



T.C.
ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SAĞLIK BİLİMLERİ
ENSTİTÜSÜ
BİYOİSTATİSTİK
ANABİLİM DALI



**BİR YÖNLÜ VARYANS ANALİZİNE ALTERNATİF OLAN
PARAMETRİK VE PARAMETRİK OLMAYAN k-ÖRNEKLEM
TEST PROSEDÜRLERİNİN PERFORMANSLARININ
KARŞILAŞTIRILMASI**

ASLI CEREN MACUNLUOĞLU

(YÜKSEK LİSANS TEZİ)

BURSA-2019





T.C.
ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
BİYOİSTATİSTİK ANABİLİM DALI



**BİR YÖNLÜ VARYANS ANALİZİNE ALTERNATİF OLAN
PARAMETRİK VE PARAMETRİK OLMAYAN K-
ÖRNEKLEM TEST PROSEDÜRLERİNİN
PERFORMANSLARININ KARŞILAŞTIRILMASI**

Aslı Ceren MACUNLUOĞLU

(YÜKSEK LİSANS TEZİ)

DANIŞMAN:

Doç. Dr. Gökhan OCAKOĞLU

BURSA-2019

T.C.
ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

ETİK BEYAN


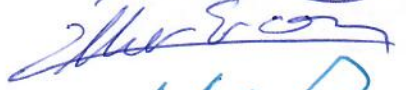

Yüksek Lisans tezi olarak sunduğum
“Bir Yönlü Varyans Analizine Alternatif Olan Parametrik ve Parametrik Olmayan
k-Örneklem Test Prosedürlerinin Performanslarının Karşılaştırılması” adlı
çalışmanın, proje safhasından sonuçlanmasına kadar geçen bütün süreçlerde bilimsel
etik kurallarına uygun bir şekilde hazırlandığını ve yararlandığım eserlerin kaynaklar
bölümünde gösterilenlerden oluştuğunu belirtir ve beyan ederim.

Aslı Ceren MACUNLUOĞLU
01/08/2019



SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜ'NE

Biyostatistik Anabilim Dalı Yüksek Lisans öğrencisi Aslı Ceren MACUNLUOĞLU tarafından hazırlanan “Bir Yönlü Varyans Analizine Alternatif Olan Parametrik ve Parametrik Olmayan k-Örnekleme Test Prosedürlerinin Performanslarının Karşılaştırılması” konulu Yüksek Lisans tezi 01/08/2019 günü, 11:00-12.00 saatleri arasında yapılan tez savunma sınavında jüri tarafından oy birliği/oy çokluğu ile kabul edilmiştir.

	<u>Adı-Soyadı</u>	<u>İmza</u>
Tez Danışmanı	Doç. Dr. Gökhan OCAKOĞLU	
Üye	Prof. Dr. İlker ERCAN	
Üye	Dr. Öğr. Üyesi M. Çağatay BÜYÜKUYSAL	
Üye		
Üye		

Bu tez Enstitü Yönetim Kurulu'nun tarih ve sayılı toplantısında alınan numaralı kararı ile kabul edilmiştir.

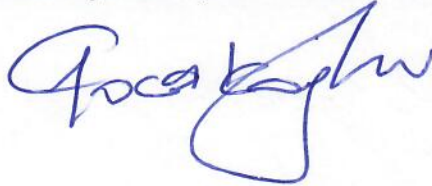
Prof.Dr. Gülşah ÇEÇENER
Enstitü Müdürü

TEZ KONTROL ve BEYAN FORMU

01/08/2019

Adı Soyadı: Aslı Ceren MACUNLUOĞLU**Anabilim Dalı:** Biyoistatistik Anabilim Dalı**Tez Konusu:** Bir Yönlü Varyans Analizine Alternatif Olan Parametrik ve Parametrik Olmayan k-Örnekleme Test Prosedürlerinin Performanslarının Karşılaştırılması

<u>ÖZELLİKLER</u>	<u>UYGUNDUR</u>	<u>UYGUN DEĞİLDİR</u>	<u>AÇIKLAMA</u>
Tezin Boyutları	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Dış Kapak Sayfası	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
İç Kapak Sayfası	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Kabul Onay Sayfası	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Sayfa Düzeni	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
İçindekiler Sayfası	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Yazı Karakteri	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Satır Aralıkları	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Başlıklar	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Sayfa Numaraları	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Eklerin Yerleştirilmesi	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Tabloların Yerleştirilmesi	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Kaynaklar	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	

ANABİLİM DALI ONAYI**Ünvanı Adı Soyadı:** Doç. Dr. Gökhan OCAKOĞLU**İmza:****ENSTİTÜ ONAYI****Ünvanı Adı Soyadı:****İmza:**

İÇİNDEKİLER

Dış Kapak	
İç Kapak	
ETİK BEYAN	II
KABUL ONAY	III
TEZ KONTROL BEYAN FORMU.....	IV
İÇİNDEKİLER.....	V
TÜRKÇE ÖZET	VII
İNGİLİZCE ÖZET	VIII
1. GİRİŞ	1
2. GENEL BİLGİLER	5
2.1. Parametrik Testler	5
2.1.1. F testi	5
2.1.2. Welch Testi.....	7
2.1.3. Alexander-Govern Testi	8
2.1.4. James Second-Order Testi.....	9
2.1.5. Brown-Forsythe Testi.....	11
2.2. Parametrik Olmayan Testler.....	12
2.2.1. Kruskal-Wallis Testi.....	13
2.2.2. Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Testi Üzerine Temellenen Modifiye Versiyonu	14
2.2.3. Mood'un Medyan Testi	15
2.2.4. Van der Waerden Testi.....	16
2.2.5. Savage Testi.....	17
3. GEREÇ VE YÖNTEM	19
3.1. Örneklem Büyüklüğüne İlişkin Senaryolar	20
3.2. Dağılıma İlişkin Senaryolar	22
3.3. Varyanslara İlişkin Senaryolar.....	23
4. BULGULAR	25
4.1. Örneklem hacminin dengeli, grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği karşılaştırmalar.....	25
4.2. Örneklem hacminin dengeli olmadığı, grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği karşılaştırmalar	32

4.3. Örnekleme hacminin dengeli, grup varyanslarının homojen olmadığı ancak verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği karşılaştırmalar.....	41
4.4. Örnekleme hacminin dengeli olmadığı, grup varyanslarının homojen olmadığı ancak verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği karşılaştırmalar	49
4.5. Örnekleme hacminin dengeli, grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği karşılaştırmalar.....	65
4.6. Örnekleme hacminin dengeli olmadığı, grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği karşılaştırmalar	74
4.7. Örnekleme hacminin dengeli olduğu, grup varyanslarının homojen olmadığı ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği karşılaştırmalar	84
4.8. Örnekleme hacminin dengeli olmadığı, grup varyanslarının homojen olmadığı ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği karşılaştırmalar	93
5. TARTIŞMA ve SONUÇ	110
6. KAYNAKLAR	127
7. SİMGELER VE KISALTMALAR	134
8. TEŞEKKÜR.....	135
9.ÖZGEÇMİŞ.....	136

TÜRKÇE ÖZET

Parametrik bir test olan varyans analizi, ikiden fazla anakütle ortalamasının karşılaştırılması amacıyla kullanılmakta olup, bu amaç doğrultusunda en sık kullanılan, en önemli istatistiksel yöntemlerden birisidir. Varyans analizinin uygulanabilmesi için gerekli olan varsayımlar verilerin normal dağılıma uygunluk göstermesi, karşılaştırılacak olan grup varyanslarının homojen olması ve gözlem değerlerinin bağımsızlığı olup; bu varsayımların ihlal edilmesi durumunda araştırmacıların varyans analizi yerine farklı test prosedürlerine yönelmesi alternatif bir strateji olarak kabul edilmektedir.

Bu tez çalışmasında, bir yönlü varyans analizinin parametrik ve parametrik olmayan alternatifleri arasında olup literatürde yer alan Welch, Alexander-Govern, Brown-Forsythe, James Second-Order, Kruskal-Wallis, Kruskal-Wallis testinin permütasyon testi üzerine temellenen modifiye versiyonu, Mood'un Medyan testi, Van der Waerden ve Savage testlerinin deneme başında belirlenen Tip- I hata olasılığını nominal düzeyde koruma yönündeki performansları F testiyle karşılaştırmalı bir şekilde incelenmiştir. Testlerin Tip- I hatayı koruma yönünden performanslarının; varyansların homojen ve heterojen olduğu, örneklem büyüklüklerinin dengeli ve dengeli olmadığı, verilerin dağılımının normal dağılıma uygun olduğu ve normal dağılımdan uzaklaştığı durumlarda karşılaştırılacak olan grup sayılarının değişmesi ile birlikte nasıl etkilendiği simülasyon senaryoları üzerinde incelenmiştir.

F testinin literatürde belirtildiği üzere normal dağılımın ihlali durumunda sağlamlığını devam ettirme eğiliminde olduğu buna karşın, varyansların homojenliği varsayımının ihlal edilmesi durumundan daha çok etkilendiği belirlenmiştir. Bu doğrultuda varyansların homojenliğinin ihmal edilmesi durumunda tez çalışmasının bulguları çerçevesinde, gruplardaki birim sayısının eşit olmasından ya da farklılaşmasından, verinin uygunluk gösterdiği dağılımını normal dağılımdan farklılaşmasından ya da karşılaştırılacak olan grup sayısının farklılaşmasından F testinden daha az düzeyde etkilendikleri yönünde performansı serigleyen Welch, Alexander-Govern ve James Second-Order testleri, F testinin alternatifi olarak önerilebilecek testlerdir.

Anahtar Kelimeler: Varyans analizi, normal dağılıma uygunluk, parametrik, parametrik olmayan k-örneklem testleri

İNGİLİZCE ÖZET

COMPARISON of SOME PARAMETRIC and NONPARAMETRIC k-SAMPLE TEST PROCEDURES' PERFORMANCES as an ALTERNATIVE to ONE-WAY ANALYSIS of VARIANCE

The one-way analysis of variance, which is a parametric test, is used to compare the mean of more than two populations and is one of the most important statistical methods used for this purpose. The assumptions necessary for the application of variance analysis are that the data follows to the normal distribution, the homogeneity of the group variances to be compared and the independence of the observations; if these assumptions are violated, it is considered an alternative strategy for researchers to turn to use different test procedures rather than analysis of variance.

In this thesis, Welch, Alexander-Govern, Brown-Forsythe, James Second-Order, Kruskal-Wallis, modified version of Kruskal-Wallis test based on permutation test, Mood's Median, Van der Waerden and Savage tests in terms of maintaining the probability of Type- I error determined at the beginning of the experiment was compared with the F test. The performance of the tests in terms of to protect Type I error; the variances are homogeneous and heterogeneous, the sample size is not balanced and balanced, the distribution of the data is appropriate to the normal distribution and abnormal distribution in the number of groups to be compared with how the change is affected by simulation scenarios.

As indicated in the literature, the F test tended to maintain its robustness in the even of a violation of the normal distribution, whereas it was found that the homogeneity of the variances was more affected by the assumption of a violation. In this respect, if the homogeneity of variances is neglected, Welch, Alexander-Govern and James Second-Order tests, which are not affected by the equal or differentiation of the number of units in the groups within the framework of the findings of the thesis, are the tests that can be proposed as an alternative to the F test.

Keywords: Analysis of variance, conformity of normal distribution, parametric, nonparametric k-sample tests

1. GİRİŞ

Bir araştırma sonucunda en az eşit aralıklı ölçekle elde edilen verilere uygulanacak olan veri analiz yöntemleri; varyans, örneklem büyüklüğü, verilerin dağılımı ve karşılaştırılacak olan grup sayısına göre farklılık göstermektedir. İstatistiksel veri analizinin en önemli adımlarından biri, veriyi analiz etmek için kullanılacak olan test prosedürünün parametrik veya parametrik olmayan bir test olup olmayacağına karar verilmesidir. Parametrik testler, verilerin aralıklı veya oransal ölçekle ölçülmüş olmasını gerektiren, belirli varsayımların sağlanması sonucunda uygulanabilen istatistiksel yöntemlerdir. Parametrik olmayan testler; parametrik testlerin uygulanabilmesi için gerekli varsayımların sağlanmadığı durumlarda alternatif olarak tercih edilen, istatistiksel prosedürlerdir. Parametrik olmayan testlerin uygulanabilmesi için, verilerin sınıflayıcı ya da sıralayıcı ölçekle ölçülmüş olması yeterli olurken, bu testler konum parametresi olarak veri grubunun medyan değerini dikkate almaktadırlar. Parametrik olmayan testlerde veriler küçükten büyüğe sıralanmakta ve bu sıralama sonucunda verilere sıra numaraları verilmektedir. Her veri değerleri yerine, sıra numaraları üzerinden işlem yapılacağı için veri grubundaki sıralamanın doğru yapılmış olması gerekmektedir. Bu özellik ise uç değerlerin, konum parametresi olarak kullanılan medyan değerini etkilemesini engellemektedir.

Parametrik bir test olan varyans analizi, ikiden fazla anakütle ortalamasının karşılaştırılması amacıyla kullanılmakta olup, bu amaç doğrultusunda en sık kullanılan, en önemli istatistiksel yöntemlerden birisidir (Luepsen, 2017; Peterson, 1968). Varyans analizinin uygulanabilmesi için gerekli olan varsayımlar; gözlem değerlerinin bağımsızlığı, ortalamaları karşılaştırılacak olan örneklemelerin geldiği anakütlelerin normal dağılıma uygunluk göstermesi ve anakütle varyanslarının homojen olması şeklinde sıralanabilir (Moder, 2010). Parametrik testleri doğru bir şekilde kullanmak için testlerin kullanımında gerekli olan varsayımların kontrol edilmesi süreci oldukça önem taşımaktadır (Leech ve Onwuegbuzie, 2002). Uygulamalarda, varsayımların ihlal edildiği durumlarda sorunlar ortaya çıkmakta; bu

da Tip- I hatanın artmasına ve eş zamanlı olarak testin gücünün azalmasına dolayısıyla da arařtırmacının hatalı sonuçlar elde ederek yanlış yönlendirilmesine neden olmaktadır (Patrick, 2007).

Varyans analizinde varsayım ihlallerinin ve bu ihlallerin analiz sonuçları üzerine etkilerinin arařtırılması 80 yılı aşkın bir süredir sürdürölmektedir. Pearson (1931), normallik varsayımının ihlali durumunda etkilerini inceleyen öncülerden birisi olmuřtur. O zamandan beri varyansların homojen olmadığı durumda sonuçlar üzerine etkisini ya da normal dağılıma uygunluk göstermeyen verilerin ya da her ikisinin etkisini birlikte inceleyen birçok çalışma yapılmıřtır. Glass ve ark. (1972) ile Wilcox (1995) normallik varsayımının ihlalinin Tip- I hata üzerindeki etkisini incelemiřlerdir. Wilcox (1995), normal dağılıma uygunluk göstermeyen örneklemelerin Tip- I hata üzerinde bir miktar etkisi olduđunu ancak varyansların homojen olması durumunda etkinin minimum olduđu sonucuna varmıřtır. Glass ve ark. (1972), varyansların homojen olması durumunda çalışmalarında Wilcox (1995)'la benzer sonuçları raporlamıřlardır. Buning (1997) çalışmasında, F testi ve F testine alternatif olarak çalışmasına dahil ettiđi Kruskal-Wallis, Normal skor testi ve Welch testinin performanslarını Tip- I hata ve güç yönünden incelemiřtir. Testlerin performanslarını, verilerin normal dağılıma uygunluk göstermesi ve göstermemesi durumunda eşit ve eşit olmayan örneklem büyüklüklerinde, varyansların homojen olup olmaması bakımından çeřitli simölasyon senaryoları altında deđerlendirmiřtir. Mendeř (2002) çalışmasında, varyans analizinin en önemli varsayımlarından olan ortalamaları karşılaştırılacak olan örneklemelerin geldiđi anakütlelerin normal dağılıma uygunluk göstermesi ve anakütle varyanslarının homojen olması şartlarının sağlanmadığı durumunda, varyans analizi tekniđinin ve yerine kullanılabilir alternatif testler olarak çalışmasına dahil ettiđi Marascuilo, Welch, Brown-Forsythe, James second-order, Wilcox ve Alexander-Govern testlerinin performanslarını, Tip- I hata olasılıđı ve güç bakımından deđerlendirmiřtir. Oluřturulan simölasyon senaryoları sonucunda testlerin performanslarının, varyansların homojen olup olmamasından, grup ortalamalarının birbirinden farklı olmasından ve örneklem büyüklüklerinin eşit olup olmamasından etkilendiđi görölmüřtür. Patrick (2007) çalışmasında, varyans analizinin uygulanabilmesi için gerekli olan varsayımların ihlal edildiđi durumda, F testini ve bu teste alternatif olan Kruskal-Wallis testi ve Normal Skor testini Tip- I

hata olasılığı ve testin gücü bakımından karşılaştırmıştır. Bu karşılaştırmalar sonucunda, verilerin normal dağılıma uygunluk göstermemesi durumunda Tip- I hata açısından Kruskal-Wallis testi ve Normal Skor testinin; güç bakımından ise Kruskal-Wallis testinin F testine göre daha iyi sonuçlar verdiğini raporlamıştır. Verilerinin hem normal dağılıma uygunluk göstermediği hem de grup varyanslarının homojen olmadığı durumlarda da yine Kruskal-Wallis testi ve Normal Skor testinin daha iyi performans gösterdiğini raporlamışlardır. Moder (2010) çalışmasında varyansların homojen olmadığı, örneklem büyüklüklerinin dengeli ve dengeli olmadığı durumda tek yönlü varyans analizine alternatif olarak önerilebilecek konum parametresini karşılaştırmayı hedefleyen uygun bir test bulmayı önermeyi amaçlamıştır. En uygun test prosedürünü belirlemek için F testi, Welch testi, ağırlıklandırılmış F testi, Kruskal-Wallis testi ve Kruskal-Wallis testinin permütasyon versiyonunu ve Hotelling T² testlerini karşılaştırmıştır. Gruplardaki örneklem büyüklüğünün farklı olduğu durumlarda, incelenen tüm testlerin yeterli performanslar göstermediği sonucuna ulaşılmıştır. Karşılaştırılan testler arasında varyansların homojen olmadığı ve dengeli örneklem büyüklüğü için Hotelling T² testinin en iyi performansı gösterdiği raporlanmıştır. Moder (2010) çalışmasında, dengeli olmayan örneklem büyüklüklerinin bulunduğu durumlarda gruplara ait konum parametrelerinin detaylı bir şekilde araştırılması gerektiğini belirtmiştir. Liu (2015) çalışmasında, varyansların homojen olmadığı durumlarda, örneklem büyüklüğünün dengeli ve dengeli olmadığı, verilerin dağılımının normal dağılıma uygunluk gösterdiği ve göstermediği durumlarda Tip- I hata ve güç bakımından en uygun yöntemi bulmak için F testi, Welch testi ve Kruskal-Wallis testinin performanslarını karşılaştırmıştır. F testinin, Tip- I hata açısından varyansların homojen olduğu, verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği, örneklem büyüklüğünün dengeli olduğu ve dengeli olmadığı üç grup üzerinden yapılan karşılaştırmalarında Tip- I hatayı kontrol altında tutmak adına en iyi performansı gösterdiğini belirtmiştir. Yine varyansların heterojenliğinden en fazla etkilenen testin F testi olduğunu raporlamıştır. Welch testinin ise varyansların homojen olmadığı, verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği, örneklem büyüklüğünün dengeli olduğu ve dengeli olmadığı üç grup karşılaştırmalarında en iyi sonucu veren test olduğu ifade etmiş; buna karşın verilerin normal dağılıma uygunluk göstermediği durumda F ve Welch testinin Tip- I hatayı koruyamadığını raporlamıştır.

Kruskal-Wallis testinin grup varyanslarının heterojenliğinin düşük düzeyde, verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği ve örneklem büyüklüğünün dengeli olduğu durumlarda yeterli; varyansların heterojen olduğu, dağılımın normal dağılıma uygunluk göstermediği durumda ise en yetersiz performansı gösterdiğini belirtmiştir.

Bu tez çalışmasında, bir yönlü varyans analizine alternatif olan parametrik ve parametrik olmayan k-örneklem testlerinin Tip- I hatayı koruma yönünden performanslarının; varyansların homojen ve heterojen olduğu, örneklem büyüklüklerinin dengeli ve dengeli olmadığı, verilerin dağılımının normal dağılıma uygun olduğu ve normal dağılımdan uzaklaştığı durumlarda karşılaştırılacak olan grup sayılarının değişmesi ile birlikte nasıl etkilendiğinin incelenmesi amaçlanmıştır. Çalışmaya F testinin parametrik alternatifi olarak Welch, Alexander-Govern, Brown-Forsythe, James Second-Order testleri ve parametrik olmayan alternatifleri olarak Kruskal-Wallis, Kruskal-Wallis testinin permütasyon testi üzerine temellenen modifiye versiyonu, Mood'un Medyan testi, Van der Waerden ve Savage testleri dahil edilmiştir. Testlerin, Tip- I hatayı koruma yönünden performanslarının simülasyon senaryoları yardımıyla karşılaştırılması hedeflenmiştir.

2. GENEL BİLGİLER

2.1. Parametrik Testler

Parametrik testler, verilerin aralıklı veya oransal ölçekle ölçülmüş olmasını gerektiren gerek araştırılan problemlerin çözümlenmesinde gerekse elde edilen sonuçların yorumlanmasında gözlem değerlerinin geldiğine inanılan anakütle hakkında birçok varsayımı dikkate alan istatistiksel prosedürlerdir. Parametrik testlerin kullanılabilmesi için gerekli olan varsayımlar; gözlem değerlerinin bağımsızlığı, ortalamaları karşılaştırılacak olan örneklemelerin geldiği anakütlelerin normal dağılıma uygunluk göstermesi ve anakütle varyanslarının homojen olması şeklinde sıralanabilir (Moder, 2010).

Normal dağılıma uygunluk ya da varyansların homojenliğini içeren varsayımlarının ihlal edilmesi durumunda denemeler sonunda elde edilen Tip- I hata olasılığı ve testin gücü olumsuz yönde etkilenir. Karşılaştırılan gruplardaki örneklem sayılarının dengeli olmaması durumunda bu olumsuz etki daha da belirgin hale gelmektedir (Bishop ve Dudewicz, 1978; Piepho, 1996). Bu durumda parametrik olmayan testlere yönelmek alternatif bir strateji olarak kabul edilmektedir.

2.1.1. F Testi

Varyans analizi, ikiden fazla anakütle ortalamasının karşılaştırılması amacıyla kullanılmakta olup, bu doğrultuda en sık kullanılan, en önemli istatistiksel yöntemlerden birisidir (Luepsen, 2017; Peterson, 1968).

X_{ij} , i. gruptaki, j. örnekleme göstermek üzere; $i=1, \dots, k$; $j=1, \dots, n_i$; $N = \sum n_i$ olarak gösterilen tüm gruplardaki örneklem büyüklüğü olsun.

X_{ij} 'ler birbirinden bağımsız, μ_i ve σ_i^2 parametrelerine sahip normal dağılıma uygunluk gösterdikleri varsayılır. Bu parametrelere ait en iyi doğrusal yansız tahmin edicileri; $\bar{X}_i = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} X_{ij}}{n_i}$ ve $S_i^2 = \frac{\sum (X_{ij} - \bar{X}_i)^2}{n_i - 1}$ olur.

Denemeler sonucunda elde edilen veriler $Y_{ij} = \mu + \alpha_j + \varepsilon_{ij}$ şeklinde tek faktörlü bir modelle tanımlansın. Burada;

Y_{ij} : i. grup için j. gözlemindeki cevap değişkeninin değeridir.

μ : Genel ortalama

α_j : j. gözlemin etkisi

ε_{ij} : deneme hatasıdır. ε_{ij} 'ler normal dağılıma sahip, ortalaması 0 ve σ_i^2 ortak varyansa sahiptir. ε_{ij} 'lerin birbirlerinden bağımsız oldukları varsayılır.

Grup ortalamaları arasındaki fark olup olmadığını araştırmak için kullanılan hipotez ailesi aşağıdaki gibidir;

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k \text{ ve}$$

$$H_1: \mu_i \neq \mu_j \text{ şeklinde kurulur.}$$

Ortalamalar arasındaki farkları analiz edebilmek için genel kareler toplamı (GKT), gruplar arası kareler toplamı (GAKT) ve grup içi kareler toplamının (GİK) hesaplanması gerekir. Bu hesaplamalar Eşitlik 1, Eşitlik 2 ve Eşitlik 3 ile gösterilmiştir.

$$GKT = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_{..})^2 \quad (1)$$

$$GAKT = \sum_{i=1}^k n_i (X_{i.} - \bar{X}_{..})^2 \quad (2)$$

$$GİK = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_{i.})^2 \quad (3)$$

F testi için gerekli olan test istatistiğini hesaplamak için gruplar arası kareler ortalaması (GAKO) ve grup içi kareler ortalaması (GİKO) hesaplanır. GAKO ve GİKO, GAKT ve GİKT' nin serbestlik derecelerine bölünmeleriyle elde edilir. Bu hesaplamalar Eşitlik 4 ve Eşitlik 5 ile ifade edilmiştir. Test istatistiği ise Eşitlik 6 ile elde edilir.

$$GAKO = \frac{GAKT}{k-1} \quad (4)$$

$$GİKO = \frac{GİK}{N-k} \quad (5)$$

$$F = \frac{GAKO}{GİKO} \sim F_{\alpha;k-1,N-k} \quad (6)$$

Eğer $F > F_{\alpha;k-1,N-k}$ ise belirlenen yokluk hipotezi reddedilir.

2.1.2. Welch Testi

Welch testi, iki grup karşılaştırması yapılırken anakütle varyanslarının homojen olmaması sonucunda ortaya çıkan Behren-Fisher probleminin çözümü için Welch (1947) tarafından önerilen testin, üç veya daha fazla anakütle ortalamasının karşılaştırılması için genelleştirilmiş versiyonudur (Welch, 1951). Verilerin normal dağılıma uygunluk göstermesi durumunda F testi yerine kullanılacak parametrik bir testtir.

Welch testinin, anakütle ortalamalarının karşılaştırılacağı her bir grupta 10 ve üzeri eşit sayıda birim olduğunda, Tip- I hata olasılığını koruduğu raporlanmıştır (Bonett ve Price, 2002). Fakat Tip- I hata düzeyinin korunması, her deneme koşulu için geçerli değildir. Grup sayısı, her bir gruptaki birim sayısı, verilerin normal dağılımdan ve varyansların homojenliğinden sapma durumları Tip- I hatayı etkilemektedir (Kohr ve Games, 1974). Welch testi, F testine alternatif olarak kabul edilen, varyans homojenliği varsayımının ihlal edilmesine karşı sağlam bir testtir (Cribbie ve ark, 2012).

Welch test istatistiğini hesaplamak için her k grup için ağırlıklandırma katsayısı (w_i) hesaplanır. Burada ağırlıklandırma katsayısı, gruplardaki örneklem sayısı ve örneklem varyansına dayanmaktadır.

$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$ yokluk hipotezi altında Welch test istatistiği Eşitlik 7 ile elde edilir (Welch, 1951).

$$F_W = \frac{\sum_{i=1}^k w_i (\bar{x}_i - \hat{\mu})^2 / (k-1)}{1 + [2(k-2)/k^2 - 1] \sum h_i} \quad (7)$$

Burada, ağırlıklandırma katsayısı (w_i) = n_i/s_i^2 , $\hat{\mu} = \sum_{i=1}^k w_i x_i / W$, $W = \sum_{i=1}^k w_i$, $h_i = (1 - w_i/W)^2 / (n_i - 1)$ 'dir.

Elde edilen test istatistiği F_W , k-1 ve f serbestlik derecesi ile $F_{k-1, f}$ dağılımına sahiptir. Burada $f = (k^2 - 1) / (3 \sum h_i)$ formülüyle elde edilir. $F_W > F_{\alpha; k-1, f}$ ise belirlenen yokluk hipotezi reddedilir.

2.1.3. Alexander-Govern Testi

Alexander-Govern (AG) testi, Alexander ve Govern (1994) tarafından geliştirilen, F testine alternatif olan bir başka testtir ve bu test gruplardaki birim sayılarının eşit olmadığı durumlarda kullanılır. Verilerin normal dağılıma uygunluk göstermesi durumunda F testi yerine kullanılabilir parametrik bir testtir.

Alexander-Govern (AG) test istatistiğini hesaplamak için öncelikle her k grup için standart hata Eşitlik 8 ile ve ikinci adım olarak her k grup için ağırlıklandırma katsayısı (W_i) Eşitlik 9 ile hesaplanır.

$$S_{\bar{X}_i} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{n_i} (X_j - \bar{X}_i)^2}{n_i(n_i-1)}} = \sqrt{\frac{S_i^2}{n}} \quad (8)$$

$$W_i = \frac{1/S_i^2}{\sum_{i=1}^k (1/S_i^2)} \quad (9)$$

Genel ortalamanın varyansla ağırlıklandırılmış tahmini (X^+), Eşitlik 10 ile hesaplanır.

$$X^+ = \sum_{i=1}^k W_i \bar{X}_i \quad (10)$$

Her bir grup için t istatistiği Eşitlik 11 ile hesaplanır.

$$t_i = \frac{\bar{X}_i - X^+}{S_{\bar{X}_i}} \quad (11)$$

AG yaklaşımında, hesaplanan t_i değerleri, normalizasyon yaklaşımı kullanılarak standart normal dağılıma (Z_i) dönüştürülür. Burada Z_i , Eşitlik 12 ile elde edilir (Hill, 1970).

$$Z_i = c + \frac{(c^3 + 3c)}{b} - \frac{(4c^7 + 33c^5 + 240c^3 + 855)}{(10b^2 + 8bc^4 + 1000b)} \quad (12)$$

Burada, $a_i = v_i - 0.5$, $b = 48a^2$, $c = \left[a * \ln \left(1 + \frac{t_i^2}{v_i} \right) \right]^{\frac{1}{2}}$ ve $v_i = n_i - 1$ 'dir.

$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$ yokluk hipotezi altında AG test istatistiği Eşitlik 13 ile elde edilir (Alexander ve Govern, 1994).

$$AG = \sum_{i=1}^k Z_i^2 \quad (13)$$

Eğer $AG > \chi_{k-1}^2$ ise belirlenen yokluk hipotezi reddedilir.

2.1.4. James Second-Order Testi

James Second-Order (JSO) testi, James (1951) tarafından F testine alternatif olarak geliştirilmiş, varyans homojenliği varsayımının ihlal edilmesine karşı sağlam bir testtir.

