemlerde şirketin negatif sıra değeri ortalaması 1,00, pozitif sıra değeri ortalaması ise 7,00 olarak hesaplanmıştır. Toplam sıraların değerleri ise sırasıyla 1 ve 77'dir. Wilcoxon analizi sonucunda elde edilen Z değeri -2,982'dir ve ROA değerlerinin istatistiksel olarak farklılığın anlamlı olup olmadığına dair p değeri 0,003 olarak bulunmuştur. Wilcoxon testi sonuçlarına göre, Vestel firmasının Covid-19 öncesi ve Covid-19 sonrası dönemlere ait ROA değerinin istatistiksel olarak %5 düzeyinde anlamlı bir farka sahip olduğu görülmektedir.

Panel 2 bulguları, Vestel firmasının iki farklı döneme ait ROA ölçütü için Mann-Whitney U testi sonuçlarını içermektedir. İlk sütunlarda her döneme ait 12 çeyreklik gözlem sayısı ve döneme göre ortalama sıralama (mean rank) değerleri bulunmaktadır. Covid-19 öncesi dönemdeki 12 çeyreklik gözlem için ortalama sıralama 7,58, Covid-19 sonrası dönemdeki 12 çeyreklik gözlem için ise ortalama sıralama 6,50'dir. Her iki döneme ait ROA sıralama toplamı Covid-19 öncesi dönem için 91, Covid-19 sonrası dönem için ise 78 olarak hesaplanmıştır. Mann-Whitney U test değeri 13, bu teste ait Z değeri -3,406 ve farkın istatistiksel olarak anlamlılığını temsil eden p değeri ise 0,001 olarak bulunmuştur. Mann-Whitney U testi sonuçlarına göre, Vestel firmasının Covid-19 öncesi ile Covid-19 sonrası ROA değeri arasındaki farkın istatistiksel olarak %5 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir.

Panel 3'te bulgularına yer verilen Ansari-Bradley analizinde, iki döneme ait ROA varyansları için hesaplanan değer 76 olarak bulunmuştur. İki dönem arasındaki farkın istatistiksel olarak anlamlılığını değerlendirmek için diğer testlerde olduğu gibi p değeri kullanılmıştır. Vestel firmasının her iki döneme ait Ansari-Bradley testinde ROA değerine ait farkın anlamlılığını temsil p istatistik değeri 0,864 olarak bulunmuştur. Analizde elde edilen p değeri dikkate alındığında, Covid-19 öncesi ve Covid-19 sonrasına ait ROA varyans değerlerini değişmediği, yani aralarındaki farkın istatistiksel olarak anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır.

Tablo 60: Firmaların test bulgularına ait etkinlik (p) değerlerinin karşılaştırılması

Firma	Wilcoxon	Mann-Whitney U	Ansari-Bradley
Arçelik	0,028**	0,024**	0,186
Vestel	0,003**	0,001**	0,864

** %5 düzeyinde anlamlılığı temsil etmektedir.

Tezin ampirik uygulaması için Arçelik ve Vestel firmalarının Covid-19 öncesi ve Covid-19 sonrası ROA değerini karşılaştırmak için yapılan Wilcoxon testi, Mann-Whitney U testi ve Ansari-Bradley testi kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, Mann-Whitney U testine ait anlamlılık katsayı Wilcoxon'a göre daha güçlü, Ansari-Bradley testinde AB değeri ise Mann-Whitney U testine ait U değerine göre daha güçlü çıkmıştır. Bu durumda Ansari-Bradley testi en güçlü, daha sonra Mann-Whitney U testi, son olarak Wilcoxon testinin geldiği görülmüştür.

SONUÇ

İki bağımsız örneklemeden alınan verileri test etmek için kullanılan, parametrik olmayan Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin istatistiksel güç ve I. tip hata oranları açısından karşılaştırıldığı bu çalışmada, ilgili testlerin kullanıldığı gelecekteki bilimsel çalışmalara yön verecek önemli sonuçlar elde edilmiştir.

Küçük örnek büyüklüğü 6 anakütle dağılımına uygulanmış ve toplam 12 adet örnekleme yapılmıştır. Monte Carlo simülasyon sonuçlarına baktığımızda 6 dağılımda 48 farklı durum incelenmiş ve incelenmeler sonucu bazı I. tip hata oranlarının α anlamlılık düzeyinin üstünde çıktığı görülmüştür. Örnek büyüklüklerinin 6'sı küçük ve eşit diğer 6'sı ise küçük ve farklıdır. Örnek büyüklükleri küçük ve eşit olan değerlerin I. tip hata oranlarına baktığımızda Wilcoxon testine göre Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri daha yüksek sonuç vermiştir. Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin 6 küçük ve eşit örnek büyüklüğünün yarısında Mann-Whitney testi diğer yarısında ise Ansari-Bradley testi yüksek sonuç vermiştir. Bu çalışmadaki küçük ve eşit örnek büyüklüklerin hepsine baktığımızda I. tip hata oranlarında en düşük sonuç Wilcoxon testinde rastlanmıştır. Tüm küçük ve eşit örnek büyüklüklerine baktığımızda I. tip hata oranlarında en küçük sonuca (5, 5) örnek hacimlerinde rastlanmış ve bu örnek hacimlerinin sonucu Double Exponential-Like dağılımında görülmüştür. En yüksek sonuca bakacak olursak burada da küçük ve eşit örnek büyüklüklerinin I. tip hata oranlarına baktığımızda sonuca (10, 10) örnek hacimleri vermiş ve Platykurtic dağılımında görülmüştür. Örnek büyüklükleri küçük ve farklı olan değerlerin I. tip hata oranlarında α önem seviyesi en yüksek sonucu Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri vermiştir. 6 örnek dağılımının 4'ü Mann-Whitney testinde yüksek sonuç vermiş ve böylelikle Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri arasında Mann-Whitney testinin daha yüksek sonuç verdiği kanaatine varılmıştır. Tüm küçük ve farklı örnek büyüklüklerine baktığımızda I. tip hata oranlarında en küçük sonuca (16, 4) örnek hacimlerinde rastlanmış ve bu örnek hacimlerinin sonucu Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımlarında Wilcoxon testinde görülmüştür. Mann-Whitney testinin Ansari-Bradley testine nazaran daha yüksek sonuç veren I. tip hata oranlarına baktığımızda Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında daha yüksek sonuç veren örnekler (4, 16), (10, 20), (16, 4) ve (20, 10)'dur. Ansari-Bradley testinin Mann-Whitney testine nazaran daha yüksek

sonuç veren I. tip hata oranlarına baktığımızda ise bu örnek büyüklükleri (8, 16) ve (16, 8)'dir.

Büyük örnek büyüklüğü 6 anakütle dağılımına uygulanmış ve toplam 12 adet örnekleme yapılmıştır. Örnek büyüklüklerinin 4'ü büyük ve eşit diğer 8'i ise büyük ve farklıdır. Örnek büyüklükleri büyük ve eşit olan değerlerin I. tip hata oranlarına baktığımızda Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri Wilcoxon testine göre daha yüksek sonuç vermiştir. Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinde büyük ve eşit örnek büyüklüklerinde Monte Carlo simülasyon sonuçları yakın ve bazen değerler vermiştir. Çalışmada bütün dağılımların I. tip hata oranlarına bakacak olursak en düşük sonuç Platykurtic ve Logistic-Like dağılımlarında rastlanmış ve Wilcoxon testinde görülmüş, yüksek sonuca ise Normal dağılımda Mann-Whitney testinde rastlanmıştır. İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri büyük ve farklı olduğunda Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin I. tip hata oranları incelendiğinde, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley Testlerinin Wilcoxon testine nazaran daha yüksek değerler verildiği gözlemlenmiştir. Çalışmadaki büyük ve farklı örnek büyüklüklerin hepsine baktığımızda I. tip hata oranlarında en düşük sonuç Wilcoxon testinde rastlanmıştır.