Test istatistiğini hesaplamak için öncelikle her i. grup için standart hata hesaplanır ve ikinci adım olarak her i. grup için ağırlıklandırma katsayısı (a_i), Eşitlik 14 ile elde edilir.

$$a_i = \frac{1/S_i^2}{\sum_{i=1}^k (1/S_i^2)} \quad (14)$$

Genel ortalamanın varyansla ağırlıklandırılmış tahmini (\bar{Y}), Eşitlik 15 ile hesaplanır.

$$\bar{Y} = \sum_{i=1}^k a_i \bar{X}_i \quad (15)$$

Her bir grup için t istatistiği, Eşitlik 16 ile hesaplanır.

$$t_i = \frac{\bar{X}_i - \bar{Y}}{S_i^2} \quad (16)$$

JSO test istatistiği ise Eşitlik 17 ile hesaplanır (Cribbie ve ark., 2012).

$$J = \sum_{i=1}^k t_i^2 \quad (17)$$

Eğer $J > CV_\alpha$ ise $H_0: \mu_1 = \dots = \mu_k$ şeklinde kurulan yokluk hipotezi reddedilir. Burada kritik değer, CV_α ise Eşitlik 18 ile hesaplanır (Cribbie ve ark., 2012).

$$\begin{aligned} CV_\alpha = & C + \frac{1}{2}(3\chi_4 + \chi_2)T + \frac{1}{16}(3\chi_4 + \chi_2)^2 \left(1 - \frac{J-3}{C}\right)T^2 \\ & + \frac{1}{2}(3\chi_4 + \chi_2) \left[(8R_{23} - 10R_{22} + 4R_{21} - 6R_{12}^2 + 8R_{12}R_{11} - 4R_{11}^2) \right. \\ & + (2R_{23} - 4R_{22} + 2R_{21} - 2R_{12}^2 + 4R_{12}R_{11} - 2R_{11}^2)(\chi_2 - 1) \\ & + \frac{1}{4}(-R_{12}^2 + 4R_{12}R_{11} - 2R_{12}R_{10} - 4R_{11}^2 + 4R_{11}R_{10} - R_{10}^2)(3\chi_4 \\ & \left. - 2\chi_2 - 1) \right] + (R_{23} - 3R_{22} + 3R_{21} - R_{20})(5\chi_6 + 2\chi_4 + \chi_2) \\ & + \frac{3}{16}(R_{12}^2 - 4R_{23} + 6R_{22} - 4R_{21} + R_{20})(35\chi_8 + 15\chi_6 + 9\chi_4 + 5\chi_2) \\ & + \frac{1}{16}(-R_{22} + 4R_{21} - R_{20} + 2R_{12}R_{10} - 4R_{11}R_{10} - 4R_{11}R_{10} \\ & + R_{10}^2) \times (9\chi_8 - 3\chi_6 - 5\chi_4 - \chi_2) \\ & + \frac{1}{4}(-R_{22} + R_{11}^2)(27\chi_8 + 3\chi_6 + \chi_4 + \chi_2) + \frac{1}{4}(R_{23} - R_{12}R_{11})(45\chi_8 \\ & + 9\chi_6 + 7\chi_4 + 3\chi_2) \end{aligned} \quad (18)$$

Burada C, (k-1) serbestlik dereceli χ^2 tablo değeridir. Kritik değer hesabında yer alan T, Eşitlik 19, χ_{2s} Eşitlik 20 ve R_{st} Eşitlik 21 yardımı ile elde edilir.

$$T = \sum_{i=1}^k \frac{(1-a_i)^2}{n_i-1} \quad (19)$$

$$\chi_{2s} = \frac{\chi_{k-1, \alpha}^{2s}}{[(k-1)(k+1)\dots(k+2s-3)]} \quad (20)$$

$$R_{st} = \sum_{i=1}^k \frac{a_i^t}{(n_i-1)^2} \quad (21)$$

JSO testi hem normal dağılıma sahip, varyanslarının homojen olmadığı veriler (Alexander ve Govern, 1994) hem de normal dağılım göstermeyen, varyansların homojen olmadığı durumlar (Oshima ve Algina, 1992) için en iyi seçenek olarak kabul edilmiştir. Bu yöntemin dezavantajı kritik değerlerin hesaplanmasına ait adımlardaki karmaşıklığıdır.

2.1.5. Brown-Forsythe Testi

Küçük hacimli örneklerle ve anakütle varyanslarının homojen olmaması durumunda ve normallik varsayımının sağlanması durumunda tek yönlü varyans analizinin performansının yetersiz kalmasından dolayı Brown ve Forsythe (1974) tarafından varyans analizinin bir alternatifi olan Brown-Forsythe (BF) testi önerilmiştir. Brown ve Forsythe (1974) çalışmalarında, gruptaki birim sayısını 4 ile 21 arasında ele almış ve küçük hacimli olarak kabul etmişlerdir.

Grup ortalamaları arasında fark olup olmadığını araştırmak için kullanılan hipotezler $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$ ve $H_1: \mu_i \neq \mu_j$ (En az iki grup ortalaması birbirinden farklıdır) şeklinde kurulur. BF test istatistiği Eşitlik 22 ile elde edilir (Brown ve Forsythe, 1974).

$$BF = \frac{\sum_{i=1}^k n_i (\bar{X}_i - \bar{X})^2}{\sum_{i=1}^k (1 - n_i/N) (S_i)^2} \quad (22)$$

Burada, n_i : i. grubun örneklem büyüklüğünü ($i=1, 2, \dots, k$), N : Tüm gruplardaki örneklem büyüklüğünü ($\sum n_i$), \bar{X}_i : i. grubun ortalamasını, \bar{X} : genel ortalamayı, S_i : i. grubun örneklem varyansını göstermektedir.

BF test istatistiğinin dağılımının, $(k-1)$ ve f serbestlik derecesine sahip F dağılımı olduğu varsayılır (Roth, 1983). Serbestlik derecesi f ve f^* nin hesaplanmasında kullanılan C_i , Satterthwaite (1941) yaklaşımı ile Eşitlik 23 ve Eşitlik 24 ile hesaplanır.

$$f = \left(\sum_{i=1}^k \frac{C_i^2}{n_i - 1} \right)^{-1} \quad (23)$$

$$C_i = \frac{\left(1 - \frac{n_i}{N}\right) S_i^2}{\left[\sum_{i=1}^k \left(1 - \frac{n_i}{N}\right) S_i^2 \right]} \quad (24)$$

Eğer $BF > F_{\alpha; k-1, f}$ ise belirlenen yokluk hipotezi reddedilir.

2.2. Parametrik Olmayan Testler

Parametrik testlerden yararlanılamayan durumlarda ya da parametrik değer göz önüne alınmaksızın kurulan hipotezleri test etmek için parametrik olmayan testlerden yararlanır. Parametrik olmayan test prosedürleri, gözlenen veriler yerine bu gözlenen verilerin küçükten büyüğe doğru sıralanarak ve her birine sıra numarası verilerek, hesaplamaların bu sıra numaraları üzerinden yapılması nedeniyle esnek istatistiksel yöntemlerdir. Parametrik olmayan testler, parametrik testlerin uygulanamadığı durumlarda tercih edilen test prosedürleridir. Parametrik olmayan testlerin, parametrik testlere göre varsayımları daha azdır (McSeeeny ve Katz, 1978). Verilerin normal dağılıma uygunluk göstermesine gerek yoktur. Sınıflayıcı ya da sıralayıcı ölçekle ölçülmüş verilere uygulanabilirler. Parametrik testlere göre parametrik olmayan testlerin öğrenilmesi, uygulanması ve anlaşılması daha kolaydır. Buna karşın parametrik olmayan testlerin, avantajlarına rağmen bazı dezavantajları da bulunmaktadır. Parametrik yöntemlerin kullanılması için gerekli varsayımların sağlanmasına rağmen parametrik olmayan yöntemlerin kullanılması veri israfına ya da bilgi kaybına neden olmaktadır. Parametrik olmayan testler, aynı veriler üzerinde denendiğinde birbirinden farklı sonuçlar verebilir. Eldeki verilere ve incelenen değişkene uygun test prosedürünün seçilmesi önemlidir.

2.2.1. Kruskal-Wallis Testi

Tek yönlü varyans analizi testinin parametrik olmayan alternatiflerinden bir tanesi Kruskal-Wallis (KW) testidir. KW testi, bağımsız üç veya daha fazla grubu karşılaştırmak için kullanılan parametrik olmayan bir test prosedürüdür. Gerçek gözlem değerleri yerine gözlem değerlerine verilen sıra numaraları kullanılarak yürütülmektedir. Test istatistiğini hesaplamak için, veriler küçükten büyüğe doğru sıralanır ve her birine sıra numarası verilir (Kruskal ve Wallis, 1952).

KW testi, konum parametresi olarak medyan değerinin gruplar arasında farklılık gösterip göstermediğini test etmektedir ve hipotezler;

H_0 : $med_1 = med_2 = \dots = med_k$ ve

H_1 : $med_i \neq med_j$ şeklinde kurulur.

Veri setinde iki ya da daha fazla gözlem değeri birbirine eşit ise (tekrar eden gözlemler varsa) verilen sıra numaralarının ortalaması alınır. Elde edilen sonuç, eşit gözlemlerin yeni sıra numarası olur (Kruskal ve Wallis, 1952). KW testine ait test istatistiği Eşitlik 25 ile hesaplanmaktadır.

$$KW = \frac{1}{S^2} \left(\sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} - \frac{N(N+1)^2}{4} \right) \quad (25)$$

Burada, n_i : i . grubun örneklem büyüklüğü ($i=1, 2, \dots, k$), N : Tüm gruplardaki örneklem büyüklüğünü ($\sum n_i$), $R_i = \sum_{j=1}^{n_i} R_{ij}$, i . örneklemin sıra numaralarının toplamıdır. S^2 , sıra numaralarına ait varyans olmak üzere Eşitlik 26 ile elde edilir.

$$S^2 = \frac{1}{N-1} \left(\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} r_{ij}^2 - \frac{N(N+1)^2}{4} \right) \quad (26)$$

Eğer veri setinde tekrar eden gözlemler yoksa, $S^2 = N(N+1)/12$ olmak üzere istatistiği Eşitlik 27'deki gibi hesaplanır.

$$KW = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} - 3(N+1) \quad (27)$$

Elde edilen test istatistiği $KW > \chi_{k-1}^2$ ise belirlenen yokluk hipotezi reddedilir.

2.2.2. Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Testi Üzerine Temellenen Modifiye Versiyonu

Permütasyon testi, Fisher (1935) tarafından ortaya konulan ve elde edilen olasılık değerlerinin kesin (exact) olasılık olduğu test prosedürü olup, Hecke (2010) tarafından testin gücünü belirlemek için kullanılan bir simülasyon yöntemi olduğu da ifade edilmiştir.

Permütasyon testi, randomizasyon testi olarak da bilinir (Efron ve Tibshirani 1994; Good, 1994). Randomizasyon testi, verilerin rasgele yeniden atandığı, p-değerinin permütasyon verilerine dayanılarak hesaplandığı bir test prosedürüdür. Bu hesaplama çok zahmetlidir ve bazı durumlarda imkansızdır. Grup başına 20 gözlem içeren 3 grubumuz olduğunu varsayalım. Bu gözlemlerin üç grup halinde olası değişik permütasyonları $\frac{(nk)!}{(n!)^k} = \frac{(20*3)!}{(20!)^3}$ kadardır. Bu hesabı yapmak için pratikte, Monte Carlo örnekleme kullanılır, diğer bir deyişle olası tüm örneklerin sonuçlarını tahmin etmek için permütasyonlardan örnekler elde edilir (Hecke,2010).

Kruskal-Wallis (KW) testinin hesaplanmasında permütasyon ve sıra numarası dönüşümleri olmak üzere iki yöntem mevcuttur. KW testinin permütasyon testi üzerine temellenen modifiye versiyonu, F istatistiğine dayanan permütasyon yönteminin, sıra numaraları yöntemi ile birleştirilmesi sonucunda elde edilir (Kruskal ve Wallis, 1952). Permütasyonların elde edilmesi sürecine, test istatistiği T ve α anlamlılık seviyesi seçilerek başlanır.

$\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_n$ araştırmada belirlenen, veri sıralarının tüm farklı permütasyon kümesi olsun. Permütasyon testi için veriler küçükten büyüğe doğru sıralanır, her birine sıra numarası verilir ve KW test istatistiği hesaplanır ($H_1=t_0$). Küçükten büyüğe doğru sıralanan her bir veri için farklı permütasyon (π_i) değeri elde edilir. Elde edilen permütasyon (π_i) değerleri için KW test istatistiği elde edilir ($H_i=H(\pi_i)$) ve bu işlem $i(i= 2, 3, \dots, M)$ sefer tekrar edilir.

Grup medyanları arasında fark olup olmadığını araştırmak için kullanılan hipotezler $H_0: \text{med}_1 = \text{med}_2 = \dots = \text{med}_k$ ve $H_1: \text{med}_i \neq \text{med}_j$ şeklinde kurulur. KW testinin permütasyon testi üzerine temellenen modifiye versiyonuna ait test istatistiği ise Eşitlik 28'deki gibi hesaplanır (Odiase ve Ogbonmwan, 2005);

$$p_0 = p(H \leq H_i) = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \psi(t_0 - H_i) \quad (28)$$

Burada

$$\psi(\cdot) = \begin{cases} 1, & \text{eğer } t_0 \geq H_i \\ 0, & \text{eğer } t_0 < H_i \end{cases} \text{ dir.}$$

Elde edilen test istatistiği $p_0 \leq \alpha$ ise belirlenen yokluk hipotezi reddedilir.

2.2.3. Mood'un Medyan Testi

Mood'un medyan (MM) testi, iki bağımsız gruba ait verilerinin test edilmesinde kullanılan medyan testinin, üç ve daha fazla örneklem karşılaştırması için kullanılan genelleştirilmiş versiyonudur (Brown ve Mood, 1951). F testine alternatif olan bir testtir (Levy, 1979). Grup medyanları arasında fark olup olmadığını araştırmak için kullanılan hipotezler $H_0: \text{med}_1 = \text{med}_2 = \dots = \text{med}_k$ ve $H_1: \text{med}_i \neq \text{med}_j$ şeklinde kurulur.

MM testine ait test istatistiğini hesaplamak için ilk olarak tüm verilere ait ortak bir medyan (M) değeri hesaplanır. İkinci adım olarak her örneklem için, kaç tane gözlemin, hesaplanan medyan değerinden daha büyük olduğu ve kaç tanesinin medyan değerine eşit veya medyan değerinden daha küçük olduğu belirlenir. Bunun sonucunda $2 \times k$ boyutunda sıklık tablosu elde edilir (Tablo 1).

$j = 1, \dots, n_k$ olmak üzere;

O_{1j} : j. örneklemde medyan değerinden büyük değerlerin sayısı

O_{2j} : j. örneklemde medyan değerine eşit veya küçük değerlerin sayısı olsun.

Tablo 1: Mood'un Medyan testi için gerekli olan 2xk boyutunda sıklık tablosu

	1	2	...	n_k	Toplam
Medyan değerinden büyük değerler	O_{11}	O_{12}		O_{1k}	A
Medyan değerine eşit ve küçük değerler	O_{21}	O_{22}		O_{2k}	B
Toplam	n_1	n_2		n_k	N

Elde edilen sıklık tablosundan beklenen değerler hesaplanır. Beklenen değerler yardımıyla MM test istatistiği Eşitlik 29'daki gibi hesaplanır.

$$1. \text{ satırdaki } j. \text{ örneklemin beklenen değeri: } E_{1j} = \frac{n_1 A}{N}$$

$$2. \text{ satırdaki } j. \text{ örneklemin beklenen değeri: } E_{2j} = \frac{n_2 B}{N}$$

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^2 \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} \quad (29)$$

Elde edilen test istatistiği, $\chi^2 > \chi^2_{(i-1)*(j-1)}$ ise belirlenen yokluk hipotezi reddedilir.

2.2.4. Van der Waerden Testi

Van der Waerden (VW) testi, parametrik bir test olan F testinin ve parametrik olmayan Kruskal-Wallis testinin avantajlarına sahiptir (Goos, 2013; van der Waerden, 1953). VW testi, örneklemelerin geldiği anakütlelerin normal dağılıma uygunluk göstermesi durumunda, neredeyse F testi kadar güçlü bir testtir ancak normal dağılıma uygunluk göstermemesi durumunda da Kruskal-Wallis testinin sağlamlılığını göstermektedir (Conover, 1999).

VW test istatistiğini hesaplamak için ilk önce Kruskal-Wallis testinde olduğu gibi veriler, küçükten büyüğe doğru sıralanır ve her birine sıra numarası verilir. Sıra numaraları elde edildikten sonra normal skorlar hesaplanır (van der Waerden, 1953).

Normal skorlar Eşitlik 30 ile hesaplanır.

$$A_{ij} = \phi^{-1} \left(\frac{R_{ij}}{N+1} \right) \quad (30)$$

Burada, n_i : i. grubun örneklem büyüklüğü ($i=1, 2, \dots, k$), N : Tüm gruptaki örneklem büyüklüğü ($\sum n_i$), R_{ij} : i. gruptaki, j. örneklemin sıra numaralarının toplamı ve Φ^{-1} , standart normal dağılım için kümülatif dağılım fonksiyonunu göstermektedir.

Her i. grup için normal skorların ortalamaları Eşitlik 31 ile hesaplanır.

$$\bar{A}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} A_{ij} \quad (31)$$

S^2 , skorların örneklem varyansı olmak üzere Eşitlik 32 ile hesaplanır.

$$S^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} A_{ij}^2 \quad (32)$$

Grup medyanları arasında fark olup olmadığını araştırmak için kullanılan hipotezler;

H_0 : $\text{med}_1 = \text{med}_2 = \dots = \text{med}_k$ ve

H_1 : $\text{med}_i \neq \text{med}_j$ şeklinde kurulur ve test istatistiği Eşitlik 33 ile elde edilir.

$$V = \frac{1}{S^2} \sum_{i=1}^k n_i \bar{A}_i^2 \quad (33)$$

Elde edilen test istatistiği $V > \chi_{k-1}^2$ ise belirlenen yokluk hipotezi reddedilir.

2.2.5. Savage Testi

Savage testi, konum parametreleri arasındaki farklılıkları test etmek için kullanılan F testinin parametrik olmayan alternatifleri arasında yer almaktadır. Savage testi, üstel dağılıma uygunluk gösteren, ölçek farklılıklarını veya aşırı değer dağılımındaki konum farklılıklarını karşılaştırmak için güçlüdür (Hajek J. , 1969).

Savage test istatistiği, Savage skorları ile hesaplanır. Savage skorlarını hesaplamak için öncelikle Kruskal-Wallis testinde olduğu gibi veriler küçükten büyüğe doğru sıralanır ve her birine sıra numarası verilir. Sıra numaraları elde edildikten sonra Savage skorları Eşitlik 34 ile hesaplanır (Desu ve Raghavarao, 2003). Savage skorları üstel dağılımdaki sıra istatistiklerinin beklenen değerleridir, skorların 0 civarında olması için Eşitlik 34'te verilen ifadeden 1 değeri çıkartılır.

$$S_{ij} = \sum_{i=1}^k \frac{1}{N-i+1} - 1 \quad (34)$$

Her i . grup için Savage skorlarının ortalaması Eşitlik 35 ile hesaplanır.

$$\bar{S}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} S_{ij} \quad (35)$$

S_E^2 , skorların örneklem varyansı olmak üzere Eşitlik 36 ile hesaplanır.

$$S_E^2 = \frac{1}{(N-1)} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} S_{ij}^2 \quad (36)$$

Burada, n_i : i . grubun örneklem büyüklüğü ($i=1, 2, \dots, k$), N : Tüm gruptaki örneklem büyüklüğüdür ($\sum n_i$).

Hesaplanan Savage skorları ile grup medyanları arasında fark olup olmadığını araştırmak için kullanılan hipotezler;

H_0 : $\text{med}_1 = \text{med}_2 = \dots = \text{med}_k$ ve

H_1 : $\text{med}_i \neq \text{med}_j$ şeklinde olup bu hipotezler altında test istatistiği Eşitlik 37 ile elde edilir (Desu ve Raghavarao, 2003).

$$T_E = \frac{1}{S_E^2} \sum_{i=1}^k n_i \bar{S}_i^2 \quad (37)$$

Elde edilen test istatistiği $T_E > \chi_{k-1}^2$ ise belirlenen yokluk hipotezi reddedilir.

3. GEREÇ VE YÖNTEM

Çalışmada, literatürde yer alan ve bir yönlü varyans analizinin parametrik ve parametrik olmayan alternatifleri arasında bulunan Welch, Alexander-Govern, Brown-Forsythe, James Second-Order, Kruskal-Wallis, KW testinin permütasyon testi üzerine temellenen modifiye versiyonu, Mood'un Medyan, Van der Waerden ve Savage testlerinin çeşitli simülasyon senaryoları altında Tip- I hatayı koruma yönündeki performanslarının karşılaştırılması amaçlanmıştır. Simülasyon senaryoları R programı (R Development Core Team, 2018) altında yürütülmüştür. Testlerin performansları; aralarında dengeli/ dengeli olmayan örneklem büyüklükleri, dağılımın normal dağılım ya da log-normal dağılım göstermesi, varyansların homojen ya da heterojen olması durumlarını içeren simülasyon senaryoları için üç, beş ve sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda değerlendirilmiştir. Belirtilen simülasyon koşullarına ek olarak gruplar arasında birim sayılarının aşırı olarak farklılık gösterdiği ve varyansı yüksek olan gruba daha düşük gözlem sayısı, varyansı düşük olan gruba ise daha yüksek gözlem sayısı atanarak varyans ve birim sayısı arasında ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarına da yer verilmiştir. Tip- I hatayı belirlemeye yönelik yapılan karşılaştırmalarda grup ortalamaları eşit olarak alınmıştır. Simülasyon senaryolarının her biri için Tip- I hata olasılıkları, 50000 tekrar sonunda reddedilen H_0 hipotezlerinin sayıları belirlendikten sonra elde edilmiştir.

Simülasyon çalışmalarında, karşılaştırmalar öncesinde Tip- I hata olasılığı $\alpha=0,05$ olarak belirlenmiştir. Simülasyon sonuçları sonrasında elde edilen Tip- I hata olasılıklarının yorumlanması amacıyla literatürde Bradley (1978), Peterson (2002) ve Hsiung ve Olejnik (1996) tarafından önerilen kriterler dikkate alınmıştır. Bradley (1978) denemeler sonucunda üretilen Tip- I hata olasılığının, $\alpha=0,05$ olması durumunda, %2,5-%7,5 ($\alpha\pm 0,5\alpha$) arasında olduğu, Peterson (2002) %4,49-%5,49 ($\alpha\pm 0,1\alpha$) arasında olduğu ve Hsiung & Olejnik (1996) ise elde edilen Tip- I hata

olasılıklarının %4,56-%5,44 arasında olduğu durumlarda bu Tip- I hata olasılıklarını üreten testlerin Tip- I hatayı koruma yönündeki performanslarının yeterli olarak nitelendirilebileceğini belirtmişlerdir. Ayrıca; testlerinin Tip- I hatayı koruma kriterine göre gösterdikleri performanslar incelendiğinde başlangıçta belirlenen Tip- I oranını nominal düzeyinin (0,05) altında tahmin etme eğiliminde olduklarında konservatif bir tutum, Tip- I oranını nominal düzeyinin (0,05) üstünde tahmin etme eğiliminde olduklarında ise liberal bir tutum gösterdikleri söylenebilir (Hsiung ve Olejnik, 1996).

Çalışmamızda Peterson (2002) tarafından önerilen değerlendirme kriteri benimsenmiş ve simülasyon çalışmaları sonucunda Tip- I hata olasılıkları %4,49-%5,49 arasında olan testlerin performanslarının Tip- I hatayı koruma yönündeki eğilimlerinin yeterli olduğu sonucuna varılmıştır.

3.1. Örneklem Büyüklüğüne İlişkin Senaryolar

Dengeli örneklem büyüklüğü, simülasyon senaryoları içerisinde konum parametresine göre karşılaştırılacak olan tüm grupların eşit birim sayısına sahip olduğu durumdur. Dengeli olmayan örneklem büyüklüğü ise gruplara ait birim sayılarının eşit olmadığı, gruplar arasında birim sayılarının aşırı olarak farklılık gösterdiği ve varyansı yüksek olan gruba daha düşük gözlem sayısı, varyansı düşük olan gruba ise daha yüksek gözlem sayısı atanarak varyans ve birim sayısı arasında ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarını içermektedir. Gruplara ait örneklem büyüklükleri Tablo 2’te yer almaktadır.

Tablo 2: Gruplara ait örneklem büyüklükleri

k	Dengeli Örneklem	Dengeli Olmayan Örneklem		
		Birim sayılarının eşit olmadığı gözlem kombinasyonları	Birim sayılarının aşırı olarak farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonları	Varyans ve birim sayısı arasında ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonları
3	3:3:3			
	5:5:5			
	10:10:10	3:5:7		7:5:3
	15:15:15	5:10:15		15:10:5
	20:20:20	20:25:30	3:25:30	30:25:20
	25:25:25	50:60:70	3:80:80	70:60:50
	30:30:30	65:75:85	5:20:100	85:75:65
	50:50:50	70:90:100		100:90:70
	80:80:80			
	100:100:100			
5	3:3:3:3:3			
	5:5:5:5:5			
	10:10:10:10:10	3:5:7:9:11		7:5:3
	15:15:15:15:15	5:7:9:12:15	3:20:25:80:100	15:10:5
	20:20:20:20:20	20:22:24:28:30	3:5:30:80:100	30:25:20
	25:25:25:25:25	50:55:60:65:70	5:10:20:25:80	70:60:50
	30:30:30:30:30	55:65:75:85:95	3:5:10:15:100	85:75:65
	50:50:50:50:50	60:70:80:90:100		100:90:70
	80:80:80:80:80			
	100:100:100:100:100			
8	3:3:3:3:3:3:3:3			
	5:5:5:5:5:5:5:5			
	10:10:10:10:10:10:10:10			
	15:15:15:15:15:15:15:15	3:5:7:9:11:12:14:15	3:5:10:20:25:30:80:100	15:14:12:11:9:7:5:3
	20:20:20:20:20:20:20:20	20:22:24:25:26:28:29:30	5:10:20:20:25:80:90:100	30:29:28:26:25:24:22:20
	25:25:25:25:25:25:25:25	50:55:60:65:70:75:80:85	3:5:10:80:80:90:100:100	85:80:75:70:65:60:55:50
	30:30:30:30:30:30:30:30	60:65:75:80:85:90:95:100	20:25:30:80:90:90:100:100	100:95:90:85:80:75:65:60
	50:50:50:50:50:50:50:50			
	80:80:80:80:80:80:80:80			
	100:100:100:100:100:100:100:100			

k: Grup sayısını göstermektedir.

3.2. Dağılıma İlişkin Senaryolar

Simülasyon çalışmasında iki farklı dağılımı içeren 1723 senaryoya ait veri setleri elde edilmiştir. Bu dağılımlar normal dağılım ve log-normal dağılımdır.

Normal dağılım, aynı zamanda Gauss dağılımı olarak bilinen, sürekli bir dağılımdır (Steinhaus, 1999). Normal dağılıma sahip verilerin ortalama, medyan ve mod değerleri birbirine eşit olduğu için simetrik bir dağılımdır. X , ortalaması μ ve varyansı σ^2 olan, normal dağılıma uygunluk gösteren bir rasgele değişken olduğunda normal dağılıma uygunluğu $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ şeklinde ifade edilmektedir.

Log-normal dağılım, pozitif ve sağa çarpık verileri modellemek için kullanılan dağılımlardan biridir (Krishnamoorthy, 2006). Bu tür veriler ile analiz yapılırken, genellikle parametrik olmayan test prosedürlerinin uygulanması önerilir çünkü veriler normal dağılıma uygunluk göstermiyorsa, parametrik testlerin uygulanması durumunda testlerin gücünde kayıp yaşanacağı ifade edilmektedir (Zimmerman ve Zumbo, 1993).

Y , log-normal dağılıma sahip pozitif rasgele değişken olduğunda $\ln(Y)$ normal dağılıma uygunluk gösterir ($X = \ln(Y) \sim N(\mu, \sigma^2)$) (Krishnamoorthy ve Mathew, 2003). Y , α ve b parametrelerine sahip log-normal dağılıma uygunluk gösteren bir rasgele değişken olsun.

Burada $Z \sim N(0,1)$ olmak üzere $Y = e^{\alpha + b \cdot Z}$ dir. Y , rasgele değişkenine ait beklenen değer ve varyans Eşitlik 38 ve Eşitlik 39 ile elde edilir.

$$E(Y) = \exp\left(\alpha + \frac{1}{2}b^2\right) \quad (38)$$

$$Var(Y) = \exp(2(\alpha + b^2)) - \exp(2\alpha + b^2) \quad (39)$$

Çalışmamızda, log-normal dağılıma sahip olan veri setlerinde Tip- I hata olasılıklarının karşılaştırılmasını yapabilmek için $E(Y)=1$ olarak alınmıştır. Ölçek parametresine (b) ait simülasyon senaryoları Tablo 3' te belirtilmiştir.

3.3. Varyanslara İlişkin Senaryolar

Varyansların homojen olması, tüm grupların varyanslarının birbirine eşit olduğunu; varyansların homojen olmaması ise, en az iki gruba ait varyansların birbirinden farklı olduğunu temsil eder. Normal dağılıma uygunluk gösteren verilerin atandığı gruplara ait varyans oranları ile log-normal dağılıma uygunluk gösteren verilerin atandıkları gruplara ait ölçek parametresinin aldığı değerler Tablo 3'te yer almaktadır.

Tablo 3: Gruplara (k) ait varyans oranları

k	Normal Dağılım		Log-normal Dağılım	
	Homojen Varyans	Heterojen Varyans	Homojen Ölçek parametresi (b)	Heterojen ölçek parametresi (b)
3		1:1:2		
		1:2:2		
		1:1:4		0,10:0,10:0,20
		1:4:4		0,10:0,20:0,20
		1:1:8		0,10:0,30:0,50
		1:8:8	0,1:0,1:0,1	0,10:0,40:0,50
		1:1:10	0,2:0,2:0,2	0,10:0,10:0,50
	1:1:1	1:10:10	0,3:0,3:0,3	0,10:0,50:0,60
	2:2:2	1:4:8	0,4:0,4:0,4	0,10:0,60:0,80
	4:4:4	2:1:1	0,5:0,5:0,5	0,20:0,10:0,10
	8:8:8	2:2:1	0,6:0,6:0,6	0,20:0,20:0,10
	10:10:10	4:1:1	0,7:0,7:0,7	0,50:0,30:0,10
		4:4:1	0,8:0,8:0,8	0,50:0,40:0,10
		8:1:1		0,50:0,10:0,10
		8:8:1		0,60:0,50:0,10
	10:1:1		0,80:0,60:0,10	
	10:10:1			
	8:4:1			
5		1:1:2:2:2		0,1:0,1:0,2:0,2:0,2
		1:1:4:4:4	0,1:0,1:0,1:0,1:0,1	0,1:0,1:0,4:0,4:0,4
		1:1:8:8:8	0,2:0,2:0,2:0,2:0,2	0,1:0,1:0,5:0,5:0,5
	1:1:1:1:1	1:1:10:10:10	0,3:0,3:0,3:0,3:0,3	0,1:0,1:0,6:0,7:0,8
	2:2:2:2:2	1:2:4:8:10	0,4:0,4:0,4:0,4:0,4	0,1:0,3:0,5:0,7:0,8
	4:4:4:4:4	2:2:2:1:1	0,5:0,5:0,5:0,5:0,5	0,2:0,2:0,2:0,1:0,1
	8:8:8:8:8	4:4:4:1:1	0,6:0,6:0,6:0,6:0,6	0,4:0,4:0,4:0,1:0,1
	10:10:10:10:10	8:8:8:1:1	0,7:0,7:0,7:0,7:0,7	0,5:0,5:0,5:0,1:0,1
		10:10:10:1:1	0,8:0,8:0,8:0,8:0,8	0,8:0,7:0,6:0,1:0,1
		10:8:4:2:1		0,8:0,7:0,5:0,3:0,1
8		1:1:1:1:1:1:1:2		0,1:0,1:0,1:0,1:0,1:0,1:0,2
		1:1:1:1:1:1:1:4		0,1:0,1:0,1:0,1:0,1:0,1:0,3
		1:1:1:1:1:1:1:8		0,1:0,1:0,1:0,1:0,1:0,1:0,5
		1:1:1:1:1:1:1:10		0,1:0,1:0,1:0,1:0,1:0,1:0,7
		1:1:1:2:2:2:4:4	0,1:0,1:0,1:0,1:0,1:0,1:0,1	0,1:0,1:0,1:0,3:0,3:0,3:0,5:0,5
	1:1:1:1:1:1:1:1	1:1:1:4:4:4:4:4	0,2:0,2:0,2:0,2:0,2:0,2:0,2	0,1:0,1:0,1:0,1:0,6:0,6:0,8:0,8
	2:2:2:2:2:2:2:2	1:1:1:1:8:8:10:10	0,3:0,3:0,3:0,3:0,3:0,3:0,3	0,2:0,2:0,2:0,4:0,4:0,8:0,8:0,8
	4:4:4:4:4:4:4:4	2:1:1:1:1:1:1:1	0,4:0,4:0,4:0,4:0,4:0,4:0,4	0,2:0,2:0,2:0,4:0,4:0,8:0,8:0,8
	8:8:8:8:8:8:8:8	4:1:1:1:1:1:1:1	0,5:0,5:0,5:0,5:0,5:0,5:0,5	0,2:0,1:0,1:0,1:0,1:0,1:0,1
	10:10:10:10:10:10:10:10	8:1:1:1:1:1:1:1	0,6:0,6:0,6:0,6:0,6:0,6:0,6	0,3:0,1:0,1:0,1:0,1:0,1:0,1
		10:1:1:1:1:1:1:1	0,7:0,7:0,7:0,7:0,7:0,7:0,7	0,5:0,1:0,1:0,1:0,1:0,1:0,1
		4:4:2:2:2:1:1:1	0,8:0,8:0,8:0,8:0,8:0,8:0,8	0,7:0,1:0,1:0,1:0,1:0,1:0,1
		4:4:4:4:1:1:1:1		0,5:0,5:0,3:0,3:0,3:0,1:0,1:0,1
		10:10:8:8:1:1:1:1		0,8:0,8:0,6:0,6:0,1:0,1:0,1:0,1
		10:10:8:8:4:4:2:1		0,8:0,7:0,7:0,6:0,5:0,4:0,3:0,2
			0,8:0,8:0,8:0,4:0,4:0,2:0,2:0,2	

k: Grup sayısını göstermektedir.

4. BULGULAR

4.1. Örneklem hacminin dengeli, grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği karşılaştırmalar

Örneklem hacminin dengeli ($n_1 = n_2 = n_3 = 3 \sim 100$), grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($N(\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 0; \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = 1 \sim 10)$) durumda, üç grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 4'te gösterilmiştir. Tablo 4'te verilen tüm simülasyon senaryoları dikkate alındığında F testinin ve James Second-Order (JSO) testinin başlangıçta belirlenen Tip- I hata olasılık değerini ($\alpha=0,05$) koruyabildikleri gözlenmiştir. Bu testleri, küçük örneklem hacimlerindeki performanslarının ihmal edilebilir düzeyde olduğu düşünüldüğünde Kruskal-Wallis (KW) testi, KW testinin permütasyon versiyonu ve Welch testi takip etmektedir. Örneklem hacminin $n=3$ ve $n=5$ olduğu durumlarda Alexander-Govern (AG) testi ve Brown-Forsythe (BF) testinin benzer sonuçlar verdiği ve Tip- I hata düzeyini sapmalı olarak tahmin ettikleri görülmektedir. Örneklem hacminin $n > 5$ olduğu durumlarda testlerin başlangıçta belirlenen Tip- I hata olasılık değerini koruyabildikleri görülmektedir. İlgili testlerin performanslarının varyans düzeyindeki artıştan etkilenmediği görülmektedir. Tablo 4 incelendiğinde Van der Waerden (VW) testinin de AG ve BF testlerinin performansına benzer performans gösterdiği ve ek olarak $n=10$ olduğu durumlarda da varyans değerindeki artıştan etkilenmeden yine Tip- I hata düzeyini sapmalı olarak tahmin etme eğiliminde olduğu görülmektedir. Tablo 4'te yer alan testler arasında Tip- I hatayı tahmin etme yönünden en kötü performansları gösteren testlerin sırasıyla Mood'un Medyan (MM) testi ve Savage testi olduğu görülmektedir. Özellikle Savage testinin örneklem hacminin 20 ve altında olduğu tüm durumlarda Tip- I hata düzeyini sapmalı olarak tahmin etme eğiliminde olduğu görülmektedir.

Tablo 4: $\sigma_1^2:\sigma_2^2:\sigma_3^2 = 1:1:1 \sim 10:10:10$, $\mu_1=\mu_2=\mu_3=0$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1=n_2=n_3$) olduğu $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1	3	0,0470	0,0344	0,0391	0,0499	0,0310	0,0851	0,0503	0,0000	0,0111	0,0071
	5	0,0498	0,0447	0,0439	0,0494	0,0419	0,0549	0,0490	0,0667	0,0485	0,0274
	10	0,0503	0,0492	0,0479	0,0508	0,0483	0,0511	0,0442	0,0348	0,0447	0,0397
	15	0,0509	0,0511	0,0499	0,0520	0,0501	0,0521	0,0474	0,0469	0,0478	0,0429
	20	0,0507	0,0504	0,0495	0,0511	0,0501	0,0515	0,0478	0,0474	0,0487	0,0443
	25	0,0508	0,0509	0,0499	0,0512	0,0504	0,0514	0,0483	0,0477	0,0478	0,0448
	30	0,0493	0,0490	0,0483	0,0492	0,0491	0,0492	0,0475	0,0415	0,0468	0,0463
	50	0,0511	0,0494	0,0490	0,0495	0,0509	0,0513	0,0499	0,0488	0,0499	0,0468
	80	0,0507	0,0506	0,0503	0,0507	0,0506	0,0508	0,0498	0,0554	0,0504	0,0489
	100	0,0504	0,0506	0,0505	0,0506	0,0504	0,0505	0,0500	0,0512	0,0500	0,0484
2	3	0,0482	0,0364	0,0365	0,0485	0,0292	0,0831	0,0460	0,0000	0,0102	0,0071
	5	0,0493	0,0451	0,0445	0,0499	0,0412	0,0551	0,0482	0,0680	0,0386	0,0264
	10	0,0488	0,0480	0,0466	0,0496	0,0468	0,0515	0,0429	0,0337	0,0442	0,0371
	15	0,0503	0,0507	0,0497	0,0516	0,0495	0,0520	0,0464	0,0467	0,0477	0,0419
	20	0,0480	0,0479	0,0469	0,0485	0,0474	0,0499	0,0451	0,0461	0,0462	0,0424
	25	0,0515	0,0517	0,0509	0,0519	0,0512	0,0526	0,0495	0,0488	0,0501	0,0467
	30	0,0503	0,0515	0,0504	0,0516	0,0501	0,0509	0,0486	0,0440	0,0496	0,0462
	50	0,0493	0,0493	0,0489	0,0494	0,0493	0,0501	0,0484	0,0479	0,0493	0,0479
	80	0,0499	0,0501	0,0499	0,0502	0,0499	0,0506	0,0492	0,0548	0,0495	0,0478
	100	0,0500	0,0502	0,0500	0,0503	0,0499	0,0497	0,0495	0,0510	0,0498	0,0476
4	3	0,0508	0,0390	0,0375	0,0484	0,0292	0,0857	0,0470	0,0000	0,0103	0,0067
	5	0,0496	0,0436	0,0440	0,0493	0,0417	0,0546	0,0479	0,0659	0,0383	0,0264
	10	0,0506	0,0499	0,0479	0,0507	0,0483	0,0529	0,0446	0,0331	0,0455	0,0382
	15	0,0477	0,0470	0,0485	0,0502	0,0491	0,0490	0,0460	0,0449	0,0473	0,0419
	20	0,0510	0,0513	0,0495	0,0511	0,0501	0,0510	0,0478	0,0474	0,0487	0,0443
	25	0,0495	0,0491	0,0494	0,0507	0,0504	0,0494	0,0484	0,0481	0,0485	0,0461
	30	0,0521	0,0520	0,0469	0,0478	0,0474	0,0513	0,0460	0,0414	0,0462	0,0452
	50	0,0510	0,0506	0,0480	0,0486	0,0490	0,0501	0,0480	0,0484	0,0478	0,0487
	80	0,0489	0,0488	0,0494	0,0497	0,0502	0,0485	0,0495	0,0542	0,0497	0,0483
	100	0,0486	0,0483	0,0487	0,0492	0,0488	0,0492	0,0485	0,0509	0,0488	0,0480
8	3	0,0497	0,0371	0,0378	0,0484	0,0300	0,0859	0,0484	0,0000	0,0113	0,0072
	5	0,0478	0,0433	0,0432	0,0477	0,0398	0,0529	0,0467	0,0666	0,0484	0,0273
	10	0,0507	0,0498	0,0485	0,0517	0,0487	0,0520	0,0446	0,0343	0,0455	0,0385
	15	0,0515	0,0512	0,0499	0,0522	0,0506	0,0535	0,0476	0,0472	0,0484	0,0442
	20	0,0490	0,0481	0,0473	0,0486	0,0486	0,0493	0,0462	0,0479	0,0456	0,0437
	25	0,0501	0,0494	0,0487	0,0498	0,0498	0,0512	0,0479	0,0470	0,0485	0,0455
	30	0,0500	0,0494	0,0489	0,0498	0,0497	0,0504	0,0482	0,0436	0,0476	0,0453
	50	0,0508	0,0506	0,0502	0,0507	0,0507	0,0503	0,0497	0,0482	0,0495	0,0484
	80	0,0521	0,0527	0,0525	0,0527	0,0520	0,0522	0,0513	0,0551	0,0512	0,0499
	100	0,0509	0,0509	0,0507	0,0509	0,0509	0,0493	0,0505	0,0514	0,0507	0,0501
10	3	0,0510	0,0380	0,0381	0,0503	0,0317	0,0866	0,0490	0,0000	0,0116	0,0072
	5	0,0499	0,0449	0,0448	0,0492	0,0409	0,0547	0,0491	0,0674	0,0390	0,0271
	10	0,0488	0,0473	0,0461	0,0488	0,0467	0,0508	0,0429	0,0346	0,0440	0,0376
	15	0,0501	0,0488	0,0476	0,0499	0,0489	0,0505	0,0461	0,0447	0,0461	0,0423
	20	0,0502	0,0492	0,0481	0,0499	0,0497	0,0509	0,0473	0,0485	0,0477	0,0428
	25	0,0508	0,0500	0,0492	0,0505	0,0505	0,0508	0,0485	0,0482	0,0483	0,0455
	30	0,0490	0,0490	0,0485	0,0493	0,0488	0,0499	0,0473	0,0438	0,0482	0,0452
	50	0,0506	0,0500	0,0490	0,0496	0,0501	0,0499	0,0484	0,0485	0,0486	0,0460
	80	0,0508	0,0509	0,0497	0,0502	0,0505	0,0510	0,0495	0,0488	0,0492	0,0468
	100	0,0509	0,0512	0,0510	0,0512	0,0509	0,0506	0,0504	0,0495	0,0500	0,0480

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Örneklem hacminin dengeli ($n_1 = \dots = n_5 = 3 \sim 100$), grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($N(\mu_1 = \dots = \mu_5 = 0; \sigma_1^2 = \dots = \sigma_5^2 = 1 \sim 10)$) durumda, beş grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 5’de gösterilmiştir. Tablo 5’de verilen tüm simülasyon senaryoları dikkate alındığında AG testinin başlangıçta belirlenen Tip- I hata olasılık değerini ($\alpha = 0,05$) koruyabildiği gözlenmiştir. Bu testi, tek bir simülasyon senaryosunda Tip- I hata olasılığını sapmalı olarak tahmin eden F testi takip etmektedir. Bu testleri özellikle $n \geq 10$ olması durumunda Tip- I hatayı kontrol etme yönünde gösterdikleri benzer performanslarla Welch testi, KW testi, JSO ve BF testi takip etmektedir. KW testinin permütasyon versiyonunun özellikle $n = 10$ ve $n = 15$ birim için sapmalı sonuçlar verdiği ve bu örneklem hacminin dışındaki denemelerde Tip- I hatayı kontrol altında tutma eğiliminde olduğu görülmüştür. F testinin diğer alternatifleri arasında yer verilen testlerin ise (VW, MM testi ve Savage testi) başlangıçta belirlenen Tip- I hata olasılık değerini yeterli düzeyde koruyamadıkları görülmektedir. Testlerin performansları incelendiğinde VW testinin örneklem hacminin $n \leq 10$ olduğu çoğu simülasyon senaryosunda Tip- I hata düzeyini sapmalı olarak tahmin ettiği görülmektedir. MM testi için ise örneklem hacminin $n \geq 20$ birim olduğu durumlarda Tip- I hata düzeyini koruyabildiği görülmektedir. Dikkat çeken bir diğer noktada karşılaştırılan grup sayısının artmasıyla birlikte MM testinin performansında bir düzelme meydana gelmiş olmasıdır. Beş grup arasında yapılan karşılaştırmalarda Tip- I hata düzeyini korumakta en fazla güçlük çeken testin Savage testi olduğu görülmektedir. Savage testinin $n \leq 25$ olduğu tüm simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı sapmalı bir şekilde tahmin etme eğiliminde olduğu görülmektedir.

Tablo 5- $\sigma_1^2: \dots: \sigma_5^2 = 1: \dots: 1 \sim 10: \dots: 10$, $\mu_1 = \dots = \mu_5 = 0$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1 = \dots = n_5$) olduğu $k=5$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1	3	0,0486	0,0576	0,0480	0,0629	0,0253	0,0561	0,0489	0,0135	0,0456	0,0173
	5	0,0508	0,0547	0,0515	0,0562	0,0405	0,0545	0,0502	0,0409	0,0343	0,0293
	10	0,0493	0,0506	0,0489	0,0517	0,0469	0,0508	0,0418	0,0416	0,0422	0,0367
	15	0,0496	0,0513	0,0499	0,0519	0,0483	0,0506	0,0447	0,0446	0,0456	0,0426
	20	0,0584	0,0512	0,0502	0,0517	0,0498	0,0513	0,0465	0,0495	0,0468	0,0434
	25	0,0513	0,0508	0,0496	0,0506	0,0504	0,0510	0,0476	0,0449	0,0470	0,0431
	30	0,0506	0,0514	0,0509	0,0516	0,0503	0,0517	0,0484	0,0516	0,0482	0,0461
	50	0,0505	0,0501	0,0497	0,0501	0,0505	0,0506	0,0491	0,0504	0,0496	0,0473
	80	0,0511	0,0507	0,0506	0,0507	0,0510	0,0512	0,0502	0,0493	0,0506	0,0511
	100	0,0487	0,0488	0,0486	0,0488	0,0487	0,0496	0,0479	0,0490	0,0484	0,0479
2	3	0,0514	0,0617	0,0490	0,0662	0,0277	0,0566	0,0509	0,0145	0,0172	0,0185
	5	0,0489	0,0534	0,0505	0,0552	0,0387	0,0529	0,0485	0,0418	0,0332	0,0274
	10	0,0492	0,0498	0,0479	0,0511	0,0467	0,0501	0,0411	0,0410	0,0417	0,0380
	15	0,0500	0,0516	0,0504	0,0528	0,0501	0,0508	0,0461	0,0453	0,0463	0,0421
	20	0,0485	0,0483	0,0488	0,0501	0,0481	0,0480	0,0453	0,0477	0,0470	0,0437
	25	0,0497	0,0513	0,0468	0,0477	0,0475	0,0507	0,0450	0,0445	0,0453	0,0430
	30	0,0494	0,0487	0,0503	0,0513	0,0507	0,0490	0,0485	0,0501	0,0484	0,0468
	50	0,0502	0,0500	0,0500	0,0503	0,0507	0,0497	0,0495	0,0493	0,0494	0,0477
	80	0,0491	0,0497	0,0477	0,0479	0,0477	0,0494	0,0471	0,0472	0,0472	0,0476
	100	0,0489	0,0493	0,0498	0,0501	0,0508	0,0500	0,0502	0,0498	0,0499	0,0482
4	3	0,0489	0,0599	0,0501	0,0642	0,0254	0,0562	0,0502	0,0136	0,0163	0,0177
	5	0,0517	0,0554	0,0509	0,0567	0,0418	0,0552	0,0518	0,0419	0,0345	0,0283
	10	0,0503	0,0510	0,0490	0,0518	0,0477	0,0514	0,0425	0,0418	0,0432	0,0378
	15	0,0511	0,0512	0,0503	0,0519	0,0500	0,0511	0,0460	0,0450	0,0461	0,0404
	20	0,0511	0,0515	0,0505	0,0519	0,0505	0,0515	0,0469	0,0488	0,0472	0,0439
	25	0,0502	0,0507	0,0497	0,0509	0,0499	0,0511	0,0477	0,0456	0,0473	0,0441
	30	0,0512	0,0518	0,0508	0,0521	0,0510	0,0521	0,0490	0,0512	0,0488	0,0461
	50	0,0484	0,0483	0,0479	0,0484	0,0484	0,0482	0,0471	0,0487	0,0472	0,0451
	80	0,0497	0,0494	0,0493	0,0495	0,0496	0,0506	0,0488	0,0495	0,0489	0,0481
	100	0,0504	0,0511	0,0509	0,0512	0,0504	0,0503	0,0498	0,0501	0,0491	0,0498
8	3	0,0505	0,0602	0,0479	0,0484	0,0484	0,0557	0,0471	0,0137	0,0472	0,0451
	5	0,0498	0,0540	0,0502	0,0554	0,0396	0,0539	0,0494	0,0405	0,0343	0,0270
	10	0,0509	0,0519	0,0498	0,0528	0,0502	0,0522	0,0428	0,0418	0,0438	0,0377
	15	0,0499	0,0507	0,0498	0,0512	0,0489	0,0508	0,0455	0,0450	0,0447	0,0404
	20	0,0502	0,0511	0,0503	0,0514	0,0496	0,0508	0,0463	0,0479	0,0461	0,0441
	25	0,0510	0,0512	0,0504	0,0514	0,0507	0,0516	0,0482	0,0459	0,0481	0,0454
	30	0,0506	0,0497	0,0493	0,0500	0,0502	0,0506	0,0483	0,0486	0,0474	0,0453
	50	0,0487	0,0495	0,0492	0,0495	0,0486	0,0488	0,0476	0,0485	0,0477	0,0461
	80	0,0485	0,0485	0,0485	0,0486	0,0485	0,0494	0,0477	0,0482	0,0475	0,0477
	100	0,0501	0,0507	0,0493	0,0500	0,0502	0,0506	0,0483	0,0486	0,0474	0,0453
10	3	0,0486	0,0601	0,0496	0,0648	0,0255	0,0542	0,0488	0,0136	0,0159	0,0174
	5	0,0499	0,0538	0,0503	0,0556	0,0406	0,0555	0,0499	0,0406	0,0343	0,0289
	10	0,0500	0,0527	0,0514	0,0537	0,0476	0,0528	0,0423	0,0418	0,0432	0,0378
	15	0,0491	0,0499	0,0485	0,0504	0,0480	0,0495	0,0444	0,0437	0,0451	0,0408
	20	0,0498	0,0498	0,0487	0,0502	0,0492	0,0509	0,0465	0,0480	0,0457	0,0433
	25	0,0507	0,0500	0,0494	0,0502	0,0502	0,0513	0,0474	0,0462	0,0484	0,0442
	30	0,0513	0,0512	0,0508	0,0514	0,0510	0,0521	0,0486	0,0526	0,0496	0,0465
	50	0,0497	0,0503	0,0497	0,0503	0,0496	0,0508	0,0482	0,0485	0,0486	0,0471
	80	0,0490	0,0491	0,0497	0,0502	0,0505	0,0495	0,0495	0,0488	0,0492	0,0468
	100	0,0487	0,0494	0,0510	0,0512	0,0509	0,0505	0,0504	0,0495	0,0500	0,0480

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Örnekleme hacminin dengeli ($n_1 = \dots = n_8 = 3 \sim 100$), grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($N(\mu_1 = \dots = \mu_8 = 0, \sigma_1^2 = \dots = \sigma_8^2 = 1 \sim 10)$) durumda, sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 6’da gösterilmiştir. Tablo 6’da verilen tüm simülasyon senaryoları dikkate alındığında F testinin başlangıçta belirlenen Tip- I hata olasılık değerini ($\alpha=0,05$) koruyabildiği gözlenmiştir. Bu testi, tek bir simülasyon senaryosunda Tip- I hata olasılığını sapmalı olarak tahmin eden KW testi takip etmektedir. Sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalarda bu iki test dışında kalan testlerin performanslarının başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini koruma yönünde çok da başarılı olamadıkları söylenebilir. BF, MM, KW testinin permütasyon versiyonu, JSO, AG ve Welch testlerinin benzer performanslar gösterdikleri görülmektedir. Sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalar dikkate alındığında Tip- I hatayı koruma yönünde en kötü performansı gösteren testlerin sırasıyla VW ve Savage testleri oldukları görülmüştür. VW testi için Tip- I hatayı koruma yönündeki performansının $n \geq 20$ olması durumunda, Savage testi için ise gruptaki birim sayısının $n \geq 25$ olması durumunda yeterli olduğu söylenebilmektedir.

Tablo 6- $\sigma_1^2 : \dots : \sigma_8^2 = 1 : \dots : 1 \sim 10 : \dots : 10$, $\mu_1 = \dots = \mu_8 = 0$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1 = \dots = n_8$) olduğu $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉	
1	3	0,0509	0,1064	0,0647	0,1022	0,0248	0,0543	0,0512	0,0160	0,0174	0,0196	
	5	0,0490	0,0695	0,0573	0,0708	0,0406	0,0519	0,0504	0,0231	0,0332	0,0301	
	10	0,0494	0,0546	0,0487	0,0540	0,0449	0,0510	0,0393	0,0469	0,0397	0,0374	
	15	0,0504	0,0524	0,0503	0,0531	0,0488	0,0488	0,0508	0,0441	0,0471	0,0445	0,0418
	20	0,0468	0,0497	0,0490	0,0501	0,0475	0,0488	0,0445	0,0461	0,0446	0,0426	
	25	0,0504	0,0506	0,0500	0,0511	0,0493	0,0507	0,0465	0,0449	0,0467	0,0447	
	30	0,0499	0,0507	0,0495	0,0500	0,0496	0,0499	0,0474	0,0488	0,0476	0,0466	
	50	0,0506	0,0493	0,0482	0,0487	0,0486	0,0501	0,0473	0,0464	0,0468	0,0471	
	80	0,0516	0,0515	0,0513	0,0515	0,0516	0,0508	0,0506	0,0508	0,0513	0,0482	
	100	0,0497	0,0495	0,0491	0,0496	0,0497	0,0496	0,0487	0,0480	0,0488	0,0489	
2	3	0,0503	0,1055	0,0630	0,1020	0,0247	0,0539	0,0496	0,0146	0,0171	0,0191	
	5	0,0503	0,0698	0,0576	0,0711	0,0414	0,0515	0,0509	0,0229	0,0330	0,0303	
	10	0,0497	0,0578	0,0518	0,0574	0,0475	0,0518	0,0423	0,0485	0,0426	0,0386	
	15	0,0528	0,0556	0,0491	0,0517	0,0482	0,0517	0,0437	0,0465	0,0439	0,0416	
	20	0,0508	0,0527	0,0489	0,0508	0,0493	0,0521	0,0457	0,0457	0,0457	0,0435	
	25	0,0507	0,0528	0,0491	0,0504	0,0491	0,0524	0,0461	0,0470	0,0465	0,0435	
	30	0,0487	0,0499	0,0495	0,0507	0,0502	0,0490	0,0476	0,0504	0,0478	0,0454	
	50	0,0493	0,0499	0,0508	0,0512	0,0506	0,0508	0,0490	0,0485	0,0486	0,0475	
	80	0,0496	0,0491	0,0508	0,0511	0,0524	0,0492	0,0517	0,0491	0,0515	0,0512	
	100	0,0483	0,0492	0,0497	0,0498	0,0493	0,0491	0,0485	0,0473	0,0491	0,0473	
4	3	0,0517	0,1079	0,0653	0,1030	0,0247	0,0548	0,0517	0,0157	0,0170	0,0195	
	5	0,0506	0,0723	0,0564	0,0704	0,0404	0,0535	0,0504	0,0220	0,0327	0,0282	
	10	0,0487	0,0544	0,0498	0,0544	0,0461	0,0505	0,0402	0,0476	0,0403	0,0381	
	15	0,0509	0,0524	0,0503	0,0525	0,0492	0,0501	0,0452	0,0452	0,0454	0,0426	
	20	0,0496	0,0510	0,0490	0,0512	0,0488	0,0490	0,0454	0,0457	0,0461	0,0436	
	25	0,0483	0,0501	0,0493	0,0502	0,0481	0,0497	0,0455	0,0469	0,0452	0,0437	
	30	0,0493	0,0501	0,0492	0,0501	0,0491	0,0501	0,0467	0,0493	0,0468	0,0457	
	50	0,0503	0,0504	0,0495	0,0504	0,0498	0,0505	0,0473	0,0497	0,0465	0,0461	
	80	0,0493	0,0492	0,0501	0,0492	0,0502	0,0490	0,0483	0,0501	0,0484	0,0473	
	100	0,0502	0,0498	0,0490	0,0499	0,0492	0,0504	0,0496	0,0481	0,0496	0,0494	
8	3	0,0508	0,1058	0,0635	0,1012	0,0257	0,0553	0,0508	0,0156	0,0174	0,0190	
	5	0,0505	0,0696	0,0569	0,0685	0,0402	0,0532	0,0505	0,0232	0,0334	0,0287	
	10	0,0496	0,0548	0,0509	0,0549	0,0468	0,0505	0,0409	0,0473	0,0410	0,0380	
	15	0,0490	0,0522	0,0497	0,0524	0,0480	0,0503	0,0439	0,0467	0,0442	0,0430	
	20	0,0501	0,0516	0,0497	0,0516	0,0494	0,0503	0,0457	0,0452	0,0460	0,0440	
	25	0,0501	0,0503	0,0495	0,0504	0,0498	0,0511	0,0470	0,0458	0,0471	0,0451	
	30	0,0501	0,0510	0,0500	0,0510	0,0498	0,0507	0,0475	0,0514	0,0478	0,0465	
	50	0,0513	0,0508	0,0503	0,0504	0,0502	0,0521	0,0502	0,0490	0,0492	0,0478	
	80	0,0500	0,0496	0,5031	0,0506	0,0504	0,0504	0,0494	0,0507	0,0483	0,0465	
	100	0,0507	0,0509	0,0506	0,0509	0,0507	0,0518	0,0502	0,0492	0,0501	0,0487	
10	3	0,0495	0,1079	0,0648	0,1030	0,0246	0,0539	0,0495	0,0151	0,0174	0,0187	
	5	0,0488	0,0704	0,0556	0,0690	0,0390	0,0522	0,0490	0,0220	0,0320	0,0294	
	10	0,0480	0,0545	0,0495	0,0547	0,0452	0,0491	0,0394	0,0473	0,0405	0,0379	
	15	0,0482	0,0514	0,0493	0,0514	0,0471	0,0495	0,0431	0,0460	0,0437	0,0410	
	20	0,0491	0,0494	0,0480	0,0494	0,0486	0,0485	0,0450	0,0461	0,0452	0,0430	
	25	0,0505	0,0499	0,0487	0,0499	0,0503	0,0496	0,0474	0,0468	0,0467	0,0460	
	30	0,0487	0,0498	0,0491	0,0498	0,0484	0,0490	0,0462	0,0497	0,0465	0,0450	
	50	0,0523	0,0517	0,0515	0,0518	0,0522	0,0518	0,0510	0,0492	0,0508	0,0478	
	80	0,0494	0,0502	0,0497	0,0502	0,0494	0,0493	0,0487	0,0504	0,0486	0,0476	
	100	0,0504	0,0509	0,0506	0,0509	0,0504	0,0512	0,0498	0,0494	0,0499	0,0500	

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Varyansların homojenliđi ve normal dađılıma uygunluk ön Őartının sađlandığı, gruptaki birim sayılarının eŐit olduđu gözlem kombinasyonlarını ićeren simülasyon senaryoları incelendiđinde beklenildiđi üzere F testi mevcut parametrik ve parametrik olmayan alternatifleri dikkate alındığında baŐlangıćta belirlenen Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$) yani nominal düzeyi tahmin etme adına en baŐarılı performansı gösteren testtir. F testi dıŐında KW testinin de ele alınan gözlem kombinasyonları bakımından Tip- I hata düzeyini gruplar arasında yapılan karŐılaŐtırmalar sonucunda koruma eđiliminde olduđu görülmekte ve karŐılaŐtırılacak grup sayısındaki artıŐın (özellikle sekiz grup olması durumunda) performansına olumlu yönde etki ettiđi görülmektedir. İlgili test Tablo 4, Tablo 5 ve Tablo 6’da verilen simülasyon senaryoları sonucunda Tip- I hatayı sırasıyla %4,85-%5,49, %4,80-%5,45 ve %4,85-%5,48 aralıđında üretmiŐtir. Grup sayısındaki artıŐın performansına olumlu yönde etki ettiđi görülen diđer bir testte MM testidir. Her ne kadar Tip- I hatayı koruma yönündeki performansı KW testinin gerisinde kalsa da karŐılaŐtırılacak olan grup sayısının üç ve beŐ olması durumuna göre sekiz grup olması durumundaki performansı dikkate deđer Őekilde artıŐ göstermiŐtir. Simülasyon senaryolarından takip edilebildiđi üzere F testinin parametrik olan ve olmayan alternatiflerinin genel olarak grupların özellikle $n=3$ ve $n=5$ gibi küçük gözlem sayısına sahip olduđu durumlardan olumsuz yönde etkilendiđi söylenebilir. F testinin parametrik olmayan alternatifi olarak ćalıŐmamızda incelenen skor tabanlı testlerden birisi olan Savage testinin performansının genel olarak kötü olduđu, normal dađılıma uygunluk ve grup varyanslarının homojenliđine ait ön varsayımlardan, karŐılaŐtırılacak olan grup sayısındaki artıŐa göre daha fazla etkilendiđi söylenebilir. Ek olarak KW testinin permütasyon versiyonu, MM testi, VW ve Savage testlerinin Tip- I hatayı koruma kriterine göre gösterdikleri performanslar incelendiđinde genel olarak konservatif bir tutum gösterdikleri baŐlangıćta belirlenen Tip- I oranını nominal düzeyinin (0,05) altında tahmin etme eđiliminde oldukları söylenebilir.

4.2. Örneklem hacminin dengeli olmadığı, grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği karşılaştırmalar

Tablo 7’de üç grup arasında yapılan karşılaştırmalara ait simülasyon senaryolarında normal dağılıma uygunluk ve grup varyanslarının homojenliğine ($N(\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 0; \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = 1 \sim 10)$) ait ön koşulların sağlandığı buna karşılık gruplara ait birim sayılarının dengeli olmadığı durumlarda ($n_1: n_2: n_3=3: 5: 7 \sim 70: 90: 100$) testlerin Tip- I hatayı koruma yönünde gösterdikleri performanslarına yer verilmiştir. Tablo 7 incelendiğinde F testinin ve KW testinin permütasyon versiyonunun farklı gözlem kombinasyonlarından etkilenmeden deneme başında belirlenen Tip- I hata oranını tüm simülasyon senaryolarında koruma eğiliminde olduğu görülmüştür. Testlerin performansları incelendiğinde özellikle F testinin bazı durumlarda deneme başında belirlenen Tip- I hata oranını (0,05) yakaladığı, KW testinin permütasyon versiyonunun ise Tip- I hatayı tahminlemede konservatif bir tutum sergilediği görülmüştür. İlgili testleri gösterdikleri benzer performanslarla Welch testi, KW testi ve BF testi takip etmektedir. Her üç test de küçük örneklerde gruplardaki birim sayısının dengesiz olarak tasarlandığı tek bir simülasyon senaryosunda (Welch testi ve KW testi için $\sigma^2= 2$, $n_1: n_2: n_3= 3: 5: 7$; BF testi için $\sigma^2= 4$, $n_1: n_2: n_3= 3: 5: 7$) Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin etmiş olup, bu durumun göz ardı edilebileceği düşünülmüştür. Bu testler dışında AG ve JSO testlerinin varyans değerindeki artıştan etkilenmeden $n_1: n_2: n_3= 3: 5: 7$ senaryosunu içeren tüm durumlarda sapmalı tahminler verdiği görülmüş olup küçük örneklem kapsamında oluşturulan ilgili gözlem kombinasyonu için performanslarının olumsuz yönde etkilendiği belirlenmiştir. MM testinin de $n_1: n_2: n_3=3: 5: 7$ gözlem kombinasyonu için AG ve JSO testlerinin performanslarını tekrar ettiği gözlenmiş olup ek olarak $\sigma^2= 10$, $n_1: n_2: n_3=5: 10: 15$ için Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin ettiği görülmüştür. VW testinin küçük örneklem için oluşturulan gözlem kombinasyonları içeren tüm simülasyon senaryoları için ve Savage testi için ise küçük örneklem için oluşturulan senaryolara ek olarak $n_1: n_2: n_3=20: 25: 30$ içinde Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin etme eğiliminde olduğu gözlenmiştir.