Küçük ve eşit örnek büyüklüklerinde standart sapma oranı 2, 3 ve 4 olduğunda varyanslar heterojen olduğu zaman Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında hesaplanan istatistiksel güç değerleri Ansari-Bradley testinde daha iyi sonuç vermiş ve Wilcoxon'la Mann-Whitney testleri arasında da iyi sonucu Mann-Whitney testi göstermiştir. Bahsedildiği üzere Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley parametrik olmayan testlerin içinde en düşük sonuçlar Wilcoxon testinde gözlemlenmiştir. Küçük ve eşit örnek büyüklüklerinde standart sapma oranı 1/2, 1/3 ve 1/4'e baktığımızda varyanslar heterojen olduğu zaman (5, 5), (8, 8), (10, 10), (12, 12), (16, 16) ve (20, 20) örnek büyüklüklerinde en iyi istatistiksel güce sahip test Ansari-Bradley testidir. Ansari-Bradley testi diğer üç parametrik olmayan teste göre daha iyi sonuç vermiş ve en zayıf istatistiksel gücü gösteren testimizde Wilcoxon olmuştur. Üç testin üçüne de baktığımızda sırasıyla istatistiksel gücü en iyiden zayıfa sıralarsak Ansari-Bradley, Mann-Whitney ve Wilcoxon testleri göstermiştir.

Küçük ve farklı örnek büyüklüklerinde standart sapma oranları 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda varyanslar heterojen olduğu zaman (4, 16), (8, 16), (10, 20), (16, 4),

(16, 8) ve (20, 10) örnek büyüklüklerinde Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında Ansari-Bradley testi en iyi istatistiksel gücü vermiştir. Araştırmaya konu olan diğer Wilcoxon ve Mann-Whitney parametrik olmayan testler Ansari-Bradley testine göre daha zayıf istatistiksel güç göstermiştir. Wilcoxon ve Mann-Whitney testleri arasında ise en iyi istatistiksel güç Mann-Whitney testinde gözlemlenmiş ve en zayıf istatistiksel güçte Wilcoxon testinde tespit edilmiştir. Wilcoxon ve Mann-Whitney testlerinde dağılımların hepsinde en zayıf istatistiksel güçler (4, 16) örnek büyüklüklerinde gözlemlenmiştir.

Büyük ve eşit örnek büyüklüklerinde standart sapma oranları 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımları incelendiğinde (25, 25), (50, 50), (75, 75) ve (100, 100) örnek büyüklüklerinde en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olarak belirlenmiş ve en zayıf istatistiksel güç de Wilcoxon olarak tespit edilmiştir. Mann-Whitney testi Ansari-Bradley testine göre daha zayıf Wilcoxon testine göre ise daha iyi istatistiksel güç göstermiştir. Uniform-Like, Logistic-Like ve Double Exponential-Like dağılımları arasında en iyi istatistiksel güç Uniform-Like dağılımında gözlemlenmiş ve sırasıyla Logistic-Like ve bu dağılımlar arasında en zayıf istatistiksel güç Double Exponential-Like dağılımında tespit edilmiştir.

Büyük ve farklı örnek büyüklüklerinde standart sapma oranları 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda Monte Carlo simülasyon sonuçları incelendiğinde en iyi istatistiksel güç Ansari-Bradley testi olarak tespit edilmiştir. Wilcoxon ve Mann Whitney testlerine baktığımızda burada da en iyi istatistiksel güç Mann Whitney testi olmuş, bu üç parametrik olmayan testler arasında en zayıf istatistiksel güç ise Wilcoxon testi olarak tespit edilmiştir. Bu sonuçlar standart sapma oranları 2, 3, 4, 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda ve Normal, Platykurtic, Skewed, Uniform-Like, Logistic-Like, Double Exponential-Like dağılımlarında (10, 30), (30, 10), (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) örnek büyüklükleri için geçerlidir. Standart sapma oranları 2, 3 ve 4 olduğunda en zayıf istatistiksel güç Wilcoxon testinde (30, 10) örnek büyüklüğünde tespit edilmiş ve standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 olduğunda (10, 30) örnek büyüklüğünde gözlemlenmiştir.

1977'de Marascuilo ve Mcsweeney, (1,1) ila (10,10) arasında değişen örnek gruplarını analiz ederek ve hem eşit hem de eşit olmayan örnek boyutlarını hesaba

katarak Mann-Whitney testi için kritik değerleri hesaplamışlardır. 2012'de Pratt ve Gibbons, Mann-Whitney testi için (2, 2) ile (20, 20) arasında değişen örnek gruplarını kapsayan ve hem eşit hem de eşit olmayan örnek boyutlarını dikkate alan kritik değerleri içeren tablolar oluşturmuştur. 1988'de Neave ve Worthington, maksimum (25, 25) örneklem büyüklüğüne kadar, eşit ve eşit olmayan örneklem büyüklüklerinin olası her kombinasyonu için Mann-Whitney testi için kritik değerleri hesaplamışlar ve sonuçları bir tablo halinde düzenlemişlerdir. 1997'de Bradstreet, Student t testi, Aspin-Welch testi, Wilcoxon sıra toplamı testi, sıra reformlu STRK testi ve AWRK testi dahil olmak üzere çeşitli istatistiksel testlerin ampirik I. tip hata oranlarını karşılaştırmak için bir simülasyon çalışması yürütmüştür. Çalışma, küçük (5,10), orta (20,40) ve büyük (50,100) büyüklükteki örneklemelerin analizine odaklanmış ve analiz için bir ön koşul olarak varyansın homojenliğini şart koşmuştur. Bu çalışmada ise Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri için 12'si büyük örneklem, 12'si ise küçük örneklem olmak üzere 24 örneklem büyüklüğü değerlendirilmiştir. Küçük örneklem büyüklüğün toplamı 12'dir, bunun 6'sı eşit diğer 6'sı ise farklıdır. Birinci ve ikinci örneğin hacimleri 12 büyük örneğin 8'inde farklı, 4'ünde eşit olmuştur. Küçük ve eşit örneklem büyüklüğüne sahip kombinasyonlar (5, 5), (8, 8), (10, 10), (12, 12), (16, 16) ve (20, 20), küçük ve farklı örneklem büyüklüğüne sahip kombinasyonlar da (4, 16), (8, 16), (10, 20), (16, 4), (16, 8) ve (20, 10) alınmıştır. Programda büyük ve eşit örneklem büyüklüğüne sahip kombinasyonlar (25, 25), (50, 50), (75, 75) ve (100, 100), büyük ve farklı örneklem büyüklüğüne sahip kombinasyonlar da (10, 30), (30, 10), (50, 75), (50, 100), (75, 50), (75, 100), (100, 50) ve (100, 75) alınmıştır.