Tablo 7: $\sigma_1^2:\sigma_2^2:\sigma_3^2 = 1:1:1\sim 10:10:10$, $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 0$, örneklem büyüklüğünün dengeli olmadığı ($n_1 \neq n_2 \neq n_3$) $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1	3/5/7	0,0500	0,0542	0,0566	0,0583	0,0456	0,0538	0,0499	0,0426	0,0379	0,0308
	5/10/15	0,0497	0,0524	0,0537	0,0526	0,0485	0,0503	0,0498	0,0520	0,0432	0,0390
	20/25/30	0,0481	0,0474	0,0469	0,0477	0,0477	0,0495	0,0457	0,0511	0,0459	0,0440
	50/60/70	0,0505	0,0499	0,0493	0,0500	0,0505	0,0507	0,0494	0,0523	0,0494	0,0488
	65/75/85	0,0505	0,0508	0,0505	0,0508	0,0504	0,0504	0,0499	0,0506	0,0496	0,0476
70/90/100	0,0489	0,0489	0,0484	0,0489	0,0488	0,0488	0,0488	0,0482	0,0512	0,0487	0,0484
2	3/5/7	0,0518	0,0552	0,0569	0,0587	0,0462	0,0555	0,0518	0,0429	0,0390	0,0303
	5/10/15	0,0489	0,0537	0,0532	0,0536	0,0497	0,0497	0,0494	0,0529	0,0429	0,0390
	20/25/30	0,0489	0,0485	0,0480	0,0487	0,0484	0,0501	0,0470	0,0515	0,0468	0,0452
	50/60/70	0,0490	0,0484	0,0479	0,0484	0,0490	0,0495	0,0482	0,0515	0,0483	0,0471
	65/75/85	0,0500	0,0497	0,0569	0,0587	0,0462	0,0502	0,0518	0,0429	0,0390	0,0303
70/90/100	0,0520	0,0514	0,0509	0,0514	0,0484	0,0512	0,0516	0,0508	0,0513	0,0499	
4	3/5/7	0,0492	0,0537	0,0560	0,0576	0,0443	0,0533	0,0489	0,0426	0,0380	0,0305
	5/10/15	0,0485	0,0521	0,0523	0,0521	0,0488	0,0499	0,0496	0,0518	0,0439	0,0386
	20/25/30	0,0491	0,0494	0,0486	0,0497	0,0492	0,0500	0,0469	0,0523	0,0471	0,0446
	50/60/70	0,0498	0,0497	0,0492	0,0498	0,0500	0,0502	0,0489	0,0521	0,0493	0,0489
	65/75/85	0,0489	0,0493	0,0489	0,0493	0,0488	0,0497	0,0482	0,0517	0,0485	0,0480
70/90/100	0,0496	0,0491	0,0489	0,0491	0,0496	0,0502	0,0490	0,0505	0,0493	0,0484	
8	3/5/7	0,0499	0,0532	0,0560	0,0571	0,0452	0,0536	0,0495	0,0422	0,0378	0,0316
	5/10/15	0,0490	0,0533	0,0530	0,0534	0,0482	0,0507	0,0498	0,0528	0,0444	0,0398
	20/25/30	0,0490	0,0488	0,0482	0,0491	0,0488	0,0494	0,0468	0,0494	0,0481	0,0453
	50/60/70	0,0500	0,0503	0,0499	0,0504	0,0504	0,0515	0,0491	0,0497	0,0496	0,0481
	65/75/85	0,0494	0,0493	0,0490	0,0494	0,0493	0,0484	0,0486	0,0499	0,0490	0,0481
70/90/100	0,0494	0,0495	0,0493	0,0495	0,0494	0,0500	0,0487	0,0519	0,0491	0,0491	
10	3/5/7	0,0491	0,0533	0,0551	0,0575	0,0464	0,0532	0,0484	0,0420	0,0374	0,0309
	5/10/15	0,0502	0,0542	0,0546	0,0541	0,0503	0,0527	0,0504	0,0558	0,0458	0,0402
	20/25/30	0,0492	0,0495	0,0487	0,0498	0,0488	0,0513	0,0472	0,0513	0,0485	0,0447
	50/60/70	0,0490	0,0494	0,0490	0,0495	0,0488	0,0495	0,0482	0,0508	0,0481	0,0467
	65/75/85	0,0504	0,0503	0,0500	0,0504	0,0502	0,0512	0,0498	0,0523	0,0495	0,0491
70/90/100	0,0501	0,0508	0,0503	0,0508	0,0502	0,0506	0,0494	0,0502	0,0495	0,0484	

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Test

Tablo 8, Tablo 7’de dengeli olmayan örneklem için verilen senaryolara ek olarak yine üç grup için birim sayılarının aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içermektedir. İlgili deneme düzenleri incelendiğinde F testi, KW testinin permütasyon versiyonu ve Savage testlerinin tüm simülasyon senaryoları için Peterson kriterine göre Tip- I hatayı sapmasız olarak tahmin etme eğiliminde oldukları ve gruplara ait birim sayılarının aşırı farklılaşmasından etkilenmedikleri görülmüştür. İlgili testleri KW ve VW testleri izlemektedir. KW testinin $\sigma^2=4$, $n_1: n_2: n_3=3: 80: 80$ ve VW testinin ise $\sigma^2=4$, $n_1: n_2: n_3=3: 25: 30$ deneme düzeni için Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin ettiği görülmüştür. Her iki test, Tablo 8’de verilen deneme düzenlerinde Tip- I hatayı konservatif bir şekilde yani başlangıçta belirlenen Tip- I hata oranının ($\alpha=0,05$) altında tahmin etme eğilimindedir. Bu deneme düzenlerinde dikkat çeken nokta özellikle Savage ve VW testlerinin Tablo 7’ye göre değerlendirilen performanslarının tamamen olumlu yönde farklılaşmasıdır. Yukarıda belirtilen testler dışında kalan BFe testi, Welch testi, AG testi, JSO testi ve MM testi Tip- I hatayı koruma yönünde yeterli performansı gösterememişlerdir.

Tablo 8- $\sigma_1^2:\sigma_2^2:\sigma_3^2 = 1:1:1\sim 10:10:10$, $\mu_1 = \mu_2= \mu_3=0$, örneklem büyüklüğünün aşırı farklılık gösterdiği ($n_1\neq n_2\neq n_3$) $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1	3/25/30	0,0498	0,0792	0,0813	0,0723	0,0626	0,0460	0,0502	0,0355	0,0465	0,0491
	3/80/80	0,0489	0,0838	0,0776	0,0744	0,0647	0,0450	0,0490	0,0350	0,0480	0,0542
	5/20/100	0,0512	0,0606	0,0592	0,0568	0,0544	0,0496	0,0510	0,0436	0,0497	0,0500
2	3/25/30	0,0505	0,0816	0,0833	0,0747	0,0641	0,0481	0,0503	0,0378	0,0477	0,0506
	3/80/80	0,0506	0,0836	0,0795	0,0748	0,0661	0,0456	0,0502	0,0344	0,0481	0,0522
	5/20/100	0,0502	0,0599	0,0583	0,0556	0,0532	0,0487	0,0502	0,0422	0,0490	0,0501
4	3/25/30	0,0484	0,0786	0,0802	0,0719	0,0601	0,0451	0,0482	0,0371	0,0445	0,0474
	3/80/80	0,0491	0,0815	0,0774	0,0727	0,0635	0,0437	0,0488	0,0347	0,0473	0,0540
	5/20/100	0,0504	0,0600	0,0585	0,0565	0,0536	0,0481	0,0497	0,0429	0,0493	0,0504
8	3/25/30	0,0491	0,0791	0,0807	0,0722	0,0591	0,0453	0,0487	0,0357	0,0463	0,0489
	3/80/80	0,0503	0,0828	0,0785	0,0737	0,0662	0,0455	0,0505	0,0357	0,0488	0,0536
	5/20/100	0,0507	0,0598	0,0591	0,0562	0,0540	0,0490	0,0505	0,0428	0,0491	0,0497
10	3/25/30	0,0496	0,0798	0,0809	0,0729	0,0603	0,0461	0,0491	0,0367	0,0464	0,0491
	3/80/80	0,0495	0,0803	0,0771	0,0715	0,0645	0,0453	0,0500	0,0339	0,0486	0,0541
	5/20/100	0,0498	0,0584	0,0571	0,0544	0,0531	0,0479	0,0494	0,0432	0,0479	0,0498

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood’un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 9’da beş grup arasında yapılan karşılaştırmalara ait simülasyon senaryolarında normal dağılıma uygunluk ve grup varyanslarının homojenliğine ($N(\mu_1 = \dots = \mu_5 = 0; \sigma_1^2 = \dots = \sigma_5^2 = 1 \sim 10)$) ait ön koşulların sağlandığı buna karşılık gruplara ait birim sayılarının dengeli olmadığı durumlarda ($n_1: \dots: n_5 = 3: 5: 7: 9: 11 \sim 60: 70: 80: 90: 100$) testlerin Tip- I hatayı koruma yönünde gösterdikleri performanslarına yer verilmiştir. İlgili simülasyon senaryolarında F testi, BF testi, KW testi ve KW testinin permütasyon versiyonu Tip- I hata oranını sapmasız olarak tahmin etme yönünde eğilim göstermişlerdir. Bu sonuç, ilgili testlerin Tablo 7’e üç grup olması durumunda gösterdikleri performansı doğruladıkları yönünde değerlendirilecek olup ek olarak karşılaştırılacak olan grup sayısındaki artışında performanslarını etkilemediği söylenebilmektedir. Çalışmaya alınan diğer testlerden Welch testi, AG testi, JSO testi, MM Testi ve VW testi varyans değerindeki artıştan etkilenmeden $n_1: \dots: n_5 = 3: 5: 7: 9: 11$ ve $n_1: \dots: n_5 = 5: 7: 9: 12: 15$ gözlem kombinasyonları dışındaki kombinasyonları içeren tüm simülasyon senaryoları için Tip- I hatayı sapmasız olarak tahmin etmişlerdir. Savage testinin ise küçük örneklem için oluşturulan ilgili gözlem kombinasyonlarına ek olarak $n_1: \dots: n_5 = 20: 22: 24: 25: 30$ senaryosunu da kapsayacak şekilde Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin etme eğiliminde olduğu görülmüştür.

Tablo 9- $\sigma_1^2: \dots: \sigma_5^2 = 1: \dots: 1 \sim 10: \dots: 10$, $\mu_1 = \dots = \mu_5 = 0$, örneklem büyüklüğünün dengeli olmadığı ($n_1 = \dots \neq n_5$) $k=5$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1	3/5/7/9/11	0,0494	0,0713	0,0687	0,0662	0,0458	0,0509	0,0497	0,0379	0,0388	0,0378
	5/7/9/12/15	0,0509	0,0580	0,0560	0,0560	0,0468	0,0513	0,0500	0,0410	0,0424	0,0404
	20/22/24/28/30	0,0513	0,0501	0,0494	0,0503	0,0508	0,0512	0,0479	0,0472	0,0477	0,0442
	50/55/60/65/70	0,0501	0,0504	0,0502	0,0504	0,0500	0,0503	0,0489	0,0488	0,0499	0,0494
	55/65/75/85/95	0,0523	0,0516	0,0514	0,0516	0,0521	0,0498	0,0512	0,0487	0,0506	0,0480
	60/70/80/90/100	0,0500	0,0505	0,0501	0,0505	0,0503	0,0502	0,0492	0,0497	0,0490	0,0482
2	3/5/7/9/11	0,0500	0,0689	0,0669	0,0641	0,0459	0,0494	0,0502	0,0370	0,0380	0,0384
	5/7/9/12/15	0,0512	0,0574	0,0562	0,0555	0,0488	0,0520	0,0510	0,0408	0,0436	0,0407
	20/22/24/28/30	0,0493	0,0498	0,0492	0,0501	0,0492	0,0510	0,0466	0,0482	0,0470	0,0446
	50/55/60/65/70	0,0512	0,0513	0,0506	0,0513	0,0512	0,0510	0,0501	0,0487	0,0501	0,0490
	55/65/75/85/95	0,0492	0,0492	0,0493	0,0492	0,0492	0,0493	0,0486	0,0477	0,0479	0,0475
	60/70/80/90/100	0,0498	0,0501	0,0478	0,0484	0,0483	0,0501	0,0476	0,0489	0,0480	0,0462
4	3/5/7/9/11	0,0519	0,0714	0,0704	0,0663	0,0478	0,0524	0,0519	0,0396	0,0403	0,0386
	5/7/9/12/15	0,0479	0,0558	0,0540	0,0538	0,0454	0,0500	0,0473	0,0399	0,0403	0,0393
	20/22/24/28/30	0,0497	0,0502	0,0496	0,0504	0,0495	0,0509	0,0467	0,0476	0,0469	0,0452
	50/55/60/65/70	0,0492	0,0493	0,0491	0,0494	0,0494	0,0505	0,0482	0,0492	0,0478	0,0470
	55/65/75/85/95	0,0507	0,0504	0,0499	0,0504	0,0505	0,0512	0,0498	0,0495	0,0495	0,0503
	60/70/80/90/100	0,0498	0,0495	0,0493	0,0495	0,0500	0,0504	0,0490	0,0505	0,0487	0,0476
8	3/5/7/9/11	0,0493	0,0696	0,0681	0,0646	0,0452	0,0487	0,0498	0,0377	0,0378	0,0385
	5/7/9/12/15	0,0486	0,0579	0,0551	0,0557	0,0463	0,0500	0,0487	0,0406	0,0421	0,0390
	20/22/24/28/30	0,0488	0,0496	0,0483	0,0497	0,0482	0,0490	0,0455	0,0486	0,0456	0,0427
	50/55/60/65/70	0,0496	0,0492	0,0491	0,0492	0,0496	0,0499	0,0485	0,0479	0,0489	0,0471
	55/65/75/85/95	0,0507	0,0508	0,0506	0,0508	0,0509	0,0505	0,0499	0,0491	0,0495	0,0498
	60/70/80/90/100	0,0500	0,0501	0,0500	0,0501	0,0500	0,0508	0,0491	0,0497	0,0492	0,0483
10	3/5/7/9/11	0,0500	0,0711	0,0690	0,0658	0,0456	0,0504	0,0506	0,0389	0,0391	0,0391
	5/7/9/12/15	0,0503	0,0582	0,0565	0,0564	0,0472	0,0506	0,0501	0,0413	0,0432	0,0401
	20/22/24/28/30	0,0510	0,0497	0,0483	0,0497	0,0482	0,0514	0,0455	0,0486	0,0456	0,0427
	50/55/60/65/70	0,0506	0,0505	0,0491	0,0492	0,0496	0,0519	0,0485	0,0479	0,0489	0,0471
	55/65/75/85/95	0,0512	0,0514	0,0512	0,0514	0,0506	0,0515	0,0501	0,0492	0,0504	0,0486
	60/70/80/90/100	0,0493	0,0494	0,0492	0,0494	0,0488	0,0497	0,0484	0,0488	0,0485	0,0473

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 10, Tablo 9’da dengeli olmayan örneklem için verilen senaryolara ek olarak yine beş grup için birim sayılarının aşırı olarak farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içermektedir. F testinin performansının gruplardaki birim sayısının aşırı farklılığına ek olarak karşılaştırılacak olan grup sayısındaki artıştan da etkilenmediği görülmektedir. F testi ile, KW testinin permütasyon versiyonu ve VW testleri de benzer performansları göstermiş olup Tablo 10’da verilen tüm simülasyon senaryoları için başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini sapmasız olarak tahmin etmişlerdir. VW testi tüm simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı konservatif bir şekilde tahmin etme eğilimindedir. Bu testleri BF testi takip etmektedir. İlgili test tek bir simülasyon senaryosunda (3: 5: 30: 80: 100) Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin etmiştir. Bu testleri Tip- I hatayı koruma yönünde gösterdiği performansla KW ve Savage testleri takip etmektedir. İki test özellikle karşılaştırılacak olan gruplar arasından iki tanesinin birim sayısının n=3 ve n=5 olduğu durumlardan olumsuz yönde etkilenmiş ve Tip- I hata düzeyini koruma yönünde başarılı bir performans ortaya koyamamıştır. JSO testi, MM testi, Welch ve AG testleri genel olarak Tablo 10’da verilen deneme düzenlerinde Tip- I hatayı koruma yönünde başarısız olmuşlardır.

Tablo 10- $\sigma_1^2: \dots: \sigma_5^2 = 1: \dots: 1 \sim 10: \dots: 10$, $\mu_1 = \dots = \mu_5 = 0$, örneklem büyüklüğünün aşırı farklılık gösterdiği ($n_1 = \dots \neq n_5$) k=5 grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1	3/20/25/80/100	0,0493	0,0891	0,0737	0,0701	0,0539	0,0460	0,0496	0,0410	0,0483	0,0533
	3/5/30/80/100	0,0503	0,0932	0,0794	0,0748	0,0535	0,0435	0,0498	0,0385	0,0465	0,0561
	5/10/20/25/80	0,0489	0,0594	0,0555	0,0531	0,0479	0,0471	0,0487	0,0452	0,0458	0,0503
	3/5/10/15/100	0,0515	0,0883	0,0828	0,0723	0,0494	0,0458	0,0516	0,0391	0,0476	0,0577
2	3/20/25/80/100	0,0512	0,0890	0,0750	0,0700	0,0550	0,0475	0,0513	0,0428	0,0496	0,0530
	3/5/30/80/100	0,0511	0,0933	0,0795	0,0738	0,0541	0,0462	0,0507	0,0391	0,0487	0,0561
	5/10/20/25/80	0,0500	0,0602	0,0558	0,0534	0,0496	0,0489	0,0503	0,0446	0,0464	0,0507
	3/5/10/15/100	0,0497	0,0866	0,0817	0,0727	0,0489	0,0442	0,0495	0,0375	0,0454	0,0567
4	3/20/25/80/100	0,0506	0,0894	0,0746	0,0714	0,0546	0,0466	0,0510	0,0411	0,0489	0,0547
	3/5/30/80/100	0,0504	0,0930	0,0792	0,0748	0,0530	0,0445	0,0504	0,0388	0,0474	0,0569
	5/10/20/25/80	0,0492	0,0617	0,0566	0,0553	0,0484	0,0484	0,0497	0,0467	0,0467	0,0505
	3/5/10/15/100	0,0504	0,0883	0,0831	0,0739	0,0497	0,0447	0,0504	0,0386	0,0479	0,0581
8	3/20/25/80/100	0,0483	0,0880	0,0729	0,0698	0,0529	0,0449	0,0486	0,0413	0,0462	0,0541
	3/5/30/80/100	0,0504	0,0907	0,0771	0,0720	0,0535	0,0450	0,0506	0,0398	0,0483	0,0563
	5/10/20/25/80	0,0495	0,0622	0,0563	0,0554	0,0496	0,0471	0,0499	0,0447	0,0460	0,0502
	3/5/10/15/100	0,0494	0,0853	0,0809	0,0707	0,0480	0,0446	0,0492	0,0381	0,0461	0,0562
10	3/20/25/80/100	0,0502	0,0880	0,0727	0,0688	0,0533	0,0453	0,0503	0,0415	0,0479	0,0523
	3/5/30/80/100	0,0480	0,0915	0,0774	0,0737	0,0525	0,0432	0,0486	0,0378	0,0461	0,0563
	5/10/20/25/80	0,0481	0,0616	0,0567	0,0546	0,0494	0,0468	0,0486	0,0460	0,0454	0,0495
	3/5/10/15/100	0,0515	0,0906	0,0861	0,0759	0,0504	0,0444	0,0512	0,0383	0,0471	0,0582

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood’un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 11’de sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalara ait simülasyon senaryolarında normal dağılıma uygunluk ve grup varyanslarının homojenliğine ($N(\mu_1 = \dots = \mu_5 = 0; ; \sigma_1^2 = \dots = \sigma_8^2 = 1 \sim 10)$) ait ön koşulların sağlandığı buna karşılık gruplara ait birim sayılarının dengeli olmadığı durumlarda ($n_1: \dots: n_8=3: 5: 7: 9: 11: 12: 14: 15 \sim 60: 65: 75: 80: 85: 90: 95: 100$) testlerin Tip- I hatayı koruma yönünde gösterdikleri performanslarına yer verilmiştir. İlgili simülasyon senaryolarında Tablo 9’da yer verilen simülasyon senaryolarına benzer olarak, F testinin, BF testinin, KW testinin ve KW testinin permütasyon versiyonunun Tip- I hata oranını sapmasız olarak tahmin etme yönünde eğilim gösterdikleri görülmüştür. Bu testler dışındaki diğer tüm testler varyans değerindeki artıştan etkilenmeden ($n_1: \dots: n_8= 3: 5: 7: 9: 11: 12: 14: 15$) gözlem kombinasyonlarını içeren tüm senaryolarda Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin etme eğiliminde olmuşlardır.

Tablo 11- $\sigma_1^2: \dots: \sigma_8^2 = 1: \dots: 1 \sim 10: \dots: 10$, $\mu_1 = \dots = \mu_8=0$, örneklem büyüklüğünün dengeli olmadığı ($n_1=\dots \neq n_8$) $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0489	0,0858	0,0722	0,0712	0,0467	0,0489	0,0483	0,0398	0,0407	0,0437
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0501	0,0516	0,0498	0,0515	0,0495	0,0504	0,0470	0,0473	0,0465	0,0458
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0502	0,0508	0,0504	0,0508	0,0507	0,0510	0,0492	0,0481	0,0496	0,0495
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0517	0,0519	0,0512	0,0519	0,0521	0,0507	0,0508	0,0488	0,0508	0,0493
2	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0510	0,0857	0,0733	0,0703	0,0478	0,0507	0,0512	0,0387	0,0410	0,0430
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0504	0,0516	0,0506	0,0516	0,0499	0,0515	0,0473	0,0492	0,0471	0,0455
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0500	0,0506	0,0504	0,0506	0,0495	0,0501	0,0489	0,0492	0,0484	0,0484
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0501	0,0506	0,0505	0,0506	0,0500	0,0510	0,0492	0,0487	0,0499	0,0502
4	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0496	0,0864	0,0732	0,0719	0,0466	0,0492	0,0496	0,0398	0,0409	0,0429
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0504	0,0520	0,0504	0,0520	0,0503	0,0513	0,0475	0,0487	0,0473	0,0451
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0502	0,0504	0,0500	0,0504	0,0502	0,0503	0,0492	0,0476	0,0490	0,0486
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0486	0,0480	0,0497	0,0502	0,0503	0,0486	0,0493	0,0493	0,0490	0,0487
8	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0486	0,0874	0,0736	0,0728	0,0471	0,0489	0,0492	0,0388	0,0404	0,0435
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0515	0,0512	0,0502	0,0512	0,0514	0,0508	0,0484	0,0481	0,0489	0,0455
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0497	0,0504	0,0501	0,0504	0,0495	0,0511	0,0485	0,0493	0,0492	0,0485
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0505	0,0502	0,0504	0,0505	0,0507	0,0500	0,0496	0,0490	0,0497	0,0490
10	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0504	0,0869	0,0724	0,0726	0,0472	0,0502	0,0505	0,0411	0,0421	0,0429
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0515	0,0512	0,0502	0,0512	0,0514	0,0508	0,0484	0,0481	0,0489	0,0455
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0494	0,0504	0,0501	0,0504	0,0491	0,0495	0,0481	0,0496	0,0476	0,0487
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0512	0,0507	0,0501	0,0507	0,0511	0,0518	0,0500	0,0489	0,0498	0,0494

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood’un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 12, Tablo 11’de dengeli olmayan örneklem için verilen senaryolara ek olarak yine sekiz grup için birim sayılarının aşırı olarak farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içermektedir. F testinin performansının gruplardaki birim sayısının aşırı farklılığına ek olarak karşılaştırılacak olan grup sayısındaki artıştan da etkilenmediği görülmektedir. F testiyle birlikte BF testi, KW testi, KW testinin permütasyon versiyonu ve VW testlerinin Tablo 12’de verilen tüm simülasyon senaryoları çerçevesinde Peterson kriterine göre başlangıçta verilen Tip- I hata seviyesini koruma eğiliminde olduğu görülmektedir. İlgili testler dışındaki diğer testlerin ise performanslarının yetersiz kaldığı görülmektedir.

Tablo 12- $\sigma_1^2: \dots: \sigma_8^2 = 1: \dots: 1 \sim 10: \dots: 10$, $\mu_1 = \dots = \mu_8 = 0$, örneklem büyüklüğünün aşırı farklılık gösterdiği ($n_1 = \dots \neq n_8$) $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0488	0,0961	0,0723	0,0709	0,0491	0,0454	0,0484	0,0424	0,0452	0,0556
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0507	0,0630	0,0542	0,0534	0,0501	0,0485	0,0509	0,0452	0,0484	0,0528
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0531	0,1015	0,0708	0,0722	0,0510	0,0481	0,0532	0,0436	0,0510	0,0589
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0504	0,0503	0,0495	0,0504	0,0497	0,0493	0,0487	0,0473	0,0486	0,0478
2	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0509	0,0991	0,0760	0,0734	0,0505	0,0476	0,0503	0,0441	0,0483	0,0569
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0500	0,0655	0,0558	0,0554	0,0509	0,0495	0,0504	0,0462	0,0480	0,0522
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0506	0,0999	0,0715	0,0724	0,0517	0,0468	0,0500	0,0421	0,0489	0,0572
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0516	0,0519	0,0512	0,0511	0,0512	0,0509	0,0504	0,0494	0,0504	0,0504
4	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0501	0,0971	0,0730	0,0725	0,0485	0,0465	0,0501	0,0407	0,0480	0,0561
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0493	0,0636	0,0533	0,0536	0,0477	0,0479	0,0495	0,0460	0,0477	0,0533
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0500	0,1026	0,0729	0,0755	0,0504	0,0476	0,0502	0,0420	0,0486	0,0573
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0491	0,0502	0,0490	0,0494	0,0487	0,0488	0,0479	0,0492	0,0480	0,0486
8	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0485	0,0981	0,0743	0,0732	0,0487	0,0453	0,0488	0,0402	0,0459	0,0553
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0508	0,0644	0,0547	0,0549	0,0498	0,0489	0,0506	0,0463	0,0486	0,0525
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0504	0,1031	0,0697	0,0750	0,0515	0,0482	0,0509	0,0441	0,0492	0,0585
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0490	0,0510	0,0502	0,0503	0,0481	0,0493	0,0477	0,0479	0,0479	0,0475
10	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0503	0,0980	0,0749	0,0736	0,0495	0,0460	0,0500	0,0402	0,0469	0,0547
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0499	0,0635	0,0527	0,0540	0,0498	0,0481	0,0504	0,0452	0,0479	0,0527
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0492	0,1024	0,0719	0,0734	0,0513	0,0462	0,0486	0,0421	0,0472	0,0569
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0494	0,0507	0,0505	0,0499	0,0501	0,0500	0,0483	0,0494	0,0482	0,0507

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood’un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Varyansların homojenliği ve normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlandığı ancak gruplardaki birim sayılarının eşit olmadığı gözlem kombinasyonlarını içeren Tablo 7, Tablo 9 ve Tablo 11’de yer verilen simülasyon senaryoları incelendiğinde F testi ve KW testinin permütasyon versiyonunun başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$) yani nominal düzeyi tahmin etme adına en başarılı performansı gösteren testtir. Bu testler, tablolarda verilen tüm simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı koruma eğiliminde olmuşlardır. F testi üç, beş ve sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalarda Tip- I hata düzeyini sırasıyla %4,81-%5,20, %4,79-%5,23 ve %4,86-%5,17 aralığında üretirken, KW testinin permütasyon versiyonu ise sırasıyla %4,57-%5,18, %4,55-%5,19 ve %4,70-%5,12 aralığında üretmiştir. İlgili testleri sadece tek bir simülasyon senaryosunda gösterdikleri sapmalı tahminlerle BF ve KW testleri izlemektedir. BF testi $\sigma^2=4$; $n_1: n_2: n_3=3: 5: 7$ için ve KW testi ise $\sigma^2=2$; $n_1: n_2: n_3= 3: 5: 7$ için Tip- I hata düzeyini sapmalı olarak tahmin etmişlerdir. KW testi üç, beş ve sekiz gruba ait simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı sırasıyla %4,84-%5,38, %4,87-%5,24 ve %4,86-%5,18 aralığında üretirken BF testi ise sırasıyla %4,52-%5,05, %4,52-%5,21 ve %4,66-%5,21 aralığında Tip- I hatayı ürettikleri görülmüştür. Çalışmada yer verilen diğer testlerin ise gruplardaki birim sayısının dengesizliğinden olumsuz yönde etkilendikleri görülmüş olup başlangıçta belirlenen Tip- I hatayı koruma yönündeki performansları yeterli görülmemiştir.

Tablo 8, Tablo 10 ve Tablo 12’de ise yine varyansların homojenliği ve normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlandığı ancak gruplardaki birim sayılarının aşırı bir şekilde farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryolarına yer verilmiştir. İlgili tablolar incelendiğinde F testinin ve KW testinin permütasyon versiyonunun gruplardaki birim sayılarındaki farklılığın aşırı olması durumlarından da etkilenmediği görülmüş ve tüm simülasyon senaryolarında başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$) Peterson kriterine göre koruma eğiliminde oldukları görülmüştür. F testi üç, beş ve sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalarda Tip- I hata düzeyini sırasıyla %4,84-%5,12, %4,80-%5,15 ve %4,85-%5,31 aralığında üretirken, Kruskal-Wallis testinin permütasyon versiyonu ise sırasıyla %4,82-%5,10, %4,86-%5,16 ve %4,84-%5,32 aralığında üretmiştir. İlgili testleri ise VW testi gösterdiği performansla takip etmektedir. Tablo 7 ve Tablo 9 ve Tablo 11’de verilen simülasyon senaryoları sonucunda Tip- I hatayı koruma yönündeki performansı

yeterli görülmeyen testin, gruplardaki birim sayılarının aşırı şekilde farklılaşması sonucunda varyans değerlerindeki artıştan da etkilenmeden başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini konservatif bir şekilde tahmin etme eğiliminde olduğu görülmüştür. VW testi üç, beş ve sekiz grup için Tip- I hata düzeyini sırasıyla %4,63-%4,97, %4,54-%4,96 ve %4,52-%5,10 aralığında üretmiştir. Genel olarak varyansların homojenliği ve normal dağılıma uygunluk ön koşulunun sağlandığı ancak gruplardaki birim sayılarının farklılık gösterdiği durumlarda F testi ve parametrik olmayan alternatifini olan KW testinin permütasyon versiyonu tüm simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı koruma yönünde performanslar göstermişlerdir. Buna karşın gruplardaki birim sayısının dengeli olarak farklılaştığı durumlarda bu iki teste eşlik edebilecek düzeyde performans gösteren testlerin ise birim sayılarında gözlenen farklılaşmanın aşırı olması durumunda performanslarının etkilendiği ve sapmalı sonuçlar verdikleri gözlenmiştir.

4.3. Örneklem hacminin dengeli, grup varyanslarının homojen olmadığı ancak verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği karşılaştırmalar

Örneklem hacminin dengeli ($n_1 = n_2 = n_3 = 3 \sim 100$), grup varyansların homojen olmadığı ancak verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($N(\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 0; \sigma_1^2 : \sigma_2^2 : \sigma_3^2 = 1 : 1 : 2 \sim 1 : 4 : 8)$) durumda, üç grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 13’de verilmiştir. Normallik varsayımının sağlanmasına rağmen, varyansların homojenliği ön şartının sağlanmaması sonucunda F testinin performansının bu durumdan oldukça olumsuz yönde etkilendiği görülmektedir. Varyans heterojenliğinin düşük düzeyde ($\sigma_1^2 = 1, \sigma_2^2 = 1, \sigma_3^2 = 2$ ve $\sigma_1^2 = 1, \sigma_2^2 = 2, \sigma_3^2 = 2$) olduğu simülasyon senaryolarında F testinin Tip- I hata düzeyini nominal değer üzerinde tahmin etme eğiliminde de olsa korumaya çalıştığı görülmektedir. Ancak grup varyanslarındaki farklılaşmanın artmasıyla birlikte F testinin performansının Tip- I hatayı korumak için yeterli olmadığı görülmektedir. Buna karşın AG ve Welch testleri üç grup arasında yapılan karşılaştırmalarda Tip- I hatayı koruma yönünde en iyi performansları ortaya koyan testlerdir. Dolayısıyla Tablo 13’de verilen simülasyon senaryoları dikkate alındığında

F testinin alternatifi olarak bu iki test önerilebilir. F testinin parametrik alternatiflerinden bir tanesi olarak çalışmamızda yer alan JSO testinin ise yine varyansların homojen olduğu durumdan uzak kalsa da performansının genel olarak iyi olduğu söylenebilir. Testin performansının grup varyanslarının heterojenlik seviyesinden etkilenmediği ve özellikle $n \geq 10$ olması durumunda deneme başında belirlenen Tip- I hata düzeyini koruma eğiliminde olduğu gözlenmiştir. Varyansların homojenliğine dair ön koşulun sağlanması durumunda üç grup arasında yapılan karşılaştırmalarda performansı yeterli görünmeyen testlerden bir tanesi olan VW testinin ise grup varyanslarının heterojen olması durumunda daha iyi sonuçlar verdiği görülmüştür. Özellikle F testinde de gözlemlenen grup varyanslarında bir tanesinin diğer iki gruba göre yüksek olması durumunda ilgili testin Tip- I hatayı nominal düzeyde koruma yönünde yeterli performansı gösteremediği görülmüştür. İki grup varyansının birbirine yakın ve diğer gruptan daha yüksek olduğu senaryolarda ($\sigma_1^2 = 1, \sigma_2^2 = 2, \sigma_3^2 = 2$; $\sigma_1^2 = 1, \sigma_2^2 = 4, \sigma_3^2 = 4$; $\sigma_1^2 = 1, \sigma_2^2 = 8, \sigma_3^2 = 8$; $\sigma_1^2 = 1, \sigma_2^2 = 10, \sigma_3^2 = 10$ ve $\sigma_1^2 = 1, \sigma_2^2 = 4, \sigma_3^2 = 8$) ise $n \geq 5$ olması durumunda nominal düzeyi koruma bakımından güvenilir sonuçlar verdiği görülmektedir. F testinin alternatifi olarak çalışmada yer alan BF testi, KW testi, KW testinin permütasyon versiyonu, MM ve Savage testlerinin; F testiyle birlikte Tip- I hata düzeyini koruma yönünde başarısız performanslar gösterdiği belirlenmiştir. Özellikle Savage testinin neredeyse tüm senaryolarda Tip- I hatayı yeterli düzeyde koruyamadığı görülmektedir.