Zimmerman'ın (1985) simülasyon çalışması, normal ve normal olmayan anakütle dağılımları boyunca eşit ve eşit olmayan varyanslar için Mann-Whitney testinin I. tip hata oranlarını değerlendirmeye odaklanmıştır. Bulgular, anakütle varyansları eşit olduğunda, I. tip hata oranlarının anlamlılık seviyesinin altında olduğunu göstermiştir. Ancak varyanslar eşit olmadığında I. tip hata oranları anlamlılık düzeyinden daha yüksek çıkmıştır. Çalışma aynı zamanda Mann-Whitney testi ile Student t testi arasındaki güç tahminlerini karşılaştırmış ve Student t testi ve Mann-Whitney testinin I. tip hata oranlarını değerlendirilmiştir. Sonuç olarak güç karşılaştırmaları hem eşit hem de eşit olmayan varyans koşulları için küçük ve eşit örneklem boyutlarında Student t testinin Mann-Whitney testinden daha güçlü olduğunu göstermiştir. 1987'de Zimmerman, Mann-Whitney testinin I. tip hata oranlarını, $\alpha = 0.05$ olmak üzere farklı

anlamlılık düzeylerinde ve ayrıca hem eşit ($\sigma_1 = \sigma_2$) hem de eşit olmayan ($\sigma_1 = 5\sigma_2$) anakütle örneklem büyüklükleri altında karşılaştırmak için bir çalışma yürütmüştür. Anakütle varyansları homojen olduğunda, I. tip hata oranları, her üç örneklem büyüklüğü için anlamlılık seviyesinden daha düşük olduğu sonucuna varmıştır. Bununla birlikte, anakütle varyansları heterojen olduğunda ($\sigma_1 = 5\sigma_2$), I. tip hata oranı yalnızca örneklem büyüklüğündeki anlamlılık seviyesinden düşük ve diğer örneklem çiftlerinde daha yüksekmiş. Ayrıca çalışma, Mann-Whitney testinin gücünü ve Student t-testini de karşılaştırmıştır. Sonuçlar, Mann-Whitney testinin yalnızca küçük ve eşit olmayan örneklem büyüklükleriyle uğraşırken ve anakütle varyanslarının heterojen ($\sigma_1 = 5\sigma_2$) olduğu durumlarda daha güçlü olduğunu göstermiştir. Diğer tüm durumlarda Student t-testi, Mann-Whitney testinden önemli ölçüde daha güçlü olduğu sonucuna varmıştır. Skovlund ve Fenstad (1997), homojen veya heterojen varyanslara, farklı çarpıklık seviyelerine ve eşit veya eşit olmayan numunelere sahip numuneler için t testi, Welch t testi ve Mann-Whitney testi ile Wilcoxon sıra toplamı testinin kullanılmasını önermiştir. Bu gibi durumlarda hangi testin en uygun olacağını belirlemek için bir çalışma yaptılar. Çalışmanın ana bulgusu, eşit olmayan varyansların ve çarpık dağılımların kombinasyonları ile uğraşırken hiçbir testin anlamlı bir güç elde edememesiydi. Bu tür durumlar için dönüşümler önerilmiş olsa da araştırmacılar, çok küçük örneklem boyutlarında bile bu dönüşümlerin testin gücünü artırmak için yeterli olmayabileceğine dikkat çekmiştir. MacDonald's (1999) çalışmasında, normal, karma-normal ve üstel popülasyon dağılımlarında eşit ve eşit olmayan varyanslara sahip üç örneklem büyüklüğü (5, 10, 20) için Student t-testi kullanılmıştır. Ayrıca Mann-Whitney testinin eşdeğeri olan Wilcoxon sıra toplamı testi kullanılmıştır. Çalışma, güç, I. tip hata ve III. tip hata oranlarını değerlendirmeyi amaçlamış ve iki testin hata oranlarını karşılaştırmak için bir simülasyon yapılmıştır. Çalışma, normal olmayan dağılımlarda Wilcoxon sıra toplamı testinin Student t-testine göre çok daha avantajlı olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca, Wilcoxon sıra toplamı testi, I. tip hata oranlarını nominal seviyede tutmada Student t-testinden daha dirençli olduğu sonucuna varılmıştır. Fagerland ve Sandvik (2009) tarafından yapılan bir çalışmada, değişken çarpıklık ve basıklık ile eşit ve eşit olmayan varyanslı dört örneklem büyüklüğünde gama ve lognormal dağılımlar incelenmiştir. Çalışma, iki örneklemlili T testi, Welch U testi, Yuen-Welch testi, Wilcoxon-Mann-Whitney testi ve Brunner-Munzel testi dahil olmak üzere çeşitli

testlerin I. tip hata oranlarını ve gücünü değerlendirmeyi amaçlamıştır. Çalışma bulguları, iki örneklemlili T testinin ve Welch U testinin, araştırılan diğer tüm testlerden daha fazla güce sahip olduğunu ortaya koymuştur. Senger (2011), iki bağımsız örneklemden elde edilen verileri analiz etmek için yaygın olarak kullanılan Mann-Whitney, Kolmogorov-Smirnov ve Wald-Wolfowitz testleri olmak üzere üç testin istatistiksel gücünü ve I. tip hata oranlarını karşılaştırmak için bir çalışma yapmıştır. Çalışma, büyük ve küçük örnek vakalar için ayrı ayrı, farklı çarpıklık ve basıklık seviyeleri altında her test deneğinin varyans heterojenliğini ve ilgili güçlerini incelemiştir. Sonuçlar incelendiğinde, Kolmogorov-Smirnov testinin tüm durumlarda diğer testlere göre daha düşük I. tip hata oranları gösterdiği görülmüştür. Ek olarak, Mann-Whitney testi, küçük örneklem durumlarında daha fazla istatistiksel güç gösterirken, varyans heterojenliği koşulu altında, Wald-Wolfowitz testinin büyük örneklem durumlarında daha yüksek güce sahip olduğu bulunmuştur. Wike ve Church (2013) tarafından yürütölen bir Monte Carlo çalışmasında, dört parametrik olmayan çoklu karşılaştırma testinin (Wilcoxon, Steel, Nemenyi ve Ryan testleri) I. tip hata oranlarına bakılmıştır. Çalışma, $k = 3, 5, 7$ ve 9 gruplarında, $n = 7$ ve 10 'da grup başına 15 tekrarlı, $\alpha = 0,05$ ve $\alpha = 0,01$ anlamlılık seviyeleriyle 13.000 simüle edilmiş deney içeriyordu. Sonuçlar, hata oranlarındaki değişimin çoğunluğunun k, t ve $k * t$ ile açıklanabileceğini ortaya koymuştur. Ayrıca çalışma, anlamlı bir H testinin ardından ikili karşılaştırmalar için kullanıldığında Wilcoxon testinin en uygun sonuçları verdiğini bulmuştur. 2014 yılında İmam, ilgili anakütle dağılımlarından eşleştirilmiş örnekleri analiz ederken t-testlerinin ve Wilcoxon testlerinin avantajlarını ve dezavantajlarını değerlendirmek için bir çalışma yürütmüştür. Rastgele örnekler oluşturmak için İmam normal, gama, tekdüze ve üstel dağılımları kullanmıştır. Simüle edilen veri kümeleri üç farklı test prosedürüne tabi tutulmuş ve ortaya çıkan I. tip hata ve testin istatistiksel gücü küçük, orta ve büyük örneklem boyutları için değerlendirilmiştir. Usman (2015), normal, tekdüze, beta ve üstelden elde edilen küçük örnekler üzerinde tek örneklem t-testi, işaret testi ve Wilcoxon işaretli sıra testinin I. tip hata oranlarını, test gücünü ve güç etkinliğini hesaplamak için bir çalışma yürütmüştür. Çalışma, anakütlenin temel dağılımının belirsiz olduğu durumlarda bu testlerin performansını karşılaştırmayı amaçlamıştır. Bulgular, Wilcoxon işaretli sıralar testi ve işaret testinin performans açısından t-testi ile karşılaştırılabilir olduğunu göstermiştir. Ayrıca, incelenen tüm dağılımlar için, örneklem büyüklüğü ve popölasyon ortalaması arttıkça, parametrik