Tablo 13- $\sigma_1^2:\sigma_2^2:\sigma_3^2 = 1:1:2 \sim 1:4:8$, $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 0$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1=n_2=n_3$) olduğu $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1:1:2	3	0,0537	0,0379	0,0389	0,0508	0,0326	0,0911	0,0542	0,0000	0,0134	0,0086
	5	0,0662	0,0480	0,0464	0,0511	0,0458	0,0634	0,0547	0,0705	0,0424	0,0307
	10	0,0564	0,0522	0,0508	0,0535	0,0534	0,0557	0,0500	0,0373	0,0476	0,0489
	15	0,0541	0,0490	0,0479	0,0497	0,0519	0,0536	0,0498	0,0473	0,0473	0,0583
	20	0,0523	0,0495	0,0486	0,0500	0,0509	0,0522	0,0495	0,0482	0,0466	0,0714
	25	0,0519	0,0484	0,0474	0,0487	0,0509	0,0510	0,0494	0,0486	0,0461	0,0793
	30	0,0514	0,0493	0,0487	0,0494	0,0509	0,0523	0,0499	0,0443	0,0469	0,0945
	50	0,0526	0,0500	0,0495	0,0501	0,0523	0,0527	0,0519	0,0505	0,0481	0,1429
	80	0,0517	0,0500	0,0498	0,0500	0,0514	0,0522	0,0509	0,0563	0,0462	0,2217
	100	0,0519	0,0491	0,0488	0,0491	0,0518	0,0530	0,0515	0,0530	0,0463	0,2752
1:2:2	3	0,0539	0,0413	0,0408	0,0538	0,0322	0,0885	0,0524	0,0000	0,0124	0,0081
	5	0,0524	0,0460	0,0458	0,0516	0,0526	0,0570	0,0679	0,0757	0,0484	0,0388
	10	0,0516	0,0490	0,0476	0,0505	0,0484	0,0531	0,0453	0,0348	0,0458	0,0445
	15	0,0520	0,0502	0,0491	0,0509	0,0504	0,0538	0,0481	0,0494	0,0480	0,0530
	20	0,0504	0,0490	0,0480	0,0493	0,0495	0,0517	0,0480	0,0490	0,0473	0,0582
	25	0,0505	0,0495	0,0488	0,0498	0,0497	0,0508	0,0483	0,0501	0,0467	0,0657
	30	0,0512	0,0500	0,0493	0,0502	0,0506	0,0524	0,0493	0,0469	0,0479	0,0771
	50	0,0528	0,0514	0,0508	0,0514	0,0524	0,0543	0,0518	0,0514	0,0497	0,1076
	80	0,0512	0,0490	0,0488	0,0491	0,0510	0,0517	0,0506	0,0569	0,0480	0,1576
	100	0,0522	0,0502	0,0500	0,0502	0,0520	0,0520	0,0516	0,0541	0,0493	0,2002
1:1:4	3	0,0681	0,0448	0,0442	0,0577	0,0418	0,1066	0,0706	0,0000	0,0170	0,0117
	5	0,0669	0,0497	0,0458	0,0485	0,0547	0,0638	0,0551	0,0384	0,0464	0,0707
	10	0,0614	0,0478	0,0458	0,0485	0,0547	0,0583	0,0551	0,0384	0,0464	0,0707
	15	0,0652	0,0515	0,0500	0,0518	0,0602	0,0601	0,0610	0,0527	0,0481	0,1102
	20	0,0617	0,0487	0,0481	0,0490	0,0584	0,0592	0,0589	0,0538	0,0475	0,1470
	25	0,0599	0,0489	0,0478	0,0491	0,0571	0,0569	0,0577	0,0515	0,0453	0,1905
	30	0,0601	0,0506	0,0497	0,0507	0,0575	0,0581	0,0582	0,0482	0,0451	0,2314
	50	0,0607	0,0501	0,0494	0,0502	0,0591	0,0581	0,0596	0,0525	0,0440	0,3922
	80	0,0587	0,0498	0,0495	0,0498	0,0578	0,0556	0,0581	0,0606	0,0415	0,6132
	100	0,0583	0,0504	0,0503	0,0504	0,0576	0,0571	0,0578	0,0581	0,0414	0,7245
1:4:4	3	0,0621	0,0459	0,0453	0,0583	0,0371	0,1002	0,0636	0,0000	0,0168	0,0112
	5	0,0594	0,0508	0,0494	0,0541	0,0468	0,0631	0,0602	0,0799	0,0459	0,0345
	10	0,0556	0,0501	0,0489	0,0509	0,0507	0,0581	0,0496	0,0409	0,0479	0,0552
	15	0,0547	0,0504	0,0492	0,0506	0,0518	0,0569	0,0509	0,0546	0,0484	0,0717
	20	0,0552	0,0490	0,0482	0,0492	0,0532	0,0559	0,0526	0,0557	0,0488	0,0901
	25	0,0551	0,0499	0,0493	0,0500	0,0535	0,0563	0,0530	0,0556	0,0486	0,1119
	30	0,0540	0,0497	0,0489	0,0497	0,0527	0,0570	0,0521	0,0524	0,0497	0,1323
	50	0,0540	0,0501	0,0497	0,0501	0,0532	0,0566	0,0528	0,0559	0,0490	0,2364
	80	0,0540	0,0507	0,0505	0,0507	0,0534	0,0574	0,0532	0,0659	0,0499	0,4274
	100	0,0534	0,0488	0,0486	0,0488	0,0532	0,0548	0,0531	0,0599	0,0492	0,5464
1:1:8	3	0,0865	0,0491	0,0461	0,0620	0,0537	0,1252	0,0939	0,0000	0,0206	0,0141
	5	0,0827	0,0503	0,0470	0,0533	0,0613	0,0703	0,0892	0,0807	0,0568	0,0511
	10	0,0765	0,0509	0,0489	0,0515	0,0637	0,0699	0,0700	0,0422	0,0520	0,1054
	15	0,0723	0,0499	0,0484	0,0500	0,0640	0,0662	0,0687	0,0567	0,0479	0,1717
	20	0,0728	0,0505	0,0493	0,0506	0,0656	0,0664	0,0697	0,0611	0,0477	0,2385
	25	0,0740	0,0517	0,0507	0,0517	0,0679	0,0676	0,0714	0,0582	0,0467	0,3120
	30	0,0712	0,0487	0,0476	0,0487	0,0669	0,0655	0,0692	0,0520	0,0441	0,3742
	50	0,0678	0,0490	0,0491	0,0490	0,0649	0,0637	0,0668	0,0566	0,0412	0,6187
	80	0,0683	0,0502	0,0500	0,0502	0,0666	0,0652	0,0676	0,0681	0,0413	0,8461
	100	0,0685	0,0486	0,0484	0,0486	0,0673	0,0658	0,0681	0,0619	0,0396	0,9173
1:8:8	3	0,0668	0,0508	0,0495	0,0639	0,0384	0,1088	0,0739	0,0000	0,0215	0,0153
	5	0,0630	0,0541	0,0519	0,0568	0,0471	0,0696	0,0666	0,0951	0,0507	0,0421
	10	0,0605	0,0530	0,0512	0,0529	0,0542	0,0649	0,0549	0,0517	0,0525	0,0675
	15	0,0598	0,0513	0,0504	0,0510	0,0560	0,0644	0,0562	0,0671	0,0523	0,0929
	20	0,0577	0,0514	0,0506	0,0513	0,0551	0,0634	0,0552	0,0718	0,0519	0,1235
	25	0,0566	0,0501	0,0499	0,0500	0,0546	0,0629	0,0547	0,0712	0,0520	0,1583
	30	0,0583	0,0519	0,0516	0,0517	0,0566	0,0632	0,0566	0,0663	0,0520	0,1977
	50	0,0596	0,0503	0,0498	0,0503	0,0585	0,0626	0,0584	0,0690	0,0532	0,3839
	80	0,0566	0,0481	0,0481	0,0480	0,0559	0,0624	0,0560	0,0789	0,0517	0,6658
	100	0,0563	0,0497	0,0495	0,0497	0,0558	0,0608	0,0558	0,0733	0,0511	0,7977

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 13 (devamı)- $\sigma_1^2:\sigma_2^2:\sigma_3^2 = 1:1:2\sim 1:4:8$, $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3=0$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1=n_2=n_3$) olduğu $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1:1:10	3	0,0959	0,0519	0,0479	0,0647	0,0585	0,1378	0,1071	0,0000	0,0233	0,0164
	5	0,0878	0,0516	0,0474	0,0542	0,0638	0,0727	0,0961	0,0844	0,0594	0,0530
	10	0,0789	0,0496	0,0473	0,0500	0,0645	0,0689	0,0728	0,0432	0,0490	0,1188
	15	0,0769	0,0499	0,0486	0,0500	0,0667	0,0695	0,0732	0,0610	0,0493	0,1885
	20	0,0755	0,0504	0,0492	0,0504	0,0683	0,0705	0,0730	0,0618	0,0483	0,2646
	25	0,0755	0,0504	0,0493	0,0504	0,0687	0,0676	0,0730	0,0607	0,0448	0,3444
	30	0,0744	0,0485	0,0479	0,0485	0,0685	0,0667	0,0723	0,0559	0,0433	0,4193
	50	0,0717	0,0506	0,0502	0,0506	0,0683	0,0673	0,0705	0,0590	0,0424	0,6730
	80	0,0731	0,0500	0,0498	0,0500	0,0712	0,0691	0,0723	0,0701	0,0425	0,8789
	100	0,0718	0,0512	0,0511	0,0512	0,0704	0,0697	0,0715	0,0651	0,0422	0,9426
1:10:10	3	0,0686	0,0553	0,0545	0,0683	0,0391	0,1103	0,0764	0,0000	0,0236	0,0173
	5	0,0625	0,0548	0,0545	0,0683	0,0391	0,0696	0,0764	0,0000	0,0236	0,0173
	10	0,0608	0,0513	0,0501	0,0509	0,0535	0,0649	0,0548	0,0544	0,0524	0,0708
	15	0,0588	0,0507	0,0500	0,0502	0,0545	0,0649	0,0551	0,0729	0,0520	0,0976
	20	0,0576	0,0498	0,0492	0,0497	0,0548	0,0645	0,0550	0,0769	0,0522	0,1337
	25	0,0575	0,0498	0,0493	0,0496	0,0551	0,0629	0,0553	0,0736	0,0518	0,1684
	30	0,0580	0,0501	0,0500	0,0499	0,0559	0,0639	0,0561	0,0699	0,0528	0,2136
	50	0,0567	0,0491	0,0489	0,0491	0,0554	0,0636	0,0556	0,0741	0,0514	0,4233
	80	0,0586	0,0504	0,0503	0,0504	0,0578	0,0642	0,0579	0,0844	0,0531	0,7088
	100	0,0582	0,0504	0,0502	0,0503	0,0577	0,0633	0,0578	0,0800	0,0533	0,8402
1:4:8	3	0,0683	0,0495	0,0494	0,0623	0,0398	0,1078	0,0724	0,0000	0,0194	0,0137
	5	0,0658	0,0507	0,0487	0,0535	0,0508	0,0667	0,0689	0,0859	0,0496	0,0406
	10	0,0622	0,0522	0,0505	0,0523	0,0555	0,0628	0,0566	0,0448	0,0503	0,0731
	15	0,0601	0,0496	0,0493	0,0497	0,0556	0,0606	0,0563	0,0616	0,0495	0,1013
	20	0,0594	0,0493	0,0486	0,0493	0,0562	0,0619	0,0566	0,0631	0,0500	0,1398
	25	0,0581	0,0504	0,0498	0,0504	0,0556	0,0611	0,0559	0,0632	0,0492	0,1785
	30	0,0601	0,0508	0,0506	0,0508	0,0576	0,0624	0,0582	0,0574	0,0499	0,2169
	50	0,0595	0,0500	0,0498	0,0500	0,0579	0,0619	0,0583	0,0631	0,0486	0,4075
	80	0,0577	0,0502	0,0500	0,0502	0,0572	0,0598	0,0574	0,0707	0,0477	0,6617
	100	0,0594	0,0488	0,0486	0,0488	0,0590	0,0599	0,0590	0,0660	0,0480	0,7852

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Test

Örneklem hacminin dengeli ($n_1 = \dots = n_5=3\sim 100$), grup varyansların homojen olmadığı ancak verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($N(\mu_1 = \dots = \mu_5 = 0; \sigma_1^2: \dots : \sigma_5^2 = 1:1:2:2:2\sim 1:2:4:8:10)$) durumda, beş grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 14'de verilmiştir. Tablo 14 incelendiğinde açık bir şekilde görülmektedir ki F testinin performansı karşılaştırılacak olan grup sayısının artmasından ziyade grup varyanslarının heterojenliğinden daha çok etkilenmekte ve Tip- I hatayı koruma yönünden performansı yetersiz kalmaktadır. Grup varyanslarındaki değişimden en az etkilenen ve özellikle gruptaki birim sayısının $n \geq 5$ olduğu tüm simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı koruma eğiliminde olduğu görülen test AG testidir. Bu testi aynı performansı özellikle gruptaki birim sayılarının $n \geq 10$ olması durumunda gösteren Welch ve JSO testleri izlemektedir. İlgili simülasyon senaryoları incelendiğinde F testinin alternatiflerinin başta AG testi ve nispeten de Welch ve JSO

testleri olduğu söylenebilir. F testinin alternatifi olarak çalışmaya dahil edilen diğer testlerin ise Peterson kriteri dikkate alınarak yapılan performans değerlendirmelerinde başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini korumada yetersiz kaldıkları görülmüştür. Üç grup karşılaştırılmasında olduğu gibi Savage testinin yine en sapsmalı sonuçları verdiği görülmektedir. İlgili tabloda dikkat çeken bir diğer sonuç ise Savage testi dışında kalan testlerin (BF testi, KW testi, KW testinin permütasyon versiyonu, MM testi ve van der Waerden testi) $\sigma_1^2 = \dots \neq \sigma_5^2 = 1: 1: 2: 2: 2$ olması durumunda n=3 ve n=5 dışındaki simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı koruma eğiliminde olduklarıdır.

Tablo 14- $\sigma_1^2: \dots : \sigma_5^2 = 1: 1: 2: 2: 2 \sim 1: 2: 4: 8: 10$, $\mu_1 = \dots = \mu_5=0$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1=\dots=n_5$) olduğu k=5 grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1:1:2:2:2	3	0,0559	0,0645	0,0520	0,0691	0,0294	0,0616	0,0576	0,0144	0,0189	0,0218
	5	0,0548	0,0565	0,0518	0,0580	0,0429	0,0573	0,0553	0,0432	0,0370	0,0329
	10	0,0533	0,0508	0,0486	0,0513	0,0500	0,0535	0,0457	0,0429	0,0452	0,0477
	15	0,0530	0,0510	0,0497	0,0514	0,0513	0,0529	0,0478	0,0469	0,0471	0,0605
	20	0,0551	0,0502	0,0486	0,0504	0,0538	0,0539	0,0513	0,0514	0,0488	0,0732
	25	0,0552	0,0510	0,0506	0,0511	0,0545	0,0532	0,0523	0,0481	0,0501	0,0832
	30	0,0532	0,0502	0,0500	0,0503	0,0527	0,0520	0,0570	0,0496	0,0483	0,0929
	50	0,0522	0,0487	0,0483	0,0487	0,0519	0,0511	0,0510	0,0490	0,0497	0,1384
	80	0,0551	0,0500	0,0500	0,0501	0,0549	0,0533	0,0543	0,0506	0,0514	0,2263
	100	0,0538	0,0496	0,0493	0,0496	0,0536	0,0521	0,0532	0,0513	0,0505	0,2849
1:1:4:4:4	3	0,0667	0,0701	0,0558	0,0745	0,0354	0,0679	0,0714	0,0155	0,0243	0,0265
	5	0,0644	0,0585	0,0527	0,0588	0,0497	0,0646	0,0672	0,0471	0,0446	0,0433
	10	0,0620	0,0511	0,0480	0,0510	0,0557	0,0595	0,0540	0,0453	0,0497	0,0715
	15	0,0615	0,0515	0,0496	0,0513	0,0579	0,0603	0,0564	0,0498	0,0531	0,1017
	20	0,0614	0,0505	0,0495	0,0505	0,0586	0,0591	0,0576	0,0536	0,0536	0,1319
	25	0,0605	0,0490	0,0481	0,0491	0,0585	0,0578	0,0576	0,0526	0,0527	0,1650
	30	0,0597	0,0477	0,0474	0,0477	0,0580	0,0566	0,0574	0,0551	0,0525	0,2031
	50	0,0634	0,0507	0,0501	0,0507	0,0621	0,0583	0,0616	0,0543	0,0555	0,3795
	80	0,0608	0,0486	0,0484	0,0486	0,0600	0,0569	0,0599	0,0541	0,0531	0,6394
	100	0,0621	0,0517	0,0516	0,0517	0,0616	0,0599	0,0614	0,0587	0,0554	0,7705
1:1:8:8:8	3	0,0755	0,0770	0,0588	0,0812	0,0366	0,0743	0,0838	0,0180	0,0290	0,0327
	5	0,0721	0,0623	0,0533	0,0610	0,0503	0,0718	0,0752	0,0525	0,0498	0,0511
	10	0,0695	0,0529	0,0488	0,0520	0,0611	0,0662	0,0616	0,0516	0,0558	0,0943
	15	0,0692	0,0514	0,0491	0,0507	0,0642	0,0668	0,0643	0,0583	0,0585	0,1411
	20	0,0676	0,0510	0,0496	0,0506	0,0634	0,0655	0,0635	0,0626	0,0574	0,1964
	25	0,0668	0,0500	0,0496	0,0499	0,0637	0,0641	0,0637	0,0590	0,0568	0,2545
	30	0,0683	0,0503	0,0494	0,0501	0,0660	0,0658	0,0661	0,0633	0,0587	0,3263
	50	0,0682	0,0493	0,0491	0,0493	0,0669	0,0659	0,0669	0,0621	0,0595	0,6009
	80	0,0677	0,0526	0,0521	0,0526	0,0667	0,0647	0,0667	0,0609	0,0592	0,8780
	100	0,0691	0,0508	0,0507	0,0508	0,0683	0,0672	0,0683	0,0631	0,0618	0,9533

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Test

Tablo 14 (devamı)- $\sigma_1^2: \dots: \sigma_5^2 = 1: 1: 2: 2: 2 \sim 1: 2: 4: 8: 10$, $\mu_1 = \dots = \mu_5=0$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1=\dots=n_5$) olduğu $k=5$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1:1:10:10:10	3	0,0814	0,0822	0,0629	0,0854	0,0375	0,0812	0,0914	0,0199	0,0333	0,0354
	5	0,0726	0,0638	0,0538	0,0621	0,0506	0,0750	0,0778	0,0538	0,0507	0,0548
	10	0,0730	0,0549	0,0502	0,0537	0,0630	0,0709	0,0646	0,0566	0,0585	0,1023
	15	0,0703	0,0515	0,0496	0,0510	0,0640	0,0691	0,0648	0,0609	0,0589	0,1515
	20	0,0705	0,0515	0,0505	0,0511	0,0663	0,0692	0,0667	0,0669	0,0608	0,2112
	25	0,0708	0,0502	0,0494	0,0500	0,0678	0,0677	0,0681	0,0617	0,0606	0,2836
	30	0,0690	0,0501	0,0490	0,0498	0,0662	0,0670	0,0664	0,0662	0,0591	0,3592
	50	0,0686	0,0507	0,0505	0,0506	0,0672	0,0671	0,0673	0,0644	0,0601	0,6560
	80	0,0684	0,0513	0,0511	0,0513	0,0676	0,0691	0,0677	0,0675	0,0610	0,9138
	100	0,0681	0,0497	0,0495	0,0497	0,0673	0,0676	0,0674	0,0664	0,0594	0,9716
1:2:4:8:10	3	0,0740	0,0722	0,0562	0,0763	0,0379	0,0744	0,0807	0,0162	0,0275	0,0312
	5	0,0734	0,0604	0,0532	0,0602	0,0543	0,0700	0,0780	0,0484	0,0480	0,0508
	10	0,0693	0,0532	0,0496	0,0527	0,0614	0,0635	0,0617	0,0490	0,0531	0,0953
	15	0,0675	0,0494	0,0472	0,0491	0,0619	0,0616	0,0619	0,0538	0,0534	0,1378
	20	0,0694	0,0506	0,0492	0,0505	0,0657	0,0629	0,0658	0,0581	0,0562	0,1940
	25	0,0706	0,0515	0,0508	0,0514	0,0674	0,0643	0,0675	0,0562	0,0570	0,2495
	30	0,0694	0,0508	0,0501	0,0507	0,0670	0,0629	0,0671	0,0576	0,0562	0,3166
	50	0,0693	0,0514	0,0510	0,0513	0,0678	0,0636	0,0679	0,0600	0,0574	0,5576
	80	0,0701	0,0510	0,0508	0,0510	0,0689	0,0620	0,0690	0,0569	0,0562	0,8254
	100	0,0682	0,0509	0,0507	0,0509	0,0676	0,0624	0,0677	0,0598	0,0557	0,9161

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Örneklem hacminin dengeli ($n_1= \dots = n_8=3\sim 100$), grup varyansların homojen olmadığı ancak verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($N(\mu_1 = \dots = \mu_8 =0; \sigma_1^2: \dots: \sigma_8^2 = 1:1:1:1:1:1:2\sim 1:2:4:4:8:8:10:10)$) durumda, sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 15'de verilmiştir. Tablo 15 incelendiğinde F testinin önceden belirlenen Tip- I hata düzeyini, Tablo 13 ve Tablo 14'de verilen simülasyon senaryolarında olduğu gibi korumakta yetersiz kaldığı görülmüştür. AG testinin performansı her ne kadar Tablo 15'de verilen simülasyon senaryolarında gösterdiği performansın gerisinde kalsa da sekiz gruptan her birinin örneklem hacminin birbirine eşit ve $n \geq 10$ olduğu tüm simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı koruma yönünde eğilim gösterdiği görülmektedir. Karşılaştırılacak olan grup sayısının artmasıyla birlikte her ne kadar MM testi dışında genel anlamda tüm testlerin performansı gerileme gösterse de; AG testinden sonra, Welch ve JSO testleri yine F testinin alternatifleri olarak görülebilir. Her iki testte gruplardaki birim sayılarının $n \geq 15$ olması durumundaki tüm simülasyon senaryoları için Tip- I hatayı koruma yönünde performans göstermektedir. Bu testleri performansı yeterli olarak görülmede, karşılaştırılacak olan grup sayısındaki atıştan olumlu yönünde etkilendiği düşünülen MM testi izlemektedir. Bu testler dışında kalan tüm testlerin performansı Tip- I hatayı koruma anlamında yeterli görülmemiştir.

Tablo 15- $\sigma_1^2: \dots : \sigma_8^2 = 1: 1: 1: 1: 1: 1: 1: 2 \sim 1: 2: 4: 4: 8: 8: 10: 10$, $\mu_1 = \dots = \mu_8 = 0$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1 = \dots = n_8$) olduğu $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1:1:1:1:1:1:1:2	3	0,0542	0,1079	0,0641	0,1027	0,0269	0,0558	0,0547	0,0153	0,0178	0,0220
	5	0,0554	0,0706	0,0561	0,0693	0,0436	0,0543	0,0556	0,0227	0,0351	0,0348
	10	0,0548	0,0553	0,0509	0,0553	0,0512	0,0527	0,0461	0,0476	0,0436	0,0504
	15	0,0548	0,0526	0,0500	0,0527	0,0528	0,0511	0,0491	0,0457	0,0461	0,0635
	20	0,0543	0,0513	0,0495	0,0514	0,0531	0,0519	0,0503	0,0470	0,0464	0,0773
	25	0,0547	0,0505	0,0496	0,0506	0,0540	0,0507	0,0517	0,0450	0,0481	0,0888
	30	0,0540	0,0522	0,0509	0,0522	0,0534	0,0514	0,0514	0,0503	0,0496	0,1883
	50	0,0558	0,0519	0,0509	0,0519	0,0554	0,0523	0,0541	0,0475	0,0506	0,1573
	80	0,0551	0,0506	0,0506	0,0507	0,0549	0,0516	0,0542	0,0505	0,0503	0,2364
	100	0,0571	0,0508	0,0504	0,0508	0,0569	0,0530	0,0562	0,0498	0,0516	0,3000
1:1:1:1:1:1:1:4	3	0,0732	0,1095	0,0641	0,1051	0,0412	0,0613	0,0764	0,0151	0,0230	0,0320
	5	0,0736	0,0716	0,0562	0,0701	0,0569	0,0583	0,0759	0,0229	0,0415	0,0514
	10	0,0727	0,0573	0,0516	0,0571	0,0654	0,0570	0,0636	0,0477	0,0490	0,0986
	15	0,0722	0,0527	0,0508	0,0527	0,0673	0,0561	0,0662	0,0481	0,0488	0,1477
	20	0,0725	0,0522	0,0501	0,0522	0,0687	0,0565	0,0682	0,0487	0,0522	0,1991
	25	0,0690	0,0512	0,0500	0,0512	0,0665	0,0556	0,0659	0,0472	0,0491	0,2495
	30	0,0732	0,0516	0,0504	0,0516	0,0707	0,0566	0,0704	0,0506	0,0519	0,3042
	50	0,0712	0,0501	0,0497	0,0501	0,0697	0,0552	0,0696	0,0485	0,0513	0,5040
	80	0,0728	0,0499	0,0492	0,0499	0,0721	0,0554	0,0720	0,0494	0,0507	0,7233
	100	0,0727	0,0515	0,0515	0,0515	0,0719	0,0566	0,0719	0,0518	0,0511	0,8252
1:1:1:1:1:1:1:8	3	0,1090	0,1096	0,0630	0,1049	0,0638	0,0687	0,1187	0,0163	0,0304	0,0451
	5	0,1029	0,0707	0,0543	0,0686	0,0752	0,0644	0,1097	0,0236	0,0500	0,0761
	10	0,1019	0,0562	0,0504	0,0562	0,0852	0,0602	0,0926	0,0487	0,0526	0,1666
	15	0,1000	0,0524	0,0498	0,0524	0,0887	0,0614	0,0944	0,0486	0,0538	0,2595
	20	0,0985	0,0536	0,0515	0,0537	0,0906	0,0613	0,0951	0,0488	0,0534	0,3529
	25	0,0979	0,0512	0,0498	0,0511	0,0906	0,0588	0,0946	0,0469	0,0512	0,4453
	30	0,0989	0,0500	0,0492	0,0500	0,0925	0,0588	0,0965	0,0514	0,0519	0,5270
	50	0,0974	0,0518	0,0513	0,0518	0,0938	0,0600	0,0958	0,0504	0,0509	0,7735
	80	0,1007	0,0517	0,0516	0,0517	0,0980	0,0608	0,0997	0,0526	0,0527	0,9376
	100	0,0968	0,0490	0,0488	0,0490	0,0952	0,0587	0,0963	0,4452	0,0502	0,9753
1:1:1:1:1:1:1:10	3	0,1200	0,1089	0,0617	0,1045	0,0678	0,0711	0,1311	0,0154	0,0320	0,0508
	5	0,1144	0,0722	0,0566	0,0704	0,0807	0,0668	0,1222	0,0247	0,0533	0,0839
	10	0,1098	0,0569	0,0516	0,0568	0,0905	0,0636	0,1023	0,0516	0,0544	0,1878
	15	0,1101	0,0546	0,0518	0,0547	0,0940	0,0618	0,1043	0,0486	0,0537	0,2943
	20	0,1098	0,0503	0,0487	0,0504	0,0984	0,0613	0,1057	0,0492	0,0535	0,4018
	25	0,1093	0,0504	0,0494	0,0504	0,1001	0,0613	0,1059	0,0473	0,0541	0,4981
	30	0,1049	0,0508	0,0497	0,0509	0,0974	0,0609	0,1026	0,0527	0,0519	0,5855
	50	0,1049	0,0497	0,0494	0,0512	0,0974	0,0594	0,1035	0,0503	0,0501	0,5636
	80	0,1061	0,0490	0,0488	0,0490	0,1033	0,0598	0,1052	0,0508	0,0499	0,9607
	100	0,1067	0,0511	0,0509	0,0511	0,1042	0,0611	0,1059	0,0505	0,0509	0,9870
1:1:1:2:2:2:4:4	3	0,0666	0,1092	0,0643	0,1046	0,0330	0,0600	0,0698	0,0150	0,0222	0,0285
	5	0,0660	0,0725	0,0564	0,0703	0,0505	0,0608	0,0679	0,0236	0,0417	0,0495
	10	0,0674	0,0556	0,0509	0,0552	0,0609	0,0575	0,0580	0,0487	0,0504	0,0849
	15	0,0673	0,0532	0,0501	0,0531	0,0638	0,0586	0,0618	0,0500	0,0541	0,1263
	20	0,0653	0,0524	0,0500	0,0523	0,0627	0,0570	0,0604	0,0488	0,0530	0,1680
	25	0,0665	0,0530	0,0519	0,0530	0,0649	0,0586	0,0635	0,0481	0,0553	0,2119
	30	0,0665	0,0510	0,0502	0,0510	0,0649	0,0574	0,0637	0,0524	0,0556	0,2588
	50	0,0667	0,0498	0,0490	0,0498	0,0659	0,0573	0,0653	0,0496	0,0559	0,4559
	80	0,0663	0,0500	0,0509	0,0511	0,0616	0,0576	0,0634	0,0536	0,0555	0,8727
	100	0,0653	0,0521	0,0519	0,0521	0,0649	0,0578	0,0646	0,0516	0,0564	0,8267
1:1:1:1:4:4:4:4	3	0,0714	0,1162	0,0684	0,1114	0,0345	0,0649	0,0756	0,0162	0,0253	0,0342
	5	0,0716	0,0751	0,0574	0,0729	0,0522	0,0644	0,0735	0,0248	0,0446	0,0559
	10	0,0698	0,0576	0,0517	0,0571	0,0624	0,0617	0,0607	0,0533	0,0536	0,1010
	15	0,0687	0,0528	0,0499	0,0526	0,0641	0,0602	0,0625	0,0496	0,0555	0,1502
	20	0,0690	0,0519	0,0499	0,0518	0,0660	0,0604	0,0650	0,0505	0,0572	0,2045
	25	0,0684	0,0510	0,0500	0,0510	0,0661	0,0610	0,0652	0,0488	0,0585	0,2656
	30	0,0689	0,0509	0,0498	0,0509	0,0667	0,0600	0,0661	0,0535	0,0588	0,3343
	50	0,0698	0,0501	0,0496	0,0501	0,0689	0,0605	0,0683	0,0505	0,0599	0,6711
	80	0,0707	0,0522	0,0519	0,0522	0,0699	0,0607	0,0697	0,0562	0,0613	0,8584
	100	0,0727	0,0515	0,0515	0,0515	0,0719	0,0566	0,0719	0,0518	0,0511	0,8252

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 15 (devamı)- $\sigma_1^2 : \dots : \sigma_8^2 = 1 : 1 : 1 : 1 : 1 : 1 : 1 : 2 \sim 1 : 2 : 4 : 4 : 8 : 8 : 10 : 10$, $\mu_1 = \dots = \mu_8 = 0$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1 = \dots = n_8$) olduğu $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1:1:1:1:8:8:10:10	3	0,0900	0,1239	0,0704	0,1183	0,0393	0,0779	0,0999	0,0172	0,0347	0,0455
	5	0,0873	0,0780	0,0558	0,0747	0,0569	0,0742	0,0921	0,0273	0,0542	0,0771
	10	0,0866	0,0593	0,0522	0,0581	0,0739	0,0717	0,0770	0,0574	0,0628	0,1581
	15	0,0841	0,0527	0,0490	0,0522	0,0754	0,0709	0,0771	0,0559	0,0643	0,2556
	20	0,0812	0,0513	0,0491	0,0510	0,0756	0,0702	0,0767	0,0553	0,0633	0,3590
	25	0,0837	0,0519	0,0500	0,0517	0,0793	0,0701	0,0801	0,0546	0,0659	0,4743
	30	0,0825	0,0513	0,0500	0,0512	0,0789	0,0704	0,0795	0,0584	0,0665	0,5797
	50	0,0798	0,0484	0,0478	0,0484	0,0780	0,0677	0,0783	0,0546	0,0657	0,8734
	80	0,0814	0,0501	0,0498	0,0501	0,0801	0,0691	0,0804	0,0597	0,0666	0,9906
	100	0,0819	0,0508	0,0506	0,0508	0,0808	0,0694	0,0810	0,0570	0,0677	0,9987
1:2:4:4:8:8:10:10	3	0,0683	0,1194	0,0699	0,1137	0,0329	0,0661	0,0724	0,0169	0,0252	0,0319
	5	0,0695	0,0749	0,0553	0,0714	0,0504	0,0638	0,0712	0,0265	0,0431	0,0522
	10	0,0674	0,0558	0,0497	0,0548	0,0603	0,0608	0,0580	0,0541	0,0527	0,0930
	15	0,0678	0,0534	0,0493	0,0528	0,0629	0,0609	0,0613	0,0537	0,0553	0,1382
	20	0,0667	0,0527	0,0503	0,0523	0,0637	0,0625	0,0620	0,0549	0,0569	0,1852
	25	0,0691	0,0505	0,0491	0,0503	0,0666	0,0627	0,0654	0,0535	0,0589	0,2385
	30	0,0654	0,0495	0,0480	0,0492	0,0634	0,0600	0,0625	0,0581	0,0570	0,3007
	50	0,0672	0,0510	0,0503	0,0509	0,0663	0,0614	0,0656	0,0553	0,0599	0,5559
	80	0,0658	0,0487	0,0487	0,0486	0,0649	0,0594	0,0645	0,0545	0,0576	0,8380
	100	0,0660	0,0481	0,0477	0,0481	0,0655	0,0607	0,0652	0,0553	0,0602	0,9332

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlandığı ancak varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği simülasyon senaryoları incelendiğinde beklenildiği üzere F testi grup varyanslarındaki bozulmadan fazlaca etkilenmiş ve Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuş ve oldukça sapmalı sonuçlar vermiştir. Peterson kriterine göre belirlenen performansları dikkate alındığında AG testinin F testinin bu deneme düzenlerinde en iyi alternatif olduğu ve üç grup, beş grup ve sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalarda sırasıyla %4,53- %5,45, %4,72-%5,38 ve %4,77-%5,43 Tip- I hata olasılığını gerçekleştirdiği görülmüştür. Çalışmada yer verilen diğer testlerden, F testinin bu deneme düzenindeki AG testisinden sonraki alternatifleri Welch testi ve JSO testleri olarak görülebilir. Welch testinin üç, beş ve sekiz gruplu deneme düzenlerinde başlangıçta $\alpha=0,05$ olarak belirlenen Tip- I hata olasılığını sırasıyla %4,60-%5,48, %4,77-%5,49 ve %4,81- %5,46 düzeyinde ürettiği görülmektedir. JSO testi ise ilgili Tip- I hata olasılığını sırasıyla %4,80-%5,42, %4,86-%5,37 ve %4,81-%5,48 düzeyinde üretmiştir. Bu testler dışında çalışmada yer verilen F testinin parametrik olan ve olmayan alternatifleri Tip- I hatayı koruma yönünde genel olarak sapmalı sonuçlar vermiş ve performansları yeterli görülmemiştir. Ancak ilginç bir nokta varyansların homojenlik ön şartının sağlandığı durumda olduğu gibi, ilgili şartın sağlanmadığı durumda da

simülasyon senaryolarında karşılaştırılacak olan grup sayısındaki artıştan performansının olumlu yönde etkilendiği görülen MM testidir. Çalışmaya alınan testler arasında genel olarak Tablo 13, Tablo 14 ve Tablo 15’de yer verilen deneme düzenlerinde en kötü performansı gösteren test, F testinin parametrik olmayan alternatifleri arasında yer alan Savage testidir.