olmayan testler t-testine benzer güç göstermiştir. Bu çalışmada ise Wilcoxon testi, incelenen tüm örneklem büyüklükleri arasında en düşük I. tip hata oranlarını gösterirken, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri daha yüksek hata oranları vermiştir. Bu eğilim hem küçük hem de büyük örneklem boyutları için gözlemlenmiştir. Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testlerinin istatistiksel güçleri üzerine yapılan bu çalışmada ise büyük ve küçük tüm örneklem büyüklükleri dikkate alındığında, Wilcoxon testinin en düşük istatistiksel güce sahip olduğunu ortaya koymuştur. Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri karşılaştırıldığında, Ansari-Bradley testi özellikle daha büyük örneklem boyutlarında daha yüksek istatistiksel güce sahip olduğu tespit edilmiştir.

Firmalar üzerindeki uygulama sonucuna bakıldığında Arçelik ve Vestel firmalarının Covid-19 öncesi ve sonrası dönemlerdeki Aktif Kârlılık değerlerini karşılaştırmak amacıyla yapılmıştır. İncelenen dönemlerde elde edilen veriler, Wilcoxon, Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri aracılığıyla istatistiksel olarak analiz edilmiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre, Mann-Whitney testinin anlamlılık katsayısının Wilcoxon testine göre daha güçlü olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, Ansari-Bradley testindeki AB değerinin Mann-Whitney testine ait U değerine göre daha güçlü çıktığı görülmüştür. Bu bulgular, Ansari-Bradley testinin diğer iki teste göre en güçlü istatistiksel anlamlılığı sağladığını göstermektedir. Elde edilen sonuçlar, Covid-19 etkisi altındaki dönemlerdeki firmalar arasındaki performans farklarını değerlendirmek için Ansari-Bradley testinin daha uygun bir istatistiksel araç olduğunu öne sürmektedir.

Çalışmada elde edilen sonuçlara baktığımızda; I. tip hata oranlarında Wilcoxon testine göre Mann-Whitney ve Ansari-Bradley testleri daha yüksek sonuç vermiş ve buradan da anlaşılacağı üzere en düşük sonuç Wilcoxon testinde görülmüştür. Varyans heterojenliğinde sergilenen güçler incelendiğinde küçük ve büyük örneklem büyüklüklerinde Ansari-Bradley testinin istatistiksel gücü çalışmaya konu olan diğer parametrik olmayan testlerin istatistiksel güçlerinden daha büyük olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle, örneklem hacimleri büyük veya küçük, eşit veya farklı olsun, araştırmacılar Wilcoxon ve Mann-Whitney testleri yerine Ansari-Bradley testini kullanırlarsa, aynı anakütle dağılımına sahip iki örneklem arasındaki farkı tespit etme şansları daha yüksek olacaktır. Varyans heterojenliği ön şartı altında genel olarak küçük ve büyük örneklerde Ansari-Bradley testi, eşit veya farklı örneklem büyüklüklerinin yanı sıra daha büyük veya daha küçük standart sapma oranlarına sahip araştırmalarda tercih edilmelidir.

KAYNAKÇA

- Akgül, A. ve Çevik, O. (2003). İstatistiksel Analiz Teknikleri, Ankara: Emek Ofset, and Hall.
- Altman, D. G. ve Bland, J. M. (1999). Statistics notes Variables and parameters. *Bmj*, 318(7199), 1667.
- Altman, D. G. ve Bland, J. M. (2009). Parametric v non-parametric methods for data analysis. *Bmj*, 338.
- Altman, D.G. (1991). *Practical Statistics for Medical Research*. London: Chapman & Hall.
- Amandeep Kaur, R. K. (2015). Comparative Analysis of Parametric and Non-Parametric Test. *Journal of Computer and Mathematical Sciences*, 6, 336-342.
- Ansari, A. R. ve Bradley, R. A. (1960). Rank-sum tests for dispersions. *The annals of mathematical statistics*, 1174-1189.
- Aytaç, M. (2004). *Matematiksel İstatistik*. (3. Baskı). Bursa: Ezgi Kitabevi.
- Bagdonavicius, V., Kruopis, J. ve Nikulin, M. S. (2011). *Non-parametric tests for complete data*, London, ISBN 978-1-84821-269-5.
- Bakker, M. ve Wicherts, J. M. (2014). Outlier removal, sum scores, and the inflation of the Type I error rate in independent samples t tests: the power of alternatives and recommendations. *Psychological methods*, 19(3), 409.
- Balakrishnan, N. ve Nevzorov, V. B. (2004). *A primer on statistical distributions*. John Wiley & Sons.
- Barnard, G. A. (1963). Some logical aspects of the fiducial argument. *JR Statist. Soc. B*, 25, 111–114.(1981) The conditional approach to robustness. *Statistics and Related Topics* AK Md. E. Saleh.
- Baroudi, J. J. ve Orlikowski, W. J. (1986). Misinformation in MIS research: The problem of statistical power.
- Başpınar, E. ve Gürbüz, F. (2000). Eşit ve Farklı Varyanslı Populasyonlardan Alınan Örneklerin Ayıklanmış (Trimmed)-t Testi ile Karşılaştırmasında Gerçekleşen I. Tip Hata ve Testin Gücü. *Journal of Agricultural Sciences*, 6(04), 57-60.
- Başar, A. ve Oktay, E. (2007). *Uygulamalı İstatistik- I*. (4. Baskı). Erzurum: Aktif.