4.4. Örneklem hacminin dengeli olmadığı, grup varyanslarının homojen olmadığı ancak verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği karşılaştırmalar

Grup varyansların homojen olmadığı ancak verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($N(\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 0; \sigma_1^2: \sigma_2^2: \sigma_3^2 = 1: 1: 2 \sim 1: 4: 8)$) durumda, üç grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 16’da verilmiştir. Tablo 16’da yer verilen simülasyon senaryoları, ek olarak gruplara ait birim sayılarının dengeli olmadığı ($n_1: n_2: n_3 = 3: 5: 7 \sim 70: 90: 100$) durumları da içermektedir. İlgili tablo incelendiğinde F testinin varyansların homojenliği varsayımının bozulmasından, gruplardaki birim sayısının farklılaşmasına göre daha fazla etkilendiği görülmektedir. İlgili testin performansı incelendiğinde deneme başlangıcında belirlenen Tip- I hata düzeyini koruyamadığı görülmektedir. İlgili deneme düzeninde JSO testinin tüm simülasyon senaryolarında Tip- I hata düzeyini koruma eğiliminde olduğu görülmüştür. İlgili testi Welch ve AG testleri izlemektedir. Welch testinin $\sigma_1^2: \sigma_2^2: \sigma_3^2 = 1: 4: 8$ ve $n_1: n_2: n_3 = 3: 5: 7$ için Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin ettiği görülmüştür. AG testinin ise $\sigma_1^2: \sigma_2^2: \sigma_3^2 = 1: 8: 8$; $n_1: n_2: n_3 = 3: 5: 7$ ve $\sigma_1^2: \sigma_2^2: \sigma_3^2 = 1: 4: 8$; $n_1: n_2: n_3 = 3: 5: 7$ koşullarındaki senaryolar için Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin ettiği görülmektedir. Dolayısıyla Tablo 16’da verilen simülasyon senaryoları dikkate alındığında başta JSO testi olmak üzere, Welch ve AG testlerinin, F testinin alternatifi olabileceği düşünülmektedir. İlgili testler grupların birim sayılarının farklılaşmasından olumsuz yönde etkilenmeyip Tip- I hatayı koruma yönünde eğilim göstermişlerdir. F testinin alternatifleri olarak alınan diğer testlerin performansının ise Tip- I hatayı koruma yönünde yetersiz kaldıkları görülmektedir.

Tablo 16- $\sigma_1^2:\sigma_2^2:\sigma_3^2 = 1:1:2\sim 1:4:8$, $\mu_1=\mu_2=\mu_3=0$, örneklem büyüklüğünün dengeli olmadığı ($n_1\neq n_2\neq n_3$) $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ_2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1:1:2	3/5/7	0,0347	0,0485	0,0492	0,0527	0,0435	0,0420	0,0342	0,0447	0,0280	0,0206
	5/10/15	0,0303	0,0514	0,0512	0,0522	0,0496	0,0390	0,0307	0,0557	0,0291	0,0257
	20/25/30	0,0423	0,0504	0,0495	0,0507	0,0516	0,0472	0,0403	0,0539	0,0396	0,0682
	50/60/70	0,0443	0,0510	0,0505	0,0511	0,0535	0,0478	0,0431	0,0542	0,0405	0,1549
	65/75/85	0,0447	0,0495	0,0491	0,0495	0,0516	0,0488	0,0442	0,0529	0,0411	0,1979
70/90/100	0,0445	0,0500	0,0497	0,0501	0,0526	0,0474	0,0441	0,0513	0,0400	0,2313	
1:2:2	3/5/7	0,0394	0,0483	0,0498	0,0528	0,0446	0,0456	0,0393	0,0439	0,0321	0,0246
	5/10/15	0,0347	0,0506	0,0508	0,0515	0,0498	0,0391	0,0354	0,0538	0,0320	0,0279
	20/25/30	0,0431	0,0487	0,0480	0,0489	0,0506	0,0466	0,0411	0,0547	0,0411	0,0510
	50/60/70	0,0443	0,0510	0,0480	0,0484	0,0517	0,0478	0,0439	0,0548	0,0428	0,0995
	65/75/85	0,0468	0,0501	0,0499	0,0502	0,0522	0,0488	0,0463	0,0521	0,0448	0,1263
70/90/100	0,0427	0,0489	0,0487	0,0489	0,0504	0,0457	0,0421	0,0529	0,0411	0,1342	
1:1:4	3/5/7	0,0319	0,0483	0,0485	0,0531	0,0468	0,0405	0,0324	0,0511	0,0269	0,0187
	5/10/15	0,0227	0,0508	0,0502	0,0512	0,0523	0,0335	0,0234	0,0609	0,0210	0,0249
	20/25/30	0,0408	0,0502	0,0495	0,0505	0,0576	0,0487	0,0390	0,0598	0,0321	0,1548
	50/60/70	0,0420	0,0495	0,0490	0,0495	0,0573	0,0477	0,0415	0,0592	0,0314	0,4513
	65/75/85	0,0458	0,0488	0,0485	0,0488	0,0586	0,0519	0,0452	0,0594	0,0345	0,5698
70/90/100	0,0442	0,0500	0,0495	0,0500	0,0581	0,0495	0,0438	0,0578	0,0326	0,6388	
1:4:4	3/5/7	0,0355	0,0456	0,0454	0,0503	0,0477	0,0419	0,0357	0,0445	0,0291	0,0205
	5/10/15	0,0299	0,0485	0,0481	0,0501	0,0543	0,0347	0,0307	0,0579	0,0275	0,0252
	20/25/30	0,0423	0,0497	0,0490	0,0499	0,0558	0,0484	0,0405	0,0621	0,0394	0,0763
	50/60/70	0,0451	0,0514	0,0509	0,0515	0,0567	0,0488	0,0446	0,0626	0,0425	0,2246
	65/75/85	0,0468	0,0500	0,0498	0,0501	0,0553	0,0492	0,0461	0,0606	0,0424	0,3205
70/90/100	0,0426	0,0501	0,0499	0,0501	0,0544	0,0471	0,0421	0,0611	0,0401	0,3462	
1:1:8	3/5/7	0,0316	0,0498	0,0491	0,0529	0,0556	0,0424	0,0333	0,0606	0,0262	0,0193
	5/10/15	0,0200	0,0489	0,0487	0,0494	0,0601	0,0336	0,0208	0,0728	0,0180	0,0340
	20/25/30	0,0440	0,0513	0,0502	0,0514	0,0651	0,0532	0,0424	0,0677	0,0302	0,2640
	50/60/70	0,0463	0,0502	0,0498	0,0503	0,0656	0,0552	0,0457	0,0655	0,0297	0,6913
	65/75/85	0,0506	0,0522	0,0519	0,0522	0,0683	0,0571	0,0500	0,0659	0,0320	0,8025
70/90/100	0,0468	0,0491	0,0488	0,0491	0,0653	0,0550	0,0464	0,0640	0,0285	0,8667	
1:8:8	3/5/7	0,0335	0,0473	0,0443	0,0514	0,0497	0,0411	0,0341	0,0494	0,0277	0,0202
	5/10/15	0,0284	0,0484	0,0471	0,0500	0,0576	0,0331	0,0287	0,0733	0,0266	0,0259
	20/25/30	0,0434	0,0489	0,0481	0,0489	0,0573	0,0491	0,0414	0,0762	0,0397	0,0995
	50/60/70	0,0458	0,0503	0,0500	0,0502	0,0588	0,0518	0,0449	0,0751	0,0428	0,3644
	65/75/85	0,0450	0,0491	0,0489	0,0491	0,0551	0,0507	0,0446	0,0760	0,0421	0,5192
70/90/100	0,0420	0,0500	0,0497	0,0500	0,0571	0,0481	0,0416	0,0756	0,0391	0,5672	
1:1:10	3/5/7	0,0313	0,0470	0,0467	0,0505	0,0569	0,0417	0,0334	0,0622	0,0252	0,0199
	5/10/15	0,0199	0,0522	0,0514	0,0525	0,0631	0,0345	0,0214	0,0789	0,0177	0,0377
	20/25/30	0,0446	0,0515	0,0505	0,0516	0,0670	0,0549	0,0432	0,0699	0,0301	0,2934
	50/60/70	0,0470	0,0507	0,0503	0,0507	0,0679	0,0552	0,0464	0,0688	0,0287	0,7388
	65/75/85	0,0516	0,0515	0,0511	0,0515	0,0688	0,0582	0,0511	0,0671	0,0314	0,8492
70/90/100	0,0492	0,0509	0,0507	0,0509	0,0705	0,0571	0,0487	0,0672	0,0291	0,9010	
1:10:10	3/5/7	0,0327	0,0482	0,0452	0,0518	0,0517	0,0407	0,0341	0,0472	0,0279	0,0205
	5/10/15	0,0289	0,0485	0,0467	0,0497	0,0605	0,0331	0,0294	0,0774	0,0268	0,0264
	20/25/30	0,0439	0,0518	0,0512	0,0517	0,0583	0,0509	0,0423	0,0841	0,0412	0,1075
	50/60/70	0,0436	0,0480	0,0479	0,0480	0,0576	0,0499	0,0430	0,0792	0,0421	0,3975
	65/75/85	0,0475	0,0502	0,0501	0,0501	0,0587	0,0551	0,0470	0,0826	0,0451	0,5747
70/90/100	0,0436	0,0503	0,0503	0,0503	0,0589	0,0504	0,0433	0,0821	0,0414	0,6177	
1:4:8	3/5/7	0,0279	0,0447	0,0426	0,0486	0,0472	0,0367	0,0282	0,0471	0,0240	0,0163
	5/10/15	0,0221	0,0480	0,0468	0,0496	0,0554	0,0302	0,0224	0,0683	0,0209	0,0214
	20/25/30	0,0407	0,0496	0,0491	0,0498	0,0587	0,0473	0,0393	0,0704	0,0352	0,1256
	50/60/70	0,0429	0,0510	0,0506	0,0511	0,0591	0,0499	0,0422	0,0690	0,0370	0,4197
	65/75/85	0,0448	0,0498	0,0495	0,0498	0,0572	0,0509	0,0441	0,0668	0,0371	0,5618
70/90/100	0,0407	0,0483	0,0480	0,0483	0,0582	0,0469	0,0403	0,0657	0,0339	0,6183	

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 17, grup varyansların homojen olmadığı ancak verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($N(\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 0; \sigma_1^2: \sigma_2^2: \sigma_3^2 = 1:1:2 \sim 1:4:8)$) durumları, ek olarak gruplardaki birim sayılarının aşırı olarak farklılaştığı ($n_1: n_2: n_3 = 3: 25: 30 \sim 5: 20: 100$) senaryoları da içermektedir. Tablo 17 incelendiğinde Peterson kriterine göre, F testinin, KW testinin, KW testinin permütasyon versiyonunun, VW ve Savage testlerinin Tip- I hatayı kontrol etmekte oldukça başarısız oldukları ve tabloda verilen tüm simülasyon senaryolarında sapmalı sonuçlar verdikleri görülmüştür. Her ne kadar F testi ve çalışmaya alınan parametrik ve parametrik olmayan versiyonlarının performansları ilgili deneme düzeninde yeterli olarak görülmesi de JSO testinin gruplardaki birim sayılarının $n_1: n_2: n_3 = 5: 20: 100$ olduğu senaryolarda grup varyanslarındaki farklılaşmadan etkilenmeden Tip- I hatayı kontrol etmek adına liberal bir tutum gösterme eğiliminde olduğu söylenebilir. Ancak genel olarak bakıldığında Tablo 17’de verilen simülasyon senaryolarına göre F testine alternatif olabilecek bir test önerilememektedir.

Tablo 17- $\sigma_1^2: \sigma_2^2: \sigma_3^2 = 1: 1: 2 \sim 1: 4: 8$, $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 0$, örneklem büyüklüğünün aşırı farklılık gösterdiği ($n_1 \neq n_2 \neq n_3$) $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ_2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1:1:2	3/25/30	0,0296	0,0805	0,0821	0,0743	0,0581	0,0352	0,0287	0,0399	0,0286	0,0395
	3/80/80	0,0303	0,0817	0,0794	0,0727	0,0588	0,0353	0,0297	0,0374	0,0284	0,1149
	5/20/100	0,0076	0,0578	0,0574	0,0540	0,0507	0,0162	0,0078	0,0420	0,0087	0,0103
1:2:2	3/25/30	0,0238	0,0759	0,0786	0,0708	0,0549	0,0291	0,0238	0,0378	0,0241	0,0226
	3/80/80	0,0240	0,0826	0,0829	0,0736	0,0585	0,0275	0,0238	0,0368	0,0237	0,0218
	5/20/100	0,0244	0,0597	0,0596	0,0557	0,0524	0,0289	0,0244	0,0439	0,0244	0,0232
1:1:4	3/25/30	0,0180	0,0791	0,0823	0,0725	0,0562	0,0287	0,0174	0,0462	0,0161	0,0620
	3/80/80	0,0211	0,0820	0,0822	0,0733	0,0583	0,0328	0,0200	0,0444	0,0177	0,3374
	5/20/100	0,0008	0,0589	0,0588	0,0556	0,0534	0,0053	0,0009	0,0515	0,0010	0,0090
1:4:4	3/25/30	0,0184	0,0689	0,0736	0,0661	0,0578	0,0222	0,0187	0,0379	0,0184	0,0168
	3/80/80	0,0174	0,0794	0,0830	0,0717	0,0622	0,0196	0,0173	0,0348	0,0172	0,0176
	5/20/100	0,0193	0,0560	0,0587	0,0532	0,0602	0,0215	0,0197	0,0445	0,0191	0,0215
1:1:8	3/25/30	0,0160	0,0771	0,0816	0,0714	0,0612	0,0300	0,0148	0,0568	0,0132	0,1062
	3/80/80	0,0192	0,0808	0,0813	0,0716	0,0643	0,0335	0,0171	0,0532	0,0138	0,5578
	5/20/100	0,0000	0,0560	0,0566	0,0533	0,0544	0,0019	0,0000	0,0653	0,0001	0,0128
1:8:8	3/25/30	0,0186	0,0607	0,0654	0,0594	0,0662	0,0207	0,0182	0,0397	0,0179	0,0179
	3/80/80	0,0170	0,0767	0,0823	0,0702	0,0698	0,0180	0,0171	0,0368	0,0165	0,0173
	5/20/100	0,0176	0,0558	0,0577	0,0538	0,0656	0,0190	0,0178	0,0483	0,0173	0,0203
1:1:10	3/25/30	0,0158	0,0769	0,0804	0,0708	0,0630	0,0317	0,0144	0,0614	0,0131	0,1201
	3/80/80	0,0185	0,0823	0,0814	0,0729	0,0658	0,0348	0,0164	0,0563	0,0134	0,6126
	5/20/100	0,0001	0,0576	0,0585	0,0548	0,0595	0,0016	0,0001	0,0728	0,0000	0,0140
1:10:10	3/25/30	0,0179	0,0567	0,0591	0,0555	0,0669	0,0194	0,0178	0,0401	0,0176	0,0177
	3/80/80	0,0159	0,0733	0,0784	0,0674	0,0702	0,0167	0,0162	0,0377	0,0155	0,0181
	5/20/100	0,0165	0,0532	0,0549	0,0515	0,0685	0,0182	0,0168	0,0479	0,0163	0,0201
1:4:8	3/25/30	0,0170	0,0640	0,0687	0,0618	0,0629	0,0214	0,0163	0,0429	0,0155	0,0272
	3/80/80	0,0172	0,0785	0,0830	0,0713	0,0658	0,0200	0,0166	0,0382	0,0143	0,0923
	5/20/100	0,0030	0,0554	0,0559	0,0535	0,0602	0,0078	0,0030	0,0463	0,0034	0,0064

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood’un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Grup varyansların homojen olmadığı ancak verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($N(\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 0; \sigma_1^2: \sigma_2^2: \sigma_3^2 = 1:1:2 \sim 1:4:8)$) durumda, üç grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 18’de verilmiştir. Tablo 18, Tablo 16 ve Tablo 17’den farklı olarak grup varyanslarındaki farklılaşma miktarıyla birlikte gruplar ait gözlem sayılarının aynı miktarda farklılaşmadığı durumları içermektedir. Bunun anlamı tabloda yer alan simülasyon senaryolarında varyansı yüksek olan gruba daha düşük gözlem sayısı, varyansı düşük olan gruba ise daha yüksek gözlem sayısı atanarak varyans ve birim sayısı arasında ters eşleme yapılmasıdır. Varyanslardaki bozulmadan öncelikli olarak etkilenen F testi ilgili deneme düzenlerinde de beklenildiği gibi Tip- I hatayı korumaya yönelik yeterli bir performans ortaya koyamamıştır. Üç grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda KW testi ve KW testinin permütasyon versiyonu hiçbir simülasyon senaryosunda deneme öncesinde benimsenen Tip- I hata düzeyini belirlenen kriterlere göre tahmin edememiştir. Savage testi ise sadece iki durumda ($\sigma_1^2: \sigma_2^2: \sigma_3^2 = 1: 1: 2; n_1: n_2: n_3=7: 5: 3$ ve $\sigma_1^2: \sigma_2^2: \sigma_3^2 = 1: 2: 2; n_1: n_2: n_3=7: 5: 3$) Tip- I hatayı koruma eğiliminde olmasına karşın performansı yeterli görülmemektedir. Tablo 18 incelendiğinde grup varyanslarının farklılaşması durumunda F testine alternatif olarak gösterilebilecek olan testlerin AG, JSO ve Welch testleri olduğu söylenebilir. JSO, AG ve Welch testleri $n_1: n_2: n_3=7: 5: 3$ ve $n_1: n_2: n_3=15: 10: 5$ koşulları dışındaki tüm gözlem kombinasyonlarında grup varyanslarındaki farklılaşma miktarından etkilenmeden Tip- I hatayı koruma yönünde eğilim göstermiştir.

Tablo 18- $\sigma_1^2:\sigma_2^2:\sigma_3^2 = 1:1:2 \sim 1:4:8$, $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 0$, örneklem büyüklüğünün ters eşleme ($n_1 \neq n_2 \neq n_3$) olduğu $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1:1:2	7/5/3	0,0788	0,0602	0,0622	0,0637	0,0545	0,0714	0,0797	0,0443	0,0538	0,0461
	15/10/5	0,0874	0,0583	0,0567	0,0573	0,0567	0,0695	0,0880	0,0543	0,0677	0,0757
	30/25/20	0,0659	0,0510	0,0503	0,0511	0,0525	0,0593	0,0632	0,0534	0,0571	0,0968
	70/60/50	0,0629	0,0498	0,0495	0,0498	0,0529	0,0574	0,0616	0,0542	0,0556	0,1773
	85/75/65	0,0609	0,0512	0,0509	0,0512	0,0531	0,0570	0,0601	0,0534	0,0539	0,2147
	100/90/70	0,0628	0,0487	0,0484	0,0487	0,0516	0,0572	0,0622	0,0510	0,0550	0,2422
1:2:2	7/5/3	0,0740	0,0606	0,0649	0,0639	0,0497	0,0705	0,0746	0,0458	0,0516	0,0455
	15/10/5	0,0793	0,0562	0,0568	0,0552	0,0515	0,0703	0,0802	0,0565	0,0655	0,0704
	30/25/20	0,0617	0,0504	0,0496	0,0505	0,0503	0,0581	0,0590	0,0536	0,0550	0,0841
	70/60/50	0,0599	0,0509	0,0506	0,0510	0,0519	0,0570	0,0590	0,0549	0,0552	0,1508
	85/75/65	0,0587	0,0510	0,0511	0,0510	0,0522	0,0566	0,0578	0,0548	0,0554	0,2076
	100/90/70	0,0593	0,0503	0,0499	0,0503	0,0514	0,0562	0,0586	0,0512	0,0553	0,2044
1:1:4	7/5/3	0,1310	0,0673	0,0666	0,0699	0,0711	0,1018	0,1374	0,0458	0,0834	0,0696
	15/10/5	0,1454	0,0568	0,0548	0,0549	0,0624	0,0880	0,1478	0,0546	0,0928	0,1286
	30/25/20	0,0858	0,0496	0,0491	0,0496	0,0576	0,0685	0,0834	0,0555	0,0614	0,2116
	70/60/50	0,0816	0,0493	0,0491	0,0493	0,0595	0,0670	0,0806	0,0571	0,0570	0,4852
	85/75/65	0,0780	0,0493	0,0488	0,0493	0,0601	0,0662	0,0775	0,0572	0,0540	0,5817
	100/90/70	0,0852	0,0509	0,0506	0,0509	0,0610	0,0691	0,0847	0,0556	0,0603	0,6465
1:4:4	7/5/3	0,0971	0,0649	0,0685	0,0669	0,0501	0,0875	0,1005	0,0512	0,0683	0,0601
	15/10/5	0,1054	0,0566	0,0571	0,0551	0,0515	0,0873	0,1073	0,0611	0,0810	0,1101
	30/25/20	0,0691	0,0500	0,0495	0,0499	0,0514	0,0677	0,0665	0,0626	0,0604	0,1538
	70/60/50	0,0696	0,0522	0,0520	0,0522	0,0551	0,0684	0,0684	0,0640	0,0619	0,3724
	85/75/65	0,0656	0,0504	0,0502	0,0504	0,0541	0,0641	0,0648	0,0621	0,0580	0,4658
	100/90/70	0,0673	0,0505	0,0502	0,0504	0,0544	0,0659	0,0666	0,0594	0,0596	0,5469
1:1:8	7/5/3	0,1889	0,0700	0,0665	0,0715	0,0788	0,1324	0,2052	0,0471	0,1149	0,0902
	15/10/5	0,2040	0,0565	0,0528	0,0541	0,0664	0,1014	0,2095	0,0581	0,1081	0,1822
	30/25/20	0,1097	0,0494	0,0484	0,0492	0,0652	0,0795	0,1070	0,0593	0,0658	0,3410
	70/60/50	0,1002	0,0493	0,0488	0,0492	0,0666	0,0763	0,0993	0,0611	0,0579	0,7176
	85/75/65	0,0944	0,0505	0,0501	0,0505	0,0693	0,0757	0,0935	0,0617	0,0547	0,8124
	100/90/70	0,1038	0,0470	0,0468	0,0470	0,0669	0,0795	0,1032	0,0592	0,0606	0,8657
1:8:8	7/5/3	0,1185	0,0697	0,0749	0,0704	0,0473	0,1061	0,1252	0,0612	0,0830	0,0763
	15/10/5	0,1272	0,0578	0,0571	0,0554	0,0510	0,1060	0,1303	0,0741	0,0956	0,1487
	30/25/20	0,0756	0,0497	0,0494	0,0495	0,0532	0,0762	0,0731	0,0727	0,0641	0,2257
	70/60/50	0,0707	0,0493	0,0491	0,0492	0,0538	0,0744	0,0697	0,0727	0,0630	0,5796
	85/75/65	0,0684	0,0483	0,0481	0,0483	0,0539	0,0712	0,0675	0,0708	0,0597	0,6907
	100/90/70	0,0723	0,0503	0,0500	0,0503	0,0563	0,0753	0,0716	0,0735	0,0637	0,7852
1:1:10	7/5/3	0,2054	0,0699	0,0644	0,0705	0,0799	0,1397	0,2248	0,0470	0,1246	0,0964
	15/10/5	0,2279	0,0584	0,0531	0,0557	0,0702	0,1080	0,2345	0,0606	0,1159	0,2013
	30/25/20	0,1159	0,0518	0,0511	0,0517	0,0676	0,0826	0,1129	0,0628	0,0656	0,3777
	70/60/50	0,1056	0,0510	0,0508	0,0510	0,0700	0,0816	0,1045	0,0625	0,0598	0,7639
	85/75/65	0,0979	0,0503	0,0502	0,0503	0,0698	0,0778	0,0969	0,0640	0,0543	0,8544
	100/90/70	0,1125	0,0521	0,0520	0,0521	0,0718	0,0845	0,1118	0,0609	0,0623	0,8996
1:10:10	7/5/3	0,1228	0,0703	0,0754	0,0708	0,0466	0,1117	0,1325	0,0648	0,0858	0,0803
	15/10/5	0,1320	0,0581	0,0576	0,0555	0,0520	0,1103	0,1353	0,0782	0,0995	0,1595
	30/25/20	0,0788	0,0493	0,0494	0,0491	0,0539	0,0821	0,0762	0,0774	0,0679	0,2445
	70/60/50	0,0737	0,0497	0,0497	0,0496	0,0543	0,0769	0,0727	0,0792	0,0631	0,6309
	85/75/65	0,0705	0,0503	0,0505	0,0502	0,0555	0,0748	0,0699	0,0785	0,0624	0,7451
	100/90/70	0,0719	0,0504	0,0503	0,0504	0,0559	0,0764	0,0713	0,0781	0,0642	0,8276
1:4:8	7/5/3	0,1123	0,0662	0,0711	0,0679	0,0526	0,0974	0,1170	0,0535	0,0770	0,0676
	15/10/5	0,1213	0,0568	0,0556	0,0545	0,0539	0,0934	0,1233	0,0632	0,0898	0,1238
	30/25/20	0,0749	0,0478	0,0471	0,0476	0,0520	0,0706	0,0724	0,0628	0,0638	0,1770
	70/60/50	0,0809	0,0509	0,0505	0,0508	0,0563	0,0743	0,0801	0,0665	0,0626	0,5620
	85/75/65	0,0808	0,0498	0,0497	0,0498	0,0593	0,0753	0,0802	0,0671	0,0604	0,7376
	100/90/70	0,0821	0,0501	0,0498	0,0501	0,0574	0,0738	0,0815	0,0636	0,0644	0,7533

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Grup varyansların homojen olmadığı ancak verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($N(\mu_1 = \dots = \mu_5 = 0; \sigma_1^2: \dots: \sigma_5^2 = 1: 1: 2: 2: 2 \sim 1: 2: 4: 8: 10)$) durumda, beş grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 19’da verilmiştir. Tablo 19’da yer verilen simülasyon senaryoları, ek olarak gruplara ait birim sayılarının dengeli olmadığı ($n_1: \dots: n_5=3: 5: 7: 9: 11 \sim 60: 70: 80: 90: 100$) durumları da içermektedir. İlgili tablo incelendiğinde Peterson kriterine göre Tip- I hatayı koruma yönünde en iyi performansı AG testinin gösterdiği görülmektedir. AG testi $\sigma_1^2: \dots: \sigma_5^2 = 1: 1: 2: 2: 2; n_1: \dots: n_5= 3: 5: 7: 9: 11$ ve $\sigma_1^2: \dots: \sigma_5^2 = 1: 1: 4: 4: 4; n_1: \dots: n_5=3: 5: 7: 9: 11$ senaryoları dışında beş grup arasında yapılan tüm karşılaştırmaları içeren desenlerde başlangıçta $\alpha=0,05$ düzeyinde belirlenen Tip- I hata oranını koruma yönünde performans göstermiştir. JSO ve Welch testleri de $n_1: \dots: n_5=3: 5: 7: 9: 11$ durumu dışındaki tüm gözlem kombinasyonları için grup varyanslarındaki farklılaşmadan etkilenmeden Tip- I hatayı koruma yönünde eğilim göstermişlerdir. F testi de dahil olmak tabloda yer verilen diğer testlerin performansının ise yeterli olmadığı ve sapmalı sonuçlar verdikleri görülmektedir. İlgili tabloda en kötü performansı yine Savage testi göstermiş olup; simülasyon senaryolarının tamamında Tip- I hatayı kontrol etmekte başarısız olmuştur.