- Bendre, S. M. (2022). *Nonparametric Statistics*. University of Hyderabad Hyderabad.
- Bindak, R. (2014). Mann-Whitney U ile Student'testinin I. Tip Hata ve Güç bakımından Karşılaştırılması: Monte Carlo Simülasyon Çalışması (011302) (5-11). *Afyon Kocatepe Üniversitesi Fen ve Mühendislik Bilimleri Dergisi*, 14(1), 5-11.
- Blair, R. C. ve Higgins, J. J. (1985). Comparison of the power of the paired samples t test to that of Wilcoxon's signed-ranks test under various population shapes. *Psychological Bulletin*, 97(1), 119.
- Boslaugh, S. (2012). *Statistics in a nutshell: A desktop quick reference*. " O'Reilly Media, Inc."
- Boslaugh, S. ve Watters, P. A. (2008). *Statistics in a Nutshell*. California: O'Reilly Media, Inc.
- Brink, D. (2010). *Statistics*. Frederiksberg: Ventus Publishing ApS.
- Brunner, E. ve Munzel, U. (2000). The nonparametric Behrens-Fisher problem: asymptotic theory and a small-sample approximation. *Biometrical Journal: Journal of Mathematical Methods in Biosciences*, 42(1), 17-25.
- Büyüköztürk, Ş., Çokluk, Ö. ve Köklü, N. (2010). *Sosyal bilimler için istatistik* (6. baskı). Ankara: Pegem Akademi.
- Cessie, S. L., Goeman, J. J. ve Dekkers, O. M. (2020). uthors' repl: Who is afraid of non-normal data? Choosing between t-tests and non-parametric tests, 183 (2), L5-L6. doi: 10.1530. E E-20-0596 Version: Publisher's Version License: Leiden University Non-exclusive license Downloaded from: <https://hdl.handle.net/1887/3184713>.
- Church, J. D. ve Wike, E. L. (1979). A Monte Carlo study of nonparametric multiple-comparison tests for a two-way layout. *Bulletin of the Psychonomic Society*, 14(2), 95-98.
- Clark, J. S., Kulig, P., Podsiadlo, K., Rydzewska, K., Arabski, K., Bialecka, M. ve Ciechanowicz, A. (2021). Kruskal-Wallis Power Studies Utilizing Bernstein Distributions; preliminary empirical studies using simulations/medical studies. arXiv preprint arXiv:2110.11676.
- Conover, W. J. (1999). *Practical nonparametric statistics* (Vol. 350). John Wiley & Sons.
- Cramer, D. (2002). *Basic statistics for social research: Step-by-step calculations & computer techniques using minitab*. Routledge.
- Daniel, W. W. (1990). *Applied Nonparametric Statistics*. (2nd. Edition). Boston: PWSKent Publishing Company.

- DePuy, V. ve Pappas, P. A. (2004). Perusing, choosing, and not mis-using: Non parametric vs. parametric tests in SAS. In 17th Annual NESUG Conference, Baltimore. Retrieved from <http://www.nesug.org/proceedings/nesug04/an/an10.pdf>.
- Deshpande, J. V., Gore, A. P. ve Shanubhogue, A. (1995). Statistical analysis of nonnormal data. Taylor & Francis.
- Divine, G., Kapke, A., Havstad, S. ve Joseph, C. L. (2010). Exemplary data set sample size calculation for Wilcoxon-Mann-Whitney tests. *Statistics in medicine*, 29(1), 108–115. <https://doi.org/10.1002/sim.3770>
- Dmitrienko, A., Chuang-Stein, C. ve D'Agostino Sr, R. B. (2007). *Pharmaceutical statistics using SAS: a practical guide*. SAS Institute.
- Driscoll, P., Lecky, F. ve Crosby, M. (2000). An introduction to everyday statistics—1. *Emergency Medicine Journal*, 17(3), 205-211.
- Dwivedi, A., Mallawaarachchi, I. ve Alvarado, L. (2017). Analysis of small sample size studies using nonparametric bootstrap test with pooled resampling method. *Statistics in Medicine*. 36. [10.1002/sim.7263](https://doi.org/10.1002/sim.7263).
- Efromovich, S. (2008). *Nonparametric curve estimation: methods, theory, and applications*. Springer Science & Business Media.
- Fagerland, M. W. ve Sandvik, L. (2009). Performance of five two-sample location tests for skewed distributions with unequal variances. *Contemporary clinical trials*, 30(5), 490-496.
- Fan, X., Felsovalyi, A., Sivo, S. A. ve Keenan, S. C. (2002). *SAS for Monte Carlo studies*. SAS Institute, Cary, 87-89.
- Field, A. P. ve Hole, G. J. (2003). *How to design and report experiments*. London: Sage Publications Inc.
- Fleishman, A. I. (1978). A method for simulating non-normal distributions. *Psychometrika*, 43(4), 521-532.
- Freedman, D. A. (2009). *Statistical models: theory and practice*. Cambridge University Press.
- Gamgam, H. (1998). *Parametrik Olmayan İstatistiksel Teknikler*. Ankara: Gazi Üniversitesi Yayınevi.
- Gao, J. (2007). *Nonlinear time series: semiparametric and nonparametric methods*. CRC Press.

- Geisser, S. ve Johnson, W. O. (2006). Modes of parametric statistical inference. John Wiley & Sons.
- Geyer, C. J. (2001). Probability and Statistics. Erişim Tarihi: 25 mart 2023, <http://www.stat.umn.edu/geyer/old/5102/#notes>.
- Gibbons, J. D. (1971). Nonparametric statistical inference. New York: McGraw- Hill Book Company.
- Gı̇miz, M. L., Kulasekera, K. B., Limnios, N. ve Lindqvist, B. H. (2011). Applied nonparametric statistics in reliability. Springer Science & Business Media.
- Gorbunova, A. A. ve Lemeshko, B. Y. (2011). Application of variance homogeneity tests under violation of normality assumption. In Proceedings of the International Workshop “Applied Methods of Statistical Analysis. Simulations and Statistical Inference”–AMSA (pp. 28-36).
- Ha, H. T. ve Yang, W. Y. (2011). Polynomially Adjusted Normal Approximation to the Null Distribution of Ansari-Bradley Statistic. The Korean Journal of Applied Statistics, 24(6), 1161-1168.
- Handcock, M. S. ve Morris, M. (2006). Relative distribution methods in the social sciences. Springer Science & Business Media.
- Harwell, M. R. (1988). Choosing between parametric and nonparametric tests. Journal of Counseling & Development, 67(1), 35-38.
- Harwell, M. R. (1990). Summarizing Monte Carlo Results in Methodological Research: The Oneway Fixed-Effects ANOVA Case.
- Harwell, M. R., Rubinstein, E. N., Hayes, W. S. ve Olds, C. C. (1992). Summarizing Monte Carlo Results in Methodological Research: The One- and Two-Factor Fixed Effects ANOVA Cases. Journal of Educational Statistics, 17(4), 315–339. <https://doi.org/10.3102/10769986017004315>
- Hayse, J. W. (2000). Using Monte Carlo analysis in ecological risk assessments. Interstate Technology, Regulatory Cooperation Work Group, and DNAPLs/Chemical Oxidation Work Team, Dense Non-Aqueous Phase Liquids [DNAPLs]: Review of Emerging Characterization and Remediation Technologies.
- Hedderich, J. ve Sachs, L. (2012). Angewandte Statistik: Methodensammlung mit R/. 14., berarb. u. erg. Aufl. Berlin, Heidelberg [ua].
- Hettmansperger, T. P. ve McKean, J. W. (1978). Statistical inference based on ranks. Psychometrika, 43(1), 69-79.

- Hinkle, D. E., Wiersma, W. ve Jurs, S. G. (1998). *Applied Statistics for the Behavioral Sciences* (4th ed.). New York: Houghton Mifflin Company.
- Hinkle, J. S. (1994). Integrating sport psychology and sports counseling: Developmental programming, education, and research. *Journal of Sport Behavior*, 17(1), 52-60.
- Imam, A., Mohammed, U. ve Moses Abanyam, C. (2014). On consistency and limitation of paired t-test, sign and Wilcoxon sign rank test. *IOSR Journal of Mathematics*, 10(1), 1-6.
- Kagan, A. M., Linnik, I. ve Rao, C. R. (1973). *Characterization problems in mathematical statistics*. Wiley, New York.
- Karagöz, M. (1998). *İstatistik Yöntemleri*, 3.Baskı, Malatya, 1998 SERPER, Özer, *Uygulamalı İstatistik-2*, Genişletilmiş 3.Baskı, Filiz Kitabevi, İstanbul.
- Karagöz, Y. (2010). Nonparametrik tekniklerin güç ve etkinlikleri. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 9(33), 18-40.
- Kartal, M. (1998). *Bilimsel Araştırmalarda Hipotez Testleri: Parametrik ve Parametrik Olmayan Teknikler*. Erzurum: Şafak Yayınevi.
- Kartal, M. (2001). *Bilimsel Araştırmalarda Hipotez Testleri*, 3.Baskı, Nobel Yayıncılık, Ankara.
- Kasapoğlu, Y. (2001). *Kolmogorov-Smirnov ve Ki-Kare Uygunluk Testlerinin Güçlerinin Karşılaştırılması (Tesadüfi Sayılar Üzerinde Bir Uygulama)*. (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Sivas: Cumhuriyet Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Kaur, A. ve Kumar, R. (2015). Comparative analysis of parametric and non-parametric tests. *Journal of computer and mathematical sciences*, 6(6), 336-342.
- Kelter, R. (2022). Power analysis and type I and type II error rates of Bayesian nonparametric two-sample tests for location-shifts based on the Bayes factor under Cauchy priors. *Computational Statistics & Data Analysis*, 165, 107326.
- Kirkwood, B. R. ve Sterne, J. A. (2010). *Essential medical statistics*. John Wiley & Sons.
- Korum, U. (1985). *Matematiksel istatistiğe giriş*. Ankara: Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi.
- Koşkan, Ö. ve Gürbüz, F. (2008). Yeniden Örnekleme (Resampling) Yaklaşımı ve t Testinin Testin Gücü ve I. Tip Hata Bakımından Karşılaştırılması. *Hayvansal Üretim*, 49(1).
- Koşkan, Ö. ve Gürbüz, F. (2009). Yeniden örnekleme ve F testinin I. tip hata ve testin gücü bakımından simülasyon yöntemi ile karşılaştırılması.

- Kulkarni, H. V. ve Patil, K. P. (2018). Two sample comparisons including zero-inflated continuous data: A parametric approach with applications to microarray experiment. *Mathematical biosciences*, 298, 19-28.
- Kurtuluş, K. (1972). *Pazarlama Araştırmaları*. İstanbul: İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Yayını.
- Küçüksille, E. (2008). Hipotez Testi. Şeref Kalaycı (Ed.). *SPSS Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistik Teknikleri*. ss. (65-69). (3. Baskı). Ankara: Asil Yayın Dağıtım Ltd. Şti.
- Lee, C. H. (2007). A Monte Carlo study of two nonparametric statistics with comparisons of type I error rates and power. Oklahoma State University.
- Lepage, Y. (1971). A combination of Wilcoxon's and Ansari-Bradley's statistics. *Biometrika*, 58(1), 213-217.
- Li, C. ve Mukherjee, A. (2021). Two economically optimized nonparametric schemes for monitoring process variability. *Quality and Reliability Engineering International*, 37(5), 1939-1955.
- MacDonald, P. (1999). Power, Type I, and Type III error rates of parametric and nonparametric statistical tests. *The Journal of Experimental Education*, 67(4), 367-379.
- Marascuilo, L. A. ve McSweeney, M. (1977). *Nonparametric and Distribution-Free Methods for Social Science*. California: Brooks/Cole Publishing Company.
- Marques de Sá, J. P. (2008). The Wonderful Curve. *Chance: The life of games and the game of life*, 67-91.
- Mazen, A. M. M., Hemmasi, M. ve Lewis, M. F. (1985). In Search of Power: A Statistical Power Analysis of Contemporary Research in Strategic Management. *Academy of Management Proceedings*, 30-34.
- Mendes, M. ve Pala, A. (2003). Type I error rate and power of three normality tests. *Pakistan Journal of Information and Technology*, 2(2), 135-139.
- Merriam-Webster, Inc. (1994). *Merriam-Webster's dictionary of English usage*. Merriam Webster.
- Mizushima, T. (2000). Multisample tests for scale based on kernel density estimation. *Statistics & probability letters*, 49(1), 81-91.
- Mollan, K. R., Trumble, I. M., Reifeis, S. A., Ferrer, O., Bay, C. P., Baldoni, P. L. ve Hudgens, M. G. (2020). Precise and accurate power of the rank-sum test for a continuous outcome. *Journal of biopharmaceutical statistics*, 30(4), 639–648. <https://doi.org/10.1080/10543406.2020.1730866>

- Mood, A. M., Graybill, F. A. ve Boes, D. C. (1974). *Introduction to the Theory of Statistics*, McGraw-Hill, New York.
- Mooney, C. Z. (1997). *Monte Carlo Simulation*. California: Sage Publications Inc.
- Mukherjee, A., Kössler, W. ve Murakami, H. (2021). Two new distribution-free two-sample tests for versatile alternative. *Statistics*, 55(5), 1123-1153.
- Myors, B., Murphy, K. R. ve Wolach, A. (2010). *Statistical power analysis: A simple and general model for traditional and modern hypothesis tests*. Routledge.
- Nachar, N. (2008). The Mann-Whitney U: A test for assessing whether two independent samples come from the same distribution. *Tutorials in quantitative Methods for Psychology*, 4(1), 13-20.
- Neave, H. R. (1998). *Elementary statistics tables*. Psychology Press.
- Neave, H. R. ve Worthington, P. L. (1988). Multiple comparisons. *Distribution-free Tests*. Unwin Hyman, Sydney, 256-60.
- Newbold, P. (2000). *İşletme ve iktisat için istatistik*. Literatür.
- Olejnik, S. F. ve Algina, J. (1987). Type I error rates and power estimates of selected parametric and nonparametric tests of scale. *Journal of Educational Statistics*, 12(1), 45-61.
- Park, H. M. (2008). Hypotesis Testing and Statistical Power of a Test. Erişim Tarihi: 01 Nisan 2023, <http://www.indiana.edu/~statmath/stat/all/power/index.html>.
- Pearson, K. (1920). Notes on the history of correlation. *Biometrika*, 13(1), 25-45.
- Penfield, D. A. (1994). Choosing a two-sample location test. *The Journal of Experimental Education*, 62(4), 343-360.
- Pratt, J. W. ve Gibbons, J. D. (2012). *Concepts of nonparametric theory*. Springer Science & Business Media. New York, Inc.
- Rasmussen, J. L. (1983). *Parametric vs nonparametric tests on non-normal and transformed data*. Tulane University, Graduate Program in Biomedical Sciences.
- Rasmussen, J. L. (1989). Data transformation, Type I error rate and power. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 42(2), 203-213.
- Raychaudhuri, S. (2008). Introduction to monte carlo simulation. In *2008 Winter simulation conference* (pp. 91-100). IEEE.
- Rusticus, S. A. ve Lovato, C. Y. (2014). Impact of sample size and variability on the power and type I error rates of equivalence tests: A simulation study. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 19(1), 11.