Tablo 19- $\sigma_1^2: \dots: \sigma_5^2 = 1:1:2:2:2 \sim 1:2:4:8:10$, $\mu_1 = \dots = \mu_5=0$, örneklem büyüklüğünün dengeli olmadığı ($n_1=\dots \neq n_5$) $k=5$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1:1:2:2:2	3/5/7/9/11	0,0337	0,0632	0,0629	0,0597	0,0474	0,0387	0,0339	0,0392	0,0272	0,0239
	5/7/9/12/15	0,0369	0,0540	0,0533	0,0538	0,0507	0,0415	0,0371	0,0437	0,0318	0,0291
	20/22/24/28/30	0,0459	0,0494	0,0489	0,0498	0,0536	0,0474	0,0430	0,0480	0,0419	0,0639
	50/55/60/65/70	0,0457	0,0497	0,0494	0,0497	0,0524	0,0469	0,0424	0,0496	0,0438	0,1405
	55/65/75/85/95	0,0409	0,0483	0,0482	0,0483	0,0519	0,0437	0,0401	0,0492	0,0392	0,1500
	60/70/80/90/100	0,0423	0,0487	0,0484	0,0487	0,0528	0,0443	0,0415	0,0493	0,0408	0,1658
1:1:4:4:4	3/5/7/9/11	0,0294	0,0586	0,0573	0,0564	0,0565	0,0349	0,0301	0,0411	0,0240	0,0225
	5/7/9/12/15	0,0325	0,0517	0,0496	0,0516	0,0574	0,0362	0,0320	0,0432	0,0278	0,0304
	20/22/24/28/30	0,0482	0,0513	0,0500	0,0513	0,0614	0,0484	0,0457	0,0538	0,0438	0,1172
	50/55/60/65/70	0,0493	0,0488	0,0483	0,0488	0,0608	0,0493	0,0479	0,0547	0,0447	0,3883
	55/65/75/85/95	0,0440	0,0496	0,0491	0,0496	0,0611	0,0453	0,0434	0,0554	0,0410	0,4542
	60/70/80/90/100	0,0441	0,0486	0,0485	0,0486	0,0622	0,0457	0,0434	0,0539	0,0404	0,5032
1:1:8:8:8	3/5/7/9/11	0,0286	0,0552	0,0525	0,0535	0,0616	0,0336	0,0289	0,0466	0,0240	0,0234
	5/7/9/12/15	0,0322	0,0531	0,0508	0,0533	0,0638	0,0365	0,0327	0,0527	0,0276	0,0352
	20/22/24/28/30	0,0507	0,0503	0,0496	0,0503	0,0665	0,0513	0,0477	0,0624	0,0450	0,1745
	50/55/60/65/70	0,0520	0,0487	0,0488	0,0487	0,0668	0,0534	0,0511	0,0622	0,0471	0,6268
	55/65/75/85/95	0,0455	0,0501	0,0498	0,0501	0,0667	0,0479	0,0447	0,0644	0,0418	0,7184
	60/70/80/90/100	0,0464	0,0513	0,0508	0,0513	0,0690	0,0497	0,0457	0,0641	0,0436	0,7738
1:1:10:10:10	3/5/7/9/11	0,0287	0,0586	0,0535	0,0567	0,0623	0,0349	0,0292	0,0518	0,0245	0,0253
	5/7/9/12/15	0,0312	0,0516	0,0486	0,0515	0,0644	0,0365	0,0313	0,0540	0,0267	0,0363
	20/22/24/28/30	0,0530	0,0513	0,0504	0,0512	0,0701	0,0544	0,0506	0,0665	0,0467	0,1939
	50/55/60/65/70	0,0543	0,0506	0,0505	0,0506	0,0697	0,0548	0,0533	0,0684	0,0483	0,6847
	55/65/75/85/95	0,0451	0,0494	0,0493	0,0494	0,0700	0,0478	0,0442	0,0672	0,0414	0,7723
	60/70/80/90/100	0,0480	0,0495	0,0494	0,0495	0,0694	0,0502	0,0472	0,0671	0,0439	0,8233
1:2:4:8:10	3/5/7/9/11	0,0264	0,0563	0,0545	0,0550	0,0613	0,0334	0,0273	0,0439	0,0210	0,0219
	5/7/9/12/15	0,0261	0,0513	0,0490	0,0519	0,0636	0,0326	0,0264	0,0477	0,0217	0,0302
	20/22/24/28/30	0,0492	0,0510	0,0503	0,0511	0,0691	0,0505	0,0469	0,0596	0,0424	0,1870
	50/55/60/65/70	0,0517	0,0515	0,0511	0,0515	0,0690	0,0521	0,0507	0,0591	0,0440	0,5995
	55/65/75/85/95	0,0410	0,0484	0,0482	0,0485	0,0665	0,0428	0,0402	0,0589	0,0353	0,6885
	60/70/80/90/100	0,0433	0,0486	0,0485	0,0486	0,0681	0,0458	0,0425	0,0597	0,0375	0,7395

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 20, grup varyansların homojen olmadığı ancak verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($N(\mu_1 = \dots = \mu_5 = 0; \sigma_1^2: \dots: \sigma_5^2 = 1: 1: 2: 2: 2 \sim 1: 2: 4: 8: 10)$) durumları, ek olarak gruplardaki birim sayılarının aşırı olarak farklılaştığı ($n_1: \dots: n_5=3: 20: 25: 80: 100 \sim 3: 5: 10: 15: 100$) senaryoları da içermektedir. Tablo 20 incelendiğinde Peterson kriterine göre, F testinin, KW testinin, KW testinin permütasyon versiyonunun, MM testi, VW testi ve Savage testinin Tip- I hatayı kontrol etmekte oldukça başarısız oldukları ve tabloda verilen tüm simülasyon senaryolarında sapmalı sonuçlar verdikleri görülmüştür. Her ne kadar F testi ve çalışmaya alınan parametrik ve parametrik olmayan versiyonlarının performansları ilgili deneme düzeninde yeterli olarak görülme de JSO testinin gruplardaki birim sayılarının $n_1: \dots: n_5=5: 10: 20: 25: 80$ gözlem kombinasyonları için Tip- I hatayı kontrol etmek adına liberal bir tutum gösterme eğiliminde olduğu söylenebilir. Ancak genel olarak bakıldığında Tablo 20’da verilen simülasyon senaryolarına göre F testine alternatif olabilecek bir test önerilememektedir.

Tablo 20- $\sigma_1^2: \dots: \sigma_5^2 = 1: 1: 2: 2: 2 \sim 1: 2: 4: 8: 10$, ortalama $\mu_1 = \dots = \mu_5=0$, örneklem büyüklüğünün aşırı farklılık gösterdiği ($n_1=\dots \neq n_5$) $k=5$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1:1:2:2:2	3/20/25/80/100	0,0239	0,0883	0,0791	0,0718	0,0564	0,0284	0,0237	0,0274	0,0234	0,2513
	3/5/30/80/100	0,0186	0,0907	0,0831	0,0741	0,0544	0,0232	0,0185	0,0172	0,0184	0,0788
	5/10/20/25/80	0,0234	0,0591	0,0576	0,0536	0,0530	0,0295	0,0237	0,0245	0,0232	0,1555
1:1:4:4:4	3/5/10/15/100	0,0214	0,0822	0,0838	0,0697	0,0513	0,0240	0,0211	0,0241	0,0202	0,0813
	3/20/25/80/100	0,0170	0,0833	0,0771	0,0683	0,0629	0,0205	0,0168	0,0300	0,0163	0,8529
	3/5/30/80/100	0,0132	0,0867	0,0855	0,0721	0,0633	0,0162	0,0135	0,0142	0,0128	0,1850
	5/10/20/25/80	0,0181	0,0583	0,0571	0,0541	0,0637	0,0222	0,0182	0,0232	0,0176	0,5589
1:1:8:8:8	3/5/10/15/100	0,0146	0,0765	0,0824	0,0653	0,0615	0,0170	0,0147	0,0178	0,0137	0,1908
	3/20/25/80/100	0,0168	0,0813	0,0802	0,0697	0,0743	0,0188	0,0169	0,0362	0,0166	0,9991
	3/5/30/80/100	0,0118	0,0763	0,0794	0,0647	0,0742	0,0131	0,0116	0,0141	0,0115	0,3796
	5/10/20/25/80	0,0165	0,0557	0,0554	0,0529	0,0708	0,0188	0,0163	0,0254	0,0161	0,9411
1:1:10:10:10	3/5/10/15/100	0,0125	0,0684	0,0743	0,0606	0,0695	0,0134	0,0125	0,0173	0,0120	0,3925
	3/20/25/80/100	0,0149	0,0818	0,0777	0,0700	0,0744	0,0173	0,0146	0,0357	0,0145	0,9999
	3/5/30/80/100	0,0114	0,0742	0,0778	0,0625	0,0787	0,0126	0,0114	0,0136	0,0110	0,4605
	5/10/20/25/80	0,0160	0,0554	0,0550	0,0525	0,0741	0,0180	0,0158	0,0255	0,0153	0,9803
1:2:4:8:10	3/5/10/15/100	0,0127	0,0689	0,0744	0,0617	0,0732	0,0134	0,0123	0,0184	0,0120	0,4744
	3/20/25/80/100	0,0069	0,0792	0,0771	0,0687	0,0675	0,0109	0,0070	0,0138	0,0072	0,9831
	3/5/30/80/100	0,0063	0,0809	0,0814	0,0682	0,0709	0,0092	0,0063	0,0203	0,0063	0,8335
	5/10/20/25/80	0,0069	0,0540	0,0543	0,0518	0,0677	0,0120	0,0067	0,0188	0,0069	0,9203
	3/5/10/15/100	0,0030	0,0695	0,0774	0,0619	0,0659	0,0057	0,0030	0,0038	0,0031	0,5958

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood’un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Test

Grup varyansların homojen olmadığı ancak verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($N(\mu_1 = \dots = \mu_5 = 0; \sigma_1^2 : \dots : \sigma_5^2 = 1: 1: 2: 2: 2 \sim 1: 2: 4: 8: 10)$) durumda, beş grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 21’de verilmiştir. Tablo 21, Tablo 19 ve Tablo 20’den farklı olarak grup varyanslarındaki farklılaşma miktarıyla birlikte gruplara ait gözlem sayılarının aynı miktarda farklılaşmadığı durumları içermektedir. Tablo 21’de, gruplardaki gözlem kombinasyonlarının aşırı farklılaştığı durumlar dışında performanslarıyla öne çıkan Welch testi, AG testi ve JSO testlerinin gruplardaki birim sayılarının küçük olarak kabul edilebileceği $n_1 : \dots : n_5 = 11: 9: 7: 5: 3$ ve $n_1 : \dots : n_5 = 15: 12: 9: 7: 5$ gözlem kombinasyonları dışındaki tüm senaryolarda Tip- I hata düzeyini koruma eğiliminde oldukları görülmektedir. Ters eşleme senaryolarında F testi, KW testi, KW testinin permütasyon versiyonu, VW ve Savage testlerinin ise Tip- I hatayı nominal düzeyde koruyamadıkları görülmüştür. BF testinin grup varyanslarının birbirine yakın olduğu $\sigma_1^2 : \dots : \sigma_5^2 = 1: 1: 2: 2: 2$ durumda gruplardaki birim sayılarında gözlenen farklılaşmadan etkilenmeden Tip- I hatayı koruma eğiliminde olduğu ancak grup varyanslarındaki farklılaşmayla performansının olumsuz etkilendiği görülmüştür.

Tablo 21- $\sigma_1^2 : \dots : \sigma_5^2 = 1 : 1 : 2 : 2 : 2 \sim 1 : 2 : 4 : 8 : 10$, $\mu_1 = \dots = \mu_5 = 0$, örneklem büyüklüğünün ters eşleme ($n_1 = \dots \neq n_5$) olduğu $k=5$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1:1:2:2:2	11/9/7/5/3	0,0882	0,0735	0,0706	0,0656	0,0488	0,0700	0,0882	0,0395	0,0625	0,0730
	15/12/9/7/5	0,0854	0,0599	0,0571	0,0565	0,0498	0,0696	0,0853	0,0418	0,0657	0,0823
	30/28/24/22/20	0,0641	0,0488	0,0485	0,0488	0,0521	0,0581	0,0604	0,0486	0,0565	0,1025
	70/65/60/55/50	0,0613	0,0491	0,0486	0,0491	0,0523	0,0566	0,0601	0,0499	0,0562	0,1958
	95/85/75/65/55	0,0688	0,0519	0,0514	0,0519	0,0549	0,0622	0,0678	0,0524	0,0634	0,2643
100/90/80/70/60	0,0672	0,0512	0,0508	0,0512	0,0537	0,0606	0,0660	0,0504	0,0617	0,2767	
1:1:4:4:4	11/9/7/5/3	0,1344	0,0812	0,0741	0,0714	0,0527	0,0951	0,1351	0,0417	0,0890	0,1216
	15/12/9/7/5	0,1288	0,0617	0,0562	0,0572	0,0544	0,0934	0,1308	0,0436	0,0919	0,1460
	30/28/24/22/20	0,0807	0,0505	0,0497	0,0502	0,0574	0,0696	0,0770	0,0532	0,0668	0,2198
	70/65/60/55/50	0,0747	0,0494	0,0489	0,0494	0,0589	0,0653	0,0736	0,0544	0,0644	0,5392
	95/85/75/65/55	0,0859	0,0481	0,0481	0,0481	0,0602	0,0722	0,0847	0,0551	0,0736	0,7000
100/90/80/70/60	0,0847	0,0515	0,0515	0,0515	0,0608	0,0732	0,0835	0,0555	0,0726	0,7272	
1:1:8:8:8	11/9/7/5/3	0,1689	0,0832	0,0711	0,0723	0,0522	0,1168	0,1727	0,0453	0,1088	0,1655
	15/12/9/7/5	0,1620	0,0625	0,0544	0,0566	0,0573	0,1139	0,1658	0,0494	0,1107	0,2046
	30/28/24/22/20	0,0966	0,0515	0,0484	0,0514	0,0561	0,0839	0,0650	0,0634	0,0681	0,4244
	70/65/60/55/50	0,0865	0,0507	0,0505	0,0507	0,0654	0,0780	0,0853	0,0630	0,0733	0,7901
	95/85/75/65/55	0,0999	0,0514	0,0508	0,0513	0,0660	0,0864	0,0984	0,0628	0,0830	0,9091
100/90/80/70/60	0,0968	0,0489	0,0487	0,0489	0,0644	0,0831	0,0955	0,0626	0,0798	0,9269	
1:1:10:10:10	11/9/7/5/3	0,1812	0,0849	0,0719	0,0730	0,0532	0,1260	0,1839	0,0499	0,1165	0,1799
	15/12/9/7/5	0,1685	0,0636	0,0541	0,0570	0,0563	0,1226	0,1727	0,0521	0,1148	0,2205
	30/28/24/22/20	0,0969	0,0495	0,0483	0,0489	0,0635	0,0850	0,0929	0,0614	0,0782	0,3814
	70/65/60/55/50	0,0898	0,0510	0,0508	0,0509	0,0671	0,0821	0,0885	0,0656	0,0752	0,8319
	95/85/75/65/55	0,1042	0,0505	0,0505	0,0504	0,0669	0,0890	0,1027	0,0648	0,0846	0,9369
100/90/80/70/60	0,1007	0,0494	0,0492	0,0493	0,0663	0,0874	0,0996	0,0637	0,0830	0,9520	
1:2:4:8:10	11/9/7/5/3	0,1971	0,0864	0,0740	0,0749	0,0613	0,1187	0,1993	0,0448	0,1178	0,1643
	15/12/9/7/5	0,1715	0,0624	0,0561	0,0564	0,0593	0,1108	0,1747	0,0448	0,1126	0,1643
	30/28/24/22/20	0,0977	0,0490	0,0481	0,0486	0,0638	0,0772	0,0940	0,0566	0,0745	0,3114
	70/65/60/55/50	0,0899	0,0507	0,0505	0,0506	0,0660	0,0748	0,0884	0,0583	0,0702	0,7147
	95/85/75/65/55	0,1084	0,0495	0,0494	0,0495	0,0668	0,0821	0,1073	0,0575	0,0824	0,8460
100/90/80/70/60	0,1048	0,0485	0,0481	0,0484	0,0652	0,0811	0,1037	0,0598	0,0807	0,8694	

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Grup varyansların homojen olmadığı ancak verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($N(\mu_1 = \dots = \mu_8 = 0; \sigma_1^2: \dots: \sigma_8^2 = 1: 1: 1: 1: 1: 1: 1: 2 \sim 1: 2: 4: 4: 8: 8: 10: 10)$) durumda, sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 22’de verilmiştir. Tablo 22’de yer verilen simülasyon senaryoları, ek olarak gruplara ait birim sayılarının dengeli olmadığı ($n_1: \dots: n_8=3: 5: 7: 9: 11: 12: 14: 15 \sim 60: 65: 70: 75: 80: 85: 90: 95: 100$) durumları da içermektedir. İlgili tablo incelendiğinde Peterson kriterine göre Tip- I hatayı koruma yönünde en iyi performansı Welch, AG ve BF testleri göstermiştir. İlgili testlerin performansları $n_1: \dots: n_8=3: 5: 7: 9: 11: 12: 14: 15$ gözlem kombinasyonu dışındaki tüm durumlarda grup varyanslarındaki farklılaşmadan olumsuz yönde etkilenmeden Tip- I hatayı koruma eğiliminde olmuşlardır. Bu nedenle ilgili testler bu deneme düzeninde F testinin alternatifi olarak gösterilebilirler. Üç ve beş grup arasındaki simülasyon senaryolarındaki performansına karşın James Second-Order testinin performansının bu deneme düzeninde oldukça kötü olduğu görülmekte olup karşılaştırılacak olan grup sayısındaki artışında bu performansı olumsuz yönde etkilediği ileri sürülebilir. JSO testi ile birlikte VW ve Savage testlerinin Tip- I hatayı koruma yönünde en kötü performansları gösterdiği görülmektedir. Özellikle Savage testi, Peterson performans değerlendirme kriterine göre Tablo 22’de yer verilen simülasyon senaryolarının tamamında Tip- I hatayı kontrol edememiştir. F testinin grup varyanslarının farklılaşmasından yine olumsuz etkilendiği görülmüş olup, her ne kadar gruplardaki birim sayısının $n \geq 50$ olduğu bazı durumlarda Tip- I hatayı koruma eğiliminde olsa da F testinin bu koruma eğiliminin güven vermediği söylenebilir. KW testi, KW testinin permütasyon versiyonu ve MM testinin de performanslarının gruplardaki birim sayısının minimum $n \geq 20$ olduğu bazı durumlarda Tip- I hatayı koruma yönünde yeterli olarak görülse de grup varyanslarındaki farklılaşmadan olumsuz yönde etkilenerek genel anlamda yetersiz kaldığı görülmektedir.

Tablo 22- $\sigma_1^2: \dots: \sigma_8^2 = 1: 1: 1: 1: 1: 1: 1: 2 \sim 1: 2: 4: 4: 8: 8: 10: 10$, $\mu_1 = \dots = \mu_8 = 0$, örneklem büyüklüğünün dengeli olmadığı ($n_1 = \dots \neq n_8$) $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1:1:1:1:1:1:1:2	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0388	0,0734	0,0724	0,0497	0,0864	0,0421	0,0384	0,0384	0,0319	0,0397
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0500	0,0500	0,0514	0,0543	0,0514	0,0496	0,0465	0,0483	0,0445	0,0887
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0469	0,0503	0,0507	0,0545	0,0508	0,0484	0,0460	0,0487	0,0439	0,2156
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0475	0,0485	0,0489	0,0536	0,0489	0,0477	0,0466	0,0503	0,0433	0,2554
1:1:1:1:1:1:1:4	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0386	0,0713	0,0694	0,0617	0,0821	0,0410	0,0378	0,0415	0,0283	0,0679
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0600	0,0504	0,0521	0,0701	0,0521	0,0518	0,0574	0,0483	0,0431	0,2561
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0540	0,0501	0,0503	0,0695	0,0503	0,0480	0,0531	0,0508	0,0384	0,6863
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0569	0,0504	0,0509	0,0719	0,0509	0,0492	0,0561	0,0507	0,0397	0,7715
1:1:1:1:1:1:1:8	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0480	0,0709	0,0689	0,0826	0,0813	0,0418	0,0472	0,0415	0,0269	0,1175
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0772	0,0503	0,0514	0,0898	0,0514	0,0549	0,0744	0,0500	0,0421	0,4614
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0680	0,0489	0,0493	0,0919	0,0493	0,0497	0,0674	0,0509	0,0355	0,9191
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0716	0,0507	0,0511	0,0933	0,0511	0,0514	0,0708	0,0520	0,0374	0,9587
1:1:1:1:1:1:1:10	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0497	0,0736	0,0731	0,0893	0,0858	0,0413	0,0491	0,0428	0,0258	0,1366
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0849	0,0499	0,0510	0,0977	0,0510	0,0551	0,0824	0,0499	0,0420	0,5148
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0733	0,0495	0,0498	0,0992	0,0498	0,0509	0,0723	0,0526	0,0351	0,9469
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0775	0,0493	0,0494	0,1023	0,0494	0,0520	0,0766	0,0515	0,0374	0,9757
1:1:1:2:2:2:4:4	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0260	0,0677	0,0674	0,0606	0,0784	0,0309	0,0258	0,0408	0,0212	0,0304
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0486	0,0482	0,0501	0,0622	0,0500	0,0473	0,0458	0,0500	0,0416	0,1744
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0431	0,0476	0,0478	0,0630	0,0478	0,0433	0,0424	0,0499	0,0377	0,5519
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0451	0,0491	0,0493	0,0637	0,0493	0,0448	0,0442	0,0518	0,0399	0,6639
1:1:1:4:4:4:4:4	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0255	0,0673	0,0659	0,0623	0,0761	0,0310	0,0252	0,0425	0,0216	0,0300
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0526	0,0515	0,0524	0,0687	0,0524	0,0512	0,0500	0,0520	0,0461	0,2152
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0472	0,0479	0,0484	0,0697	0,0484	0,0451	0,0462	0,0519	0,0422	0,6849
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0484	0,0492	0,0496	0,0694	0,0496	0,0482	0,0476	0,0540	0,0443	0,8082
1:1:1:1:8:8:10:10	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0244	0,0658	0,0660	0,0751	0,0754	0,0294	0,0241	0,0502	0,0210	0,0363
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0587	0,0505	0,0516	0,0794	0,0516	0,0555	0,0557	0,0577	0,0494	0,3927
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0493	0,0492	0,0497	0,0803	0,0496	0,0490	0,0483	0,0612	0,0430	0,9384
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0514	0,0493	0,0498	0,0820	0,0498	0,0513	0,0507	0,0604	0,0459	0,9806
1:2:4:4:8:8:10:10	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0230	0,0602	0,0603	0,0633	0,0670	0,0272	0,0228	0,0422	0,0192	0,0239
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0499	0,0503	0,0514	0,0664	0,0514	0,0503	0,0470	0,0549	0,0450	0,1819
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0443	0,0489	0,0494	0,0665	0,0494	0,0446	0,0435	0,0555	0,0405	0,6075
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0451	0,0499	0,0501	0,0675	0,0501	0,0463	0,0444	0,0551	0,0417	0,7329

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 23, grup varyansların homojen olmadığı ancak verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($N(\mu_1 = \dots = \mu_8 = 0; \sigma_1^2: \dots: \sigma_8^2 = 1: 1: 1: 1: 1: 1: 1: 2 \sim 1: 2: 2: 4: 4: 8: 8: 10: 10)$) durumları, ek olarak gruptaki birim sayılarının aşırı olarak farklılaştığı ($n_1: \dots: n_8=3: 5: 10: 20: 25: 30: 80: 100 \sim 20: 25: 30: 80: 90: 90: 100: 100$) senaryoları da içermektedir. F testinin, Tablo 23'te verilen simülasyon senaryoları incelendiğinde beklenildiği üzere Tip- I hatayı koruma yönündeki performansının yetersiz olduğu görülmektedir. Peterson kriterine göre, MM testinin ve JSO testlerinin özellikle sekiz gruptan ikisinin gözlem sayısının $n < 10$ olması durumunda başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini tahmin etmekte zorlandığı görülmektedir. Bu testlere AG testi gösterdiği performansla eşlik etmektedir. KW ve VW testleri verilen simülasyon senaryolarının tamamında Tip- I hatayı koruyamamışlardır.

Tablo 23- $\sigma_1^2: \dots: \sigma_8^2 = 1: 1: 1: 1: 1: 1: 2 \sim 1: 2: 4: 4: 8: 8: 10: 10$, $\mu_1 = \dots = \mu_8 = 0$, örneklem büyüklüğünün aşırı farklılık gösterdiği ($n_1 = \dots \neq n_8$) $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1:1:1:1:1:1:1:2	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0150	0,0970	0,0739	0,0723	0,0516	0,0253	0,0145	0,0420	0,0149	0,0695
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0245	0,0646	0,0539	0,0553	0,0521	0,0341	0,0253	0,0462	0,0239	0,1243
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0347	0,1012	0,0714	0,0725	0,0517	0,0385	0,0340	0,0427	0,0327	0,1924
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0408	0,0500	0,0490	0,0493	0,0542	0,0443	0,0397	0,0488	0,0374	0,2165
1:1:1:1:1:1:1:4	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0064	0,0955	0,0750	0,0716	0,0622	0,0161	0,0059	0,0433	0,0057	0,2813
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0157	0,0644	0,0558	0,0550	0,0661	0,0274	0,0152	0,0479	0,0119	0,4714
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0326	0,1015	0,0723	0,0730	0,0664	0,0362	0,0300	0,0439	0,0232	0,6470
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0404	0,0509	0,0499	0,0502	0,0671	0,0421	0,0397	0,0499	0,0291	0,7044
1:1:1:1:1:1:1:8	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0045	0,0963	0,0755	0,0733	0,0789	0,0119	0,0041	0,0478	0,0026	0,5454
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0151	0,0621	0,0532	0,0522	0,0867	0,0219	0,0140	0,0482	0,0081	0,7656
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0369	0,1023	0,0748	0,0749	0,0880	0,0360	0,0328	0,0460	0,0196	0,8999
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0505	0,0515	0,0505	0,0509	0,0930	0,0439	0,0496	0,0511	0,0264	0,9306
1:1:1:1:1:1:1:10	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0046	0,0988	0,0776	0,0744	0,0886	0,0123	0,0040	0,0485	0,0026	0,6143
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0151	0,0622	0,0529	0,0529	0,0928	0,0219	0,0140	0,0501	0,0070	0,8194
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0389	0,0992	0,0702	0,0711	0,0955	0,0345	0,0339	0,0444	0,0178	0,9323
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0524	0,0504	0,0498	0,0498	0,1000	0,0410	0,0519	0,0502	0,0240	0,9561
1:1:1:2:2:2:4:4	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0050	0,0917	0,0786	0,0703	0,0622	0,0102	0,0051	0,0435	0,0052	0,0520
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0095	0,0622	0,0545	0,0537	0,0633	0,0157	0,0142	0,0469	0,0132	0,0848
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0145	0,0988	0,0770	0,0732	0,0641	0,0184	0,0094	0,0445	0,0091	0,1599
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0230	0,0487	0,0479	0,0485	0,0647	0,0266	0,0224	0,0505	0,0205	0,3361
1:1:1:4:4:4:4:4	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0133	0,0902	0,0775	0,0703	0,0623	0,0170	0,0133	0,0421	0,0130	0,0190
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0083	0,0617	0,0561	0,0546	0,0861	0,0117	0,0082	0,0561	0,0084	0,0619
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0117	0,0961	0,0783	0,0714	0,0837	0,0143	0,0116	0,0547	0,0113	0,2938
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0207	0,0523	0,0514	0,0518	0,0660	0,0247	0,0204	0,0501	0,0204	0,1024
1:1:1:1:8:8:10:10	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0056	0,0843	0,0737	0,0664	0,0811	0,0077	0,0055	0,0504	0,0054	0,0222
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0093	0,0599	0,0558	0,0537	0,0681	0,0135	0,0094	0,0477	0,0095	0,0294
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0129	0,0893	0,0797	0,0686	0,0701	0,0160	0,0124	0,0427	0,0124	0,0735
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0214	0,0498	0,0489	0,0495	0,0833	0,0254	0,0211	0,0610	0,0204	0,7155
1:2:4:4:8:8:10:10	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0068	0,0845	0,0783	0,0680	0,0672	0,0116	0,0065	0,0448	0,0068	0,0129
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0166	0,0622	0,0561	0,0542	0,0659	0,0197	0,0165	0,0475	0,0163	0,0340
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0131	0,0973	0,0809	0,0724	0,0680	0,0158	0,0130	0,0444	0,0128	0,0170
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0209	0,0519	0,0513	0,0516	0,0686	0,0252	0,0203	0,0531	0,0200	0,2438

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Grup varyansların homojen olmadığı ancak verilerin normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($N(\mu_1 = \dots = \mu_8 = 0; \sigma_1^2: \dots: \sigma_8^2 = 1: 1: 1: 1: 1: 1: 1: 2 \sim 1: 2: 2: 4: 4: 8: 8: 10: 10)$) durumda, sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 24’te verilmiştir. Tablo 24, Tablo 22 ve Tablo 23’ten farklı olarak grup varyanslarındaki farklılaşma miktarıyla birlikte gruplara ait gözlem sayılarının aynı miktarda farklılaşmadığı durumları içermektedir. Tablo 24’te, gruplardaki gözlem kombinasyonlarının aşırı farklılaştığı durumlar dışında performanslarıyla öne çıkan Welch testi, AG testi ve JSO testlerinin gruplardaki birim sayılarının küçük olarak kabul edilebileceği $n_1: \dots: n_8 = 15: 14: 12: 11: 9: 7: 5: 3$ gözlem kombinasyonu dışındaki tüm senaryolarda Tip- I hata düzeyini koruma eğiliminde oldukları görülmektedir. Ters eşleme senaryolarında F testi, KW testi, KW testinin permütasyon versiyonu, VW ve Savage testlerinin ise Tip- I hatayı nominal düzeyde koruyamadıkları görülmüştür. BF testinin grup varyanslarının birbirine yakın olduğu $\sigma_1^2: \dots: \sigma_8^2 = 1: 1: 1: 1: 1: 1: 1: 2$ durumda gruplardaki birim sayılarında gözlenen farklılaşmadan etkilenmeden Tip- I hatayı koruma eğiliminde olduğu ancak grup varyanslarındaki farklılaşmayla performansının olumsuz etkilendiği görülmüştür.