- Sach, L., ve Hedderich, J. (2006). *Angewandte Statistik: Methodensammlung mit R*.
- Sawilowsky, S. S. ve Fahoome, G. F. (2003). *Statistics Through Monte Carlo Simulation With Fortran*. Oak Park, MI: JMASM.
- Schuyler, J. R. (1996). *Decision analysis in projects*. P.A., USA: Project Management Institute.
- Sedgwick P. (2013). The importance of statistical power. *BMJ*, 347.
- Sedgwick, P. (2010). The Normal distribution. *BMJ*, 341.
- Sedgwick, P. (2012). Log transformation of data. *BMJ*, 345.
- Sedgwick, P. (2014). Understanding statistical hypothesis testing. *BMJ*, 348.
- Senger, Ö. (2011). Mann-Whitney, Kolmogorov-Smirnov ve Wald-Wolfowitz testlerinin I. tip hata oranları ve istatistiksel güçleri açısından Monte Carlo Simülasyon çalışması ile karşılaştırılması. (Yayınlanmış Doktora Tezi). Erzurum: Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Serper, Ö. (1996). *Uygulamalı istatistik 1*. Filiz Kitabevi.
- Shao, J. (2003). *Mathematical Statistics*. (2nd. Edition). New York: Springer Science + Business Media, LLC.
- Sheskin, D. J. (2000). *Handbook of Parametric and Nonparametric Statistical Procedures*. (3rd. Edition). Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.
- Shieh, G., Jan, S. L. ve Randles, R. H. (2006). On power and sample size determinations for the Wilcoxon–Mann–Whitney test. *Journal of Nonparametric Statistics*, 18(1), 33-43.
- Siegel, S. ve Castellan, N. J. (1988). *Non-parametric Statistics for the Behavioural Sciences*, 2nd ed. New York: McGraw-Hill.
- Siegel, S. (1956). *Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences*. Cocos (Keeling) Adaları: McGraw-Hill.
- Soleimani, H. (2009). *Non-Parametric statistics for applied linguistics research*.
- Spiegel, M. R. ve Stephens, L. J. (1999). *Schaum's outline of theory and problems of statistics*. Erlangga.
- Sprent, P. ve Smeeton, N. C. (2016). *Applied nonparametric statistical methods*. CRC press.
- Stevens, J. P. (2012). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. Routledge.

- Sünbül, S. Ö. ve Sünbül, Ö. (2016). Değişen madde fonksiyonunun belirlenmesinde kullanılan yöntemlerde I. Tip hata ve güç çalışması. *İlköğretim Online*, 15(3).
- Tashtoush, S. M. (2014). Nonparametric analysis of balanced two-period, two-treatment crossover design based on aligned rank transformation test. 32. 1318-1324. 10.5829/idosi.wasj.2014.32.07.2028.
- Trauth, M. H., Gebbers, R., Marwan, N. ve Sillmann, E. (2007). *MATLAB* recipes for earth sciences (Vol. 34). Berlin: Springer.
- Tsai, W. S., Duran, B. S. ve Lewis, T. O. (1975). Small-sample behavior of some multisample nonparametric tests for scale. *Journal of the American Statistical Association*, 70(352), 791-796.
- Ujian, K., Abdullah, N. F. ve Muda, N. (2022). An Overview Of Homogeneity Of Variance Tests On Various Conditions Based On Type 1 Error Rate And Power Of A Test. *Journal of Quality Measurement and Analysis JQMA*, 18(3), 111-130.
- Usman, M. (2015). Power efficiency of sign test and Wilcoxon signed rank test relative to t-test. *Mathematical Theory and Modeling*, 5(12), 53-59.
- Uzunoglu, A., Gökpinar, F. ve Gökpinar, E. (2014). Değişim Katsayılarının Eşitliğinin Testi İçin Kullanılan Bazı Yöntemlerin I. Tip Hata Oranları ve Güçleri Bakımından Kıyaslanmaları. *Süleyman Demirel Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Dergisi*, 18(3), 81-89.
- Ünver, Ö. ve Gamgam, H. (2008). *Uygulamalı Temel İstatistik Yöntemler*. (5. Baskı). Ankara: Seçkin Yayıncılık San. ve Tic. A.Ş.
- Vianee, B., Girish, J., Lovena, N., Krisen, P. ve Veldy, M. (2012). *SCI 1010 PROJECT on Non-Parametric Test*.
- Vogt, W. P. ve Johnson, B. (2011). *Dictionary of statistics & methodology: A nontechnical guide for the social sciences*. Sage.
- Walker, G. A. ve Shostak, J. (2010). *Common Statistical Methods for Clinical Research with SAS Examples*. (3rd. Edition). North Carolina: SAS Institute Inc.
- Walpole, R. E., Myers, R. H., Myers, S. L. ve Ye, K. (2007). *Probability Statistics for Engineers Scientist*. (8th. Edition). New Jersey: Pearson Prentice Hall.
- Warner, R. M. (2012). *Applied statistics: From bivariate through multivariate techniques*. Sage publications.
- Whitley, E. ve Ball, J. (2002). Statistics review 4: sample size calculations. *Critical care*, 6, 1-7.

- Wike, E. ve Church, J. (2013). A Monte Carlo investigation of four nonparametric multiple-comparison tests for k independent groups. *Bulletin of the Psychonomic Society*, 11, 25-28. 10.3758/BF03336756.
- Wilcox, R. R. (2009). *Fundamentals of modern Statistical Methods*. (2nd. Edition). Londra: Springer Science + Business Media, LLC.
- Wilcox, R. R., Charlin, V. L. ve Thompson, K. L. (1986). New monte carlo results on the robustness of the anova f, w and f statistics. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 15(4), 933-943.
- Wright, D. B. (2005). *Discovering Statistics Using SPSS*. (2nd. Edition). California: Sage Publications Inc.
- Zhu, X. (2021). Sample Size Calculation for Mann-Whitney U Test with Five Methods. *Int. J. Clin Trials*, 8(3), 184.
- Zhuravlyova, M. (2019). Applying the Nonparametric Approach to Build Process Control Charts. In 2019 1st International Conference on Control Systems, Mathematical Modelling, Automation and Energy Efficiency (SUMMA) (pp. 307-310). IEEE.
- Zimmerman, D. W. (1999). Type I Error Probabilities of the Wilcoxon-Mann-Whitney Test and Student T Test Altered by Heterogeneous Variances and Equal Sample Sizes. *Perceptual and Motor Skills*, 88(2), 556-558. <https://doi.org/10.2466/pms.1999.88.2.556>
- Zimmerman, D. W. (2004). Inflation of type I error rates by unequal variances associated with parametric, nonparametric, and rank-transformation tests. *Psicologica: International Journal of Methodology and Experimental Psychology*, 25(1), 103-133.

TABLolar LİSTESİ

- Tablo 1:** $\mu=0$ ve $\sigma=1$ için fleishman'ın güç fonksiyonu 71
- Tablo 2:** İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri eşit olduğunda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları. (standart sapmalar oranı=1) 81
- Tablo 3:** İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri farklı olduğunda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları. (standart sapmalar oranı=1) 87
- Tablo 4:** İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri eşit olduğunda normal, platykurtic, skewed dağılımlarda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güç aralıkları. 90
- Tablo 5:** İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri eşit olduğunda uniform-like, logistic-like, double exponential-like dağılımlarda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güç aralıkları. 90
- Tablo 6:** Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4). 94
- Tablo 7:** Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4). 94
- Tablo 8:** Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4). 95
- Tablo 9:** Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4). 95
- Tablo 10:** Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4). 96
- Tablo 11:** Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-

	whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).....	96
Tablo 12:	Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3, 1/4).	103
Tablo 13:	Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3, 1/4).	104
Tablo 14:	Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3, 1/4).	104
Tablo 15:	Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3, 1/4).	105
Tablo 16:	Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3, 1/4).	105
Tablo 17:	Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3, 1/4).....	106
Tablo 18:	İki örnek arasında örneklem büyüklükleri farklı olduğunda normal, platykurtic, skewed dağılımlarda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güç aralıkları.	109
Tablo 19:	İki örnek arasında örneklem büyüklükleri farklı olduğunda uniform-like, logistic-like, double exponential-like dağılımlarda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güç aralıkları.	109
Tablo 20:	Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).	113
Tablo 21:	Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).	113
Tablo 22:	Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).	114

- Tablo 23:** Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4 114
- Tablo 24:** Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4). 115
- Tablo 25:** Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4)..... 115
- Tablo 26:** Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4). 121
- Tablo 27:** Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4). 122
- Tablo 28:** Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4). 122
- Tablo 29:** Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4). 123
- Tablo 30:** Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4). 123
- Tablo 31:** Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki küçük örneklerde double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4)..... 124
- Tablo 32:** Büyük örneklerde örneklem boyutları eşit olduğunda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları. (standart sapmalar oranı=1) 129

Tablo 33:	Büyük örneklerde örneklem boyutları farklı olduğunda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları. (standart sapmalar oranı=1)	134
Tablo 34:	Büyük örneklerde örneklem boyutları farklı olduğunda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları. (standart sapmalar oranı=1)	135
Tablo 35:	İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri eşit olduğunda normal, platykurtic, skewed dağılımlarda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güç aralıkları.	137
Tablo 36:	İki örneklem arasında örneklem büyüklükleri eşit olduğunda uniform-like, logistic-like, double exponential-like dağılımlarda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güç aralıkları.	138
Tablo 37:	Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).	141
Tablo 38:	Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).	142
Tablo 39:	Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).	142
Tablo 40:	Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4). ...	143
Tablo 41:	Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).	143
Tablo 42:	Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 2, 3, 4).	144
Tablo 43:	Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).	148

- Tablo 44:** Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).
..... 148
- Tablo 45:** Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).
..... 149
- tablo 46:** eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).
..... 153
- Tablo 47:** Eşit örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapma oranı = 1/2, 1/3 ve 1/4).
..... 153
- Tablo 49:** İki örnek arasında örneklem büyüklükleri farklı olduğunda normal, platykurtic, skewed dağılımlarda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güç aralıkları. 157
- Tablo 50:** İki örnek arasında örneklem büyüklükleri farklı olduğunda uniform-like, logistic-like, double exponential-like dağılımlarda wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güç aralıkları. 158
- Tablo 51:** Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapmalar oranı = 2, 3, 4, 1/2, 1/3, 1/4). 161
- Tablo 52:** Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapmalar oranı = 2, 3, 4, 1/2, 1/3, 1/4). 162
- Tablo 53:** Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapmalar oranı = 2, 3, 4, 1/2, 1/3, 1/4). 163
- Tablo 54:** Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney

ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapmalar oranı = 2, 3, 4, 1/2, 1/3, 1/4).....	166
Tablo 55: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapmalar oranı = 2, 3, 4, 1/2, 1/3, 1/4).....	169
Tablo 56: Farklı örnek büyüklüğüne ve heterojen varyansa sahip iki örnek arasındaki büyük örneklerde double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin güçleri (standart sapmalar oranı = 2, 3, 4, 1/2, 1/3, 1/4).	172
Tablo 57: Tanımlayıcı istatistikler	173
Tablo 58: Arçelik firmasına ait analiz bulguları	174
Tablo 59: Vestel firmasına ait analiz bulguları.....	175
Tablo 60: Firmaların test bulgularına ait etkinlik (p) değerlerinin karşılaştırılması	177

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1:	Normal dağılımın histogramı.....	36
Şekil 2:	Platykurtic dağılımın histogramı	37
Şekil 3:	Skewed dağılımın histogramı	37
Şekil 4:	Uniform-like dağılımın histogramı	38
Şekil 5:	Logistic-like dağılımın histogramı.....	38
Şekil 6:	Double exponential-like dağılımın histogramı	39
Şekil 7:	Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.	77
Şekil 8:	Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları. ..	78
şekil 9:	küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.	78
Şekil 10:	Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.	79
Şekil 11:	Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları. .	79
Şekil 12:	Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda double exponential-like için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.	80
Şekil 13:	Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda normal için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.	84
Şekil 14.	Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda platykurtic için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.	84
Şekil 15:	Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda skewed için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.	85
Şekil 16:	Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda uniform-like için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları.	85

- Şekil 17:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda logistic-like için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları. 86
- Şekil 18:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda double exponential-like için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları. 86
- Şekil 19:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 91
- Şekil 20:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 91
- Şekil 21:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 92
- Şekil 22:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 92
- Şekil 23:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 93
- Şekil 24:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 93
- Şekil 25:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 100
- Şekil 26:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 100

- Şekil 27:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 101
- Şekil 28:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 101
- Şekil 29:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 102
- Şekil 30:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 102
- Şekil 31:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 110
- Şekil 32:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 110
- Şekil 33:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 111
- Şekil 34:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 111
- Şekil 35:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 112

- Şekil 36:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 112
- Şekil 37:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 118
- Şekil 38:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 118
- Şekil 39:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 119
- Şekil 40:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 119
- Şekil 41:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 120
- Şekil 42:** Küçük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 120
- Şekil 43:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları..... 126
- Şekil 44:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları..... 126
- Şekil 45:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları..... 127
- Şekil 46:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları..... 127

- Şekil 47:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları..... 128
- Şekil 48:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları..... 128
- Şekil 49:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları..... 131
- Şekil 50:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları..... 132
- Şekil 51:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları..... 132
- Şekil 52:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları. 133
- Şekil 53:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları. 133
- Şekil 54:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin 1. tip hataları..... 134
- Şekil 55:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 138
- Şekil 56:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 139
- Şekil 57:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 139
- Şekil 58:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 140

- Şekil 59:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 140
- Şekil 60:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 141
- Şekil 61:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 146
- Şekil 62:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 147
- Şekil 63:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 147
- Şekil 64:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 151
- Şekil 65:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 152
- Şekil 66:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri eşit olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 152
- Şekil 67:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 158

- Şekil 68:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 159
- Şekil 69:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 159
- Şekil 70:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda normal dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 160
- Şekil 71:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda platykurtic dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 160
- Şekil 72:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda skewed dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 161
- Şekil 73:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 165
- Şekil 74:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda uniform-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 165
- Şekil 75:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 168
- Şekil 76:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda logistic-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 168

- Şekil 77:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 2, 3 ve 4 iken). 171
- Şekil 78:** Büyük örneklerde örnek büyüklükleri farklı olduğunda, varyansların heterojen olduğu durumda double exponential-like dağılım için wilcoxon, mann-whitney ve ansari-bradley testlerinin istatistiksel güçleri (standart sapma oranları 1/2, 1/3 ve 1/4 iken). 172

ÖZGEÇMİŞ

Sahib RAMAZANOV, eğitim hayatına Gürcistan'da başlamış ve sonra da ortaokul ve lise eğitimini Azerbaycan/Bakü'de tamamlamıştır. Daha sonra Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme bölümünden mezun olmuştur. 2019 yılında Kafkas Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı'nda yüksek lisansını tamamlamıştır. Doktora eğitimine ise 2020 yılında Karabük Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı'nda başlamıştır.