Tablo 24- $\sigma_1^2: \dots: \sigma_8^2 = 1: 1: 1: 1: 1: 1: 1: 2 \sim 1: 2: 4: 4: 8: 8: 10: 10$, $\mu_1 = \dots = \mu_8 = 0$, örneklem büyüklüğünün ters eşleme ($n_1 = \dots \neq n_8$) olduğu $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
1:1:1:1:1:1:1:2	15/14/12/11/9/7/5/3	0,0807	0,0917	0,0734	0,0750	0,0554	0,0590	0,0809	0,0400	0,0579	0,0748
	30/29/28/26/25/24/22/20	0,0635	0,0517	0,0507	0,0517	0,0552	0,0556	0,0602	0,0494	0,0556	0,0964
	85/80/75/70/65/60/55/50	0,0631	0,0504	0,0502	0,0504	0,0546	0,0564	0,0619	0,0510	0,0582	0,1888
	100/95/90/85/80/75/65/60	0,0635	0,0500	0,0496	0,0500	0,0543	0,0558	0,0624	0,0497	0,0574	0,2194
1:1:1:1:1:1:1:4	15/14/12/11/9/7/5/3	0,1500	0,0934	0,0701	0,0743	0,0774	0,0723	0,1494	0,0398	0,0879	0,1359
	30/29/28/26/25/24/22/20	0,0887	0,0506	0,0488	0,0504	0,0688	0,0586	0,0852	0,0475	0,0618	0,2525
	85/80/75/70/65/60/55/50	0,0956	0,0513	0,0507	0,0513	0,0717	0,0627	0,0940	0,0513	0,0676	0,5815
	100/95/90/85/80/75/65/60	0,0955	0,0504	0,0502	0,0504	0,0726	0,0626	0,0943	0,0491	0,0667	0,6605
1:1:1:1:1:1:1:8	15/14/12/11/9/7/5/3	0,2497	0,0957	0,0670	0,0746	0,1031	0,0869	0,2481	0,0403	0,1259	0,2038
	30/29/28/26/25/24/22/20	0,1305	0,0505	0,0491	0,0504	0,0912	0,0682	0,1270	0,0495	0,0682	0,4303
	85/80/75/70/65/60/55/50	0,1360	0,0508	0,0505	0,0508	0,0942	0,0700	0,1347	0,0506	0,0719	0,8457
	100/95/90/85/80/75/65/60	0,1379	0,0497	0,0496	0,0497	0,0952	0,0684	0,1368	0,0514	0,0724	0,9040
1:1:1:1:1:1:1:10	15/14/12/11/9/7/5/3	0,2840	0,0940	0,0669	0,0732	0,1079	0,0903	0,2814	0,0379	0,1352	0,2258
	30/29/28/26/25/24/22/20	0,1441	0,0517	0,0502	0,0515	0,0974	0,0702	0,1403	0,0485	0,0704	0,4847
	85/80/75/70/65/60/55/50	0,1489	0,0509	0,0505	0,0509	0,1029	0,0720	0,1475	0,0522	0,0742	0,8862
	100/95/90/85/80/75/65/60	0,1477	0,0496	0,0496	0,0496	0,1016	0,0697	0,1466	0,0512	0,0709	0,9368
1:1:1:2:2:2:4:4	15/14/12/11/9/7/5/3	0,1661	0,0917	0,0695	0,0722	0,0610	0,0920	0,1668	0,0396	0,1080	0,1780
	30/29/28/26/25/24/22/20	0,0880	0,0500	0,0487	0,0498	0,0626	0,0672	0,0839	0,0498	0,0697	0,2537
	85/80/75/70/65/60/55/50	0,0940	0,0504	0,0503	0,0503	0,0648	0,0704	0,0925	0,0504	0,0771	0,6521
	100/95/90/85/80/75/65/60	0,0940	0,0499	0,0497	0,0498	0,0650	0,0708	0,0926	0,0518	0,0774	0,7424
1:1:1:4:4:4:4:4	15/14/12/11/9/7/5/3	0,1812	0,0952	0,0715	0,0748	0,0592	0,1064	0,1808	0,0411	0,1185	0,2226
	30/29/28/26/25/24/22/20	0,0915	0,0507	0,0493	0,0504	0,0658	0,0717	0,0870	0,0512	0,0730	0,3330
	85/80/75/70/65/60/55/50	0,1004	0,0509	0,0502	0,0509	0,0657	0,0752	0,0986	0,0518	0,0821	0,8285
	100/95/90/85/80/75/65/60	0,0980	0,0504	0,0499	0,0503	0,0672	0,0753	0,0966	0,0531	0,0811	0,9014
1:1:1:1:8:8:10:10	15/14/12/11/9/7/5/3	0,2759	0,0997	0,0677	0,0768	0,0631	0,1415	0,2748	0,0450	0,1626	0,3497
	30/29/28/26/25/24/22/20	0,1205	0,0525	0,0502	0,0520	0,0805	0,0880	0,1163	0,0570	0,0901	0,5675
	85/80/75/70/65/60/55/50	0,1303	0,0508	0,0503	0,0506	0,0795	0,0932	0,1286	0,0572	0,0985	0,9808
	100/95/90/85/80/75/65/60	0,1274	0,0498	0,0495	0,0497	0,0790	0,0916	0,1258	0,0563	0,0957	0,9945
1:2:2:4:4:8:8:10:10	15/14/12/11/9/7/5/3	0,1899	0,0950	0,0696	0,0746	0,0573	0,1107	0,1890	0,0439	0,1250	0,2222
	30/29/28/26/25/24/22/20	0,0903	0,0512	0,0494	0,0507	0,0639	0,0724	0,0861	0,0547	0,0738	0,3110
	85/80/75/70/65/60/55/50	0,0999	0,0484	0,0480	0,0483	0,0635	0,0783	0,0984	0,0554	0,0832	0,8304
	100/95/90/85/80/75/65/60	0,0991	0,0496	0,0493	0,0495	0,0663	0,0768	0,0978	0,0551	0,0827	0,9023

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlandığı ancak varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği, gruplardaki birim sayılarının eşit olmadığı gözlem kombinasyonlarını içeren Tablo 16, Tablo 19 ve Tablo 22’de yer verilen simülasyon senaryoları incelendiğinde beklenildiği üzere F testi grup varyanslarındaki bozulmadan fazlaca etkilenmiş ve Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuş ve oldukça sapmalı sonuçlar vermiştir. Peterson kriterine göre belirlenen performansları dikkate alındığında AG testinin F testinin bu deneme düzenlerinde en iyi alternatifini olduğu ve üç grup, beş grup ve sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalarda sırasıyla %4,52-%5,19, %4,82-%5,45 ve %4,78-%5,24 Tip- I hata olasılığını gerçekleştirdiği görülmüştür. Çalışmada yer verilen diğer testlerden, F testinin bu deneme düzenindeki AG testinden sonraki alternatifini Welch testi olarak görülebilir. Welch testinin üç, beş ve sekiz gruplu deneme düzenlerinde başlangıçta $\alpha=0,05$ olarak belirlenen Tip- I hata olasılığını sırasıyla %4,56- %5,22, %4,83-%5,40 ve %4,76-%5,15 düzeyinde ürettiği görülmektedir. JSO testi, karşılaştırılan grup sayısının artmasıyla birlikte performansı olumsuz şekilde etkilenmiş olsa da AG ve Welch testinden sonraki alternatif test olarak görülebilir. JSO testi ise ilgili Tip- I hata olasılığını sırasıyla %4,80-%5,31, %4,83-%5,38 ve %4,97-%5,45 düzeyinde üretmiştir. Bu testler dışında çalışmada yer verilen F testinin parametrik olan ve olmayan alternatifleri Tip- I hatayı koruma yönünde genel olarak sapmalı sonuçlar vermiş ve performansları yeterli görülmemiştir. Çalışmaya alınan testler arasında genel olarak Tablo 16, Tablo 19 ve Tablo 22’de yer verilen deneme düzenlerinde en kötü performansı gösteren test, F testinin parametrik olmayan alternatifleri arasında yer alan Savage testidir.

Tablo 17, Tablo 20 ve Tablo 23’de ise normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlandığı ancak varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği, gruplardaki birim sayılarının aşırı bir şekilde farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryolarına yer verilmiştir. Karşılaştırılan testlerin, gruplardaki birim sayılarında gözlenen farklılaşmanın aşırı olması durumunda performanslarının etkilendiği ve sapmalı sonuçlar verdikleri gözlenmiştir ve F testine alternatif olabilecek bir test önerilememektedir.

Tablo 18, Tablo 21 ve Tablo 24’te normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlandığı ancak varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği, varyansı yüksek olan gruba daha düşük gözlem sayısı, varyansı düşük olan gruba ise daha yüksek gözlem sayısı atanarak varyans ve birim sayısı arasında ters eşleme yapıldığı simülasyon senaryoları incelenmiştir. Beklenildiği üzere F testi grup varyanslarındaki bozulmadan fazlaca etkilenmiş ve Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuş ve oldukça sapmalı sonuçlar vermiştir. Peterson kriterine göre belirlenen performansları dikkate alındığında Welch testi, AG testi ve JSO testlerinin F testinin bu deneme düzenlerinde en iyi alternatifi olduğu görülmüştür. Welch testinin üç, beş ve sekiz gruplu deneme düzenlerinde başlangıçta $\alpha=0,05$ olarak belirlenen Tip- I hata olasılığını sırasıyla %4,70-%5,20, %4,81-%5,19 ve %4,84-%5,25 düzeyinde ürettiği görülmektedir. AG testi, ilgili Tip- I hata olasılığını sırasıyla %4,68-%5,48, %4,81-%5,44 ve %4,80-%5,07 düzeyinde üretmiştir. JSO testi ise ilgili Tip- I hata olasılığını sırasıyla %4,70-%5,49, %4,81-%5,19 ve %4,83-%5,20 düzeyinde üretmiştir. Çalışmaya alınan testler arasında genel olarak Tablo 22, Tablo 23 ve Tablo 24’te yer verilen ters eşleme senaryolarında F testi, KW testi, KW testinin permütasyon versiyonu, VW ve Savage testlerinin ise Tip- I hatayı nominal düzeyde tahmin etme adına en kötü performansı gösteren testlerdir.

4.5. Örneklem hacminin dengeli, grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği karşılaştırmalar

Örneklem hacminin dengeli ($n_1 = n_2 = n_3 = 3 \sim 100$), grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($\ln N(\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 1; \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = 0,010 \sim 0,896)$) durumda, üç grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 25’de gösterilmiştir. Tablo 25’de verilen tüm simülasyon senaryoları dikkate alındığında JSO testinin başlangıçta belirlenen Tip- I hata olasılık değerini ($\alpha=0,05$) koruyabildiği gözlenmiştir. Bu testi, küçük örneklem hacimlerindeki performanslarının ihmal edilebilir düzeyde olduğu düşünüldüğünde KW testi ve KW testinin permütasyon versiyonu testleri ile $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = 0,010$ olduğu simülasyon senaryosu hariç diğer tüm senaryolarda başlangıçta belirlenen Tip- I hata olasılık değerini ($\alpha=0,05$)

koruyabilen F testi takip etmektedir. KW testinin permütasyon versiyonu $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = 0,896$ için tüm örneklem büyüklüğünde Tip- I hata olasılık değerini ($\alpha=0,05$) koruyabildiği gözlenmiştir. Örneklem hacminin $n=3$ ve $n=5$ olduğu durumlarda Welch, AG ve BF testlerinin benzer sonuçlar verdiği ve Tip- I hata düzeyini sapmalı olarak tahmin ettikleri görülmektedir. $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = 0,010$ olduğu durum hariç, örneklem hacminin $n > 5$ olduğu durumlarda testlerin başlangıçta belirlenen Tip- I hata olasılık değerini koruyabildikleri görülmektedir. İlgili testlerin performanslarının varyans düzeyindeki artıştan etkilenmediği görülmektedir. Tablo 25 incelendiğinde VW testinin de Welch, AG ve BF testlerinin performansına benzer performans gösterdiği ve ek olarak $n=10$ olduğu durumlarda da varyans değerindeki artıştan etkilenmeden yine Tip- I hata düzeyini sapmalı olarak tahmin etme eğiliminde olduğu görülmektedir. Tablo 25’de yer alan testler arasında Tip- I hatayı tahmin etme yönünden en kötü performansları gösteren testlerin sırasıyla MM testi ve Savage testi olduğu görülmektedir. Özellikle Savage testinin örneklem hacminin 25 ve altında olduğu tüm durumlarda Tip- I hata düzeyini sapmalı olarak tahmin etme eğiliminde olduğu görülmektedir.

Tablo25 - $b_1:b_2:b_3=0,10:0,10:0,10 \sim 0,80:0,80:0,80$, $\sigma^2(Y_1):\sigma^2(Y_2):\sigma^2(Y_3)=0,010:0,010:0,010 \sim 0,896:0,896:0,896$, $E(Y_1)=E(Y_2)=E(Y_3)=1$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1=n_2=n_3$) olduğu log-normal dağılıma sahip $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010	3	0,0335	0,0246	0,0379	0,0498	0,0310	0,0867	0,0500	0,0000	0,0106	0,0073
	5	0,0314	0,0238	0,0444	0,0495	0,0410	0,0564	0,0475	0,0688	0,0384	0,0264
	10	0,0331	0,0356	0,0478	0,0511	0,0480	0,0511	0,0441	0,0346	0,0453	0,0392
	15	0,0370	0,0425	0,0499	0,0518	0,0500	0,0512	0,0473	0,0453	0,0475	0,0425
	20	0,0374	0,0452	0,0472	0,0451	0,0327	0,0498	0,0347	0,0480	0,0474	0,0436
	25	0,0378	0,0473	0,0496	0,0508	0,0506	0,0518	0,0485	0,0466	0,0486	0,0451
	30	0,0369	0,0472	0,0489	0,0499	0,0502	0,0492	0,0485	0,0444	0,0483	0,0469
	50	0,0408	0,0497	0,0481	0,0485	0,0487	0,0479	0,0479	0,0475	0,0482	0,0481
	80	0,0446	0,0525	0,0485	0,0488	0,0489	0,0510	0,0484	0,0550	0,0488	0,0475
	100	0,0441	0,0512	0,0498	0,0502	0,0472	0,0498	0,0492	0,0521	0,0494	0,0498
0,041	3	0,0478	0,0375	0,0385	0,0499	0,0289	0,0837	0,0464	0,0000	0,0100	0,0067
	5	0,0502	0,0457	0,0448	0,0500	0,0421	0,0556	0,0494	0,0672	0,0380	0,0272
	10	0,0506	0,0499	0,0483	0,0516	0,0484	0,0529	0,0443	0,0353	0,0453	0,0384
	15	0,0503	0,0505	0,0496	0,0514	0,0496	0,0528	0,0469	0,0472	0,0481	0,0432
	20	0,0498	0,0490	0,0483	0,0494	0,0491	0,0509	0,0470	0,0482	0,0476	0,0448
	25	0,0499	0,0500	0,0491	0,0503	0,0495	0,0502	0,0479	0,0477	0,0479	0,0443
	30	0,0505	0,0509	0,0500	0,0517	0,0504	0,0500	0,0502	0,0446	0,0493	0,0472
	50	0,0509	0,0506	0,0501	0,0507	0,0508	0,0505	0,0497	0,0489	0,0497	0,0481
	80	0,0521	0,0519	0,0517	0,0520	0,0521	0,0526	0,0516	0,0562	0,0517	0,0497
	100	0,0497	0,0499	0,0497	0,0499	0,0497	0,0498	0,0491	0,0499	0,0497	0,0497

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood’un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 25 (devamı)- $b_1: b_2: b_3= 0,10:0,10:0,10 \sim 0,80:0,80:0,80$, $\sigma^2(Y_1): \sigma^2(Y_2): \sigma^2(Y_3)= 0,010:0,010:0,010 \sim 0,896:0,896:0,896$, $E(Y_1)=E(Y_2)=E(Y_3)=1$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1=n_2=n_3$) olduğu log-normal dağılıma sahip $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,094	3	0,0499	0,0379	0,0377	0,0501	0,0299	0,0852	0,0483	0,0000	0,0102	0,0067
	5	0,0478	0,0448	0,0442	0,0493	0,0400	0,0538	0,0465	0,0674	0,0380	0,0256
	10	0,0476	0,0474	0,0463	0,0489	0,0454	0,0489	0,0416	0,0352	0,0425	0,0358
	15	0,0486	0,0485	0,0474	0,0493	0,0474	0,0503	0,0449	0,0444	0,0457	0,0410
	20	0,0483	0,0486	0,0478	0,0490	0,0476	0,0496	0,0454	0,0483	0,0463	0,0429
	25	0,0496	0,0493	0,0486	0,0497	0,0493	0,0507	0,0472	0,0479	0,0474	0,0439
	30	0,0510	0,0509	0,0504	0,0512	0,0507	0,0513	0,0492	0,0427	0,0496	0,0470
	50	0,0486	0,0487	0,0482	0,0487	0,0486	0,0484	0,0477	0,0456	0,0480	0,0467
	80	0,0520	0,0523	0,0519	0,0524	0,0520	0,0524	0,0514	0,0558	0,0526	0,0494
	100	0,0476	0,0478	0,0474	0,0478	0,0475	0,0483	0,0469	0,0516	0,0477	0,0472
0,174	3	0,0507	0,0382	0,0384	0,0509	0,0302	0,0866	0,0485	0,0000	0,0109	0,0071
	5	0,0484	0,0445	0,0441	0,0491	0,0403	0,0548	0,0478	0,0671	0,0381	0,0273
	10	0,0494	0,0484	0,0472	0,0500	0,0475	0,0517	0,0438	0,0350	0,0446	0,0375
	15	0,0514	0,0500	0,0492	0,0511	0,0503	0,0520	0,0476	0,0466	0,0483	0,0437
	20	0,0514	0,0506	0,0494	0,0511	0,0507	0,0512	0,0484	0,0483	0,0482	0,0446
	25	0,0503	0,0495	0,0489	0,0499	0,0499	0,0496	0,0481	0,0471	0,0478	0,0460
	30	0,0505	0,0503	0,0498	0,0505	0,0505	0,0508	0,0493	0,0430	0,0493	0,0470
	50	0,0494	0,0490	0,0486	0,0490	0,0494	0,0499	0,0483	0,0466	0,0488	0,0472
	80	0,0496	0,0495	0,0492	0,0495	0,0496	0,0497	0,0490	0,0535	0,0486	0,0471
	100	0,0503	0,0502	0,0499	0,0503	0,0502	0,0506	0,0498	0,0511	0,0501	0,0490
0,284	3	0,0496	0,0380	0,0378	0,0497	0,0309	0,0851	0,0477	0,0000	0,0108	0,0071
	5	0,0501	0,0463	0,0460	0,0507	0,0428	0,0564	0,0492	0,0666	0,0398	0,0273
	10	0,0497	0,0487	0,0475	0,0501	0,0475	0,0528	0,0440	0,0332	0,0456	0,0391
	15	0,0503	0,0501	0,0490	0,0509	0,0496	0,0526	0,0468	0,0467	0,0481	0,0424
	20	0,0477	0,0475	0,0465	0,0480	0,0473	0,0489	0,0451	0,0457	0,0457	0,0423
	25	0,0507	0,0506	0,0498	0,0511	0,0504	0,0512	0,0484	0,0467	0,0487	0,0450
	30	0,0524	0,0524	0,0517	0,0527	0,0522	0,0529	0,0506	0,0437	0,0508	0,0500
	50	0,0506	0,0502	0,0497	0,0502	0,0489	0,0503	0,0494	0,0465	0,0494	0,0489
	80	0,0489	0,0495	0,0490	0,0495	0,0505	0,0496	0,0484	0,0534	0,0488	0,0484
	100	0,0499	0,0499	0,0497	0,0500	0,0499	0,0496	0,0493	0,0505	0,0489	0,0483
0,433	3	0,0502	0,0374	0,0380	0,0499	0,0300	0,0844	0,0484	0,0000	0,0103	0,0068
	5	0,0489	0,0445	0,0439	0,0492	0,0414	0,0541	0,0482	0,0679	0,0383	0,0273
	10	0,0512	0,0496	0,0485	0,0513	0,0489	0,0527	0,0439	0,0344	0,0457	0,0376
	15	0,0487	0,0490	0,0477	0,0500	0,0477	0,0510	0,0447	0,0458	0,0461	0,0426
	20	0,0482	0,0475	0,0464	0,0480	0,0476	0,0486	0,0455	0,0462	0,0463	0,0436
	25	0,0510	0,0504	0,0497	0,0508	0,0507	0,0522	0,0488	0,0490	0,0484	0,0454
	30	0,0511	0,0510	0,0504	0,0512	0,0476	0,0516	0,0490	0,0430	0,0487	0,0467
	50	0,0498	0,0492	0,0488	0,0492	0,0498	0,0504	0,0488	0,0477	0,0483	0,0469
	80	0,0513	0,0518	0,0514	0,0518	0,0513	0,0518	0,0506	0,0564	0,0505	0,0493
	100	0,0486	0,0486	0,0484	0,0486	0,0486	0,0487	0,0480	0,0496	0,0482	0,0472
0,632	3	0,0502	0,0387	0,0393	0,0509	0,0297	0,0865	0,0481	0,0000	0,0108	0,0071
	5	0,0500	0,0456	0,0443	0,0499	0,0416	0,0551	0,0483	0,0674	0,0381	0,0265
	10	0,0495	0,0486	0,0474	0,0503	0,0471	0,0505	0,0434	0,0340	0,0439	0,0378
	15	0,0506	0,0501	0,0492	0,0509	0,0497	0,0526	0,0473	0,0466	0,0476	0,0435
	20	0,0500	0,0496	0,0487	0,0503	0,0495	0,0510	0,0471	0,0485	0,0475	0,0442
	25	0,0506	0,0503	0,0493	0,0506	0,0503	0,0505	0,0483	0,0466	0,0481	0,0447
	30	0,0492	0,0488	0,0481	0,0490	0,0491	0,0494	0,0475	0,0435	0,0475	0,0451
	50	0,0514	0,0511	0,0505	0,0511	0,0513	0,0515	0,0502	0,0479	0,0508	0,0488
	80	0,0501	0,0504	0,0500	0,0504	0,0501	0,0508	0,0496	0,0551	0,0493	0,0488
	100	0,0491	0,0486	0,0483	0,0486	0,0491	0,0490	0,0486	0,0515	0,0485	0,0491
0,896	3	0,0495	0,0389	0,0388	0,0506	0,0296	0,0852	0,0482	0,0000	0,0102	0,0070
	5	0,0491	0,0436	0,0430	0,0485	0,0402	0,0536	0,0483	0,0683	0,0382	0,0267
	10	0,0491	0,0436	0,0477	0,0507	0,0492	0,0536	0,0453	0,0343	0,0458	0,0389
	15	0,0506	0,0499	0,0492	0,0507	0,0496	0,0513	0,0468	0,0474	0,0469	0,0418
	20	0,0494	0,0491	0,0481	0,0497	0,0488	0,0505	0,0466	0,0465	0,0468	0,0440
	25	0,0495	0,0486	0,0479	0,0489	0,0492	0,0499	0,0473	0,0486	0,0476	0,0448
	30	0,0489	0,0482	0,0476	0,0486	0,0487	0,0490	0,0468	0,0432	0,0474	0,0455
	50	0,0504	0,0509	0,0504	0,0509	0,0504	0,0505	0,0494	0,0489	0,0486	0,0470
	80	0,0503	0,0503	0,0501	0,0503	0,0503	0,0504	0,0497	0,0554	0,0499	0,0484
	100	0,0478	0,0481	0,0480	0,0482	0,0478	0,0494	0,0475	0,0493	0,0482	0,0483

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Örneklem hacminin dengeli ($n_1 = \dots = n_5 = 3 \sim 100$), grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($\ln N(\mu_1 = \dots = \mu_5 = 1; \sigma_1^2 = \dots = \sigma_5^2 = 0,010 \sim 0,896)$) durumda, beş grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 26'da gösterilmiştir. Tablo 26'da verilen tüm simülasyon senaryoları dikkate alındığında F testi ve AG testinin başlangıçta belirlenen Tip- I hata olasılık değerini ($\alpha=0,05$) koruyabildiği gözlenmiştir. Bu testleri özellikle $n \geq 10$ olması durumunda Tip- I hatayı kontrol etme yönünde gösterdikleri benzer performanslarla Welch testi, KW testi, JSO ve BF testi takip etmektedir. KW testinin permütasyon versiyonunun özellikle $n=10$ ve $n=15$ birim için sapmalı sonuçlar verdiği ve bu örneklem hacminin dışındaki denemelerde Tip- I hatayı kontrol altında tutma eğiliminde olduğu görülmüştür. F testinin diğer alternatifleri arasında yer verilen testlerin ise (VW, MM ve Savage testi) başlangıçta belirlenen Tip- I hata olasılık değerini yeterli düzeyde koruyamadıkları görülmektedir. Testlerin performansları incelendiğinde VW testinin örneklem hacminin $n \leq 15$ olduğu çoğu simülasyon senaryosunda Tip- I hata düzeyini sapmalı olarak tahmin ettiği görülmektedir. MM testi için ise örneklem hacminin $n \geq 20$ birim olduğu durumlarda Tip- I hata düzeyini koruyabildiği görülmektedir. Dikkat çeken bir diğer noktada karşılaştırılan grup sayısının artmasıyla birlikte MM testinin performansında bir düzelme meydana gelmiş olmasıdır. Beş grup arasında yapılan karşılaştırmalarda Tip- I hata düzeyini korumakta en fazla güçlük çeken testin Savage testi olduğu görülmektedir. Savage testinin $n \leq 30$ olduğu tüm simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı sapmalı bir şekilde tahmin etme eğiliminde olduğu görülmektedir.

Tablo 26- $b_1: \dots : b_5 = 0,10: \dots : 0,10 \sim 0,80: \dots : 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \dots : \sigma^2(Y_5) = 0,010: \dots : 0,010 \sim 0,896: \dots : 0,896$, $E(Y_1) = \dots = E(Y_5) = 1$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1 = \dots = n_5$) olduğu log-normal dağılıma sahip $k=5$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010	3	0,0499	0,0603	0,0499	0,0650	0,0256	0,0557	0,0497	0,0141	0,0161	0,0176
	5	0,0502	0,0539	0,0511	0,0555	0,0407	0,0545	0,0498	0,0407	0,0336	0,0285
	10	0,0506	0,0531	0,0512	0,0540	0,0485	0,0522	0,0428	0,0415	0,0436	0,0377
	15	0,0502	0,0504	0,0495	0,0509	0,0490	0,0506	0,0451	0,0435	0,0444	0,0415
	20	0,0494	0,0514	0,0501	0,0516	0,0489	0,0505	0,0461	0,0486	0,0465	0,0440
	25	0,0505	0,0511	0,0501	0,0513	0,0500	0,0508	0,0477	0,0457	0,0479	0,0441
	30	0,0492	0,0495	0,0490	0,0497	0,0490	0,0499	0,0466	0,0515	0,0464	0,0448
	50	0,0501	0,0495	0,0488	0,0495	0,0500	0,0502	0,0486	0,0469	0,0481	0,0478
	80	0,0515	0,0527	0,0523	0,0527	0,0515	0,0512	0,0506	0,0497	0,0503	0,0478
	100	0,0494	0,0499	0,0498	0,0500	0,0494	0,0497	0,0487	0,0506	0,0486	0,0475
0,041	3	0,0496	0,0608	0,0505	0,0653	0,0261	0,0553	0,0495	0,0138	0,0165	0,0172
	5	0,0493	0,0543	0,0509	0,0559	0,0400	0,0540	0,0486	0,0404	0,0334	0,0275
	10	0,0498	0,0520	0,0502	0,0529	0,0473	0,0506	0,0420	0,0405	0,0422	0,0378
	15	0,0506	0,0507	0,0498	0,0512	0,0496	0,0522	0,0455	0,0453	0,0463	0,0414
	20	0,0508	0,0507	0,0499	0,0510	0,0501	0,0519	0,0468	0,0477	0,0468	0,0435
	25	0,0497	0,0501	0,0493	0,0503	0,0492	0,0506	0,0468	0,0459	0,0468	0,0453
	30	0,0514	0,0513	0,0509	0,0515	0,0512	0,0521	0,0490	0,0492	0,0489	0,0454
	50	0,0504	0,0498	0,0496	0,0499	0,0503	0,0500	0,0489	0,0481	0,0488	0,0470
	80	0,0505	0,0506	0,0506	0,0506	0,0505	0,0513	0,0498	0,0481	0,0493	0,0480
	100	0,0496	0,0500	0,0497	0,0501	0,0496	0,0495	0,0490	0,0490	0,0489	0,0481
0,094	3	0,0489	0,0590	0,0479	0,0636	0,0253	0,0552	0,0487	0,0142	0,0167	0,0169
	5	0,0498	0,0536	0,0503	0,0546	0,0406	0,0538	0,0497	0,0415	0,0335	0,0277
	10	0,0495	0,0508	0,0489	0,0518	0,0471	0,0511	0,0420	0,0416	0,0422	0,0382
	15	0,0504	0,0501	0,0488	0,0506	0,0495	0,0510	0,0458	0,0458	0,0465	0,0408
	20	0,0508	0,0510	0,0497	0,0512	0,0502	0,0518	0,0471	0,0494	0,0474	0,0434
	25	0,0500	0,0507	0,0501	0,0510	0,0494	0,0515	0,0467	0,0468	0,0470	0,0439
	30	0,0497	0,0482	0,0478	0,0484	0,0495	0,0500	0,0476	0,0492	0,0476	0,0456
	50	0,0501	0,0504	0,0500	0,0504	0,0500	0,0508	0,0485	0,0485	0,0485	0,0470
	80	0,0500	0,0498	0,0496	0,0499	0,0500	0,0507	0,0490	0,0485	0,0490	0,0483
	100	0,0514	0,0511	0,0510	0,0511	0,0514	0,0514	0,0505	0,0502	0,0505	0,0493
0,174	3	0,0503	0,0602	0,0502	0,0650	0,0269	0,0573	0,0508	0,0147	0,0167	0,0184
	5	0,0498	0,0548	0,0512	0,0564	0,0402	0,0545	0,0499	0,0404	0,0346	0,0281
	10	0,0486	0,0518	0,0505	0,0527	0,0463	0,0517	0,0413	0,0416	0,0424	0,0385
	15	0,0506	0,0508	0,0496	0,0513	0,0493	0,0506	0,0454	0,0438	0,0453	0,0417
	20	0,0484	0,0488	0,0485	0,0491	0,0479	0,0484	0,0449	0,0476	0,0447	0,0423
	25	0,0492	0,0509	0,0497	0,0511	0,0489	0,0505	0,0467	0,0451	0,0468	0,0440
	30	0,0497	0,0507	0,0502	0,0509	0,0494	0,0506	0,0474	0,0482	0,0473	0,0468
	50	0,0504	0,0499	0,0495	0,0500	0,0504	0,0500	0,0489	0,0485	0,0487	0,0486
	80	0,0494	0,0491	0,0489	0,0492	0,0494	0,0509	0,0487	0,0491	0,0486	0,0478
	100	0,0510	0,0505	0,0503	0,0505	0,0510	0,0509	0,0505	0,0498	0,0502	0,0473
0,284	3	0,0503	0,0613	0,0502	0,0658	0,0260	0,0563	0,0500	0,0142	0,0159	0,0182
	5	0,0500	0,0534	0,0501	0,0543	0,0402	0,0533	0,0504	0,0406	0,0343	0,0276
	10	0,0510	0,0528	0,0506	0,0537	0,0484	0,0521	0,0430	0,0412	0,0435	0,0386
	15	0,0494	0,0505	0,0492	0,0509	0,0483	0,0494	0,0446	0,0430	0,0441	0,0408
	20	0,0493	0,0494	0,0486	0,0495	0,0489	0,0492	0,0461	0,0473	0,0460	0,0427
	25	0,0492	0,0495	0,0485	0,0498	0,0489	0,0501	0,0467	0,0459	0,0465	0,0437
	30	0,0488	0,0493	0,0486	0,0495	0,0484	0,0490	0,0464	0,0498	0,0467	0,0445
	50	0,0482	0,0485	0,0487	0,0485	0,0481	0,0490	0,0471	0,0489	0,0475	0,0480
	80	0,0496	0,0491	0,0488	0,0491	0,0495	0,0500	0,0486	0,0483	0,0489	0,0479
	100	0,0502	0,0499	0,0497	0,0499	0,0502	0,0499	0,0496	0,0496	0,0497	0,0477

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 26 (devamı)- $b_1: \dots: b_5 = 0,10: \dots: 0,10 \sim 0,80: \dots: 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \dots: \sigma^2(Y_5) = 0,010: \dots: 0,010 \sim 0,896: \dots: 0,896$, $E(Y_1) = \dots = E(Y_5) = 1$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1 = \dots = n_5$) olduğu log-normal dağılıma sahip $k=5$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,433	3	0,0498	0,0600	0,0511	0,0645	0,0261	0,0563	0,0501	0,0147	0,0161	0,0177
	5	0,0493	0,0537	0,0498	0,0552	0,0395	0,0537	0,0490	0,0398	0,0339	0,0277
	10	0,0510	0,0513	0,0495	0,0522	0,0483	0,0519	0,0430	0,0411	0,0429	0,0381
	15	0,0505	0,0506	0,0494	0,0511	0,0494	0,0521	0,0457	0,0439	0,0459	0,0425
	20	0,0493	0,0503	0,0493	0,0505	0,0488	0,0497	0,0459	0,0483	0,0454	0,0420
	25	0,0504	0,0501	0,0493	0,0505	0,0501	0,0504	0,0474	0,0469	0,0475	0,0443
	30	0,0510	0,0505	0,0502	0,0507	0,0508	0,0508	0,0484	0,0491	0,0477	0,0451
	50	0,0494	0,0495	0,0491	0,0496	0,0494	0,0499	0,0481	0,0481	0,0484	0,0470
	80	0,0492	0,0490	0,0486	0,0490	0,0492	0,0497	0,0484	0,0484	0,0482	0,0488
	100	0,0504	0,0507	0,0506	0,0507	0,0504	0,0499	0,0498	0,0502	0,0499	0,0476
0,632	3	0,0494	0,0604	0,0498	0,0649	0,0257	0,0564	0,0495	0,0143	0,0166	0,0176
	5	0,0512	0,0556	0,0516	0,0575	0,0416	0,0559	0,0507	0,0418	0,0355	0,0294
	10	0,0501	0,0512	0,0500	0,0521	0,0477	0,0522	0,0428	0,0418	0,0432	0,0372
	15	0,0497	0,0501	0,0493	0,0508	0,0483	0,0502	0,0449	0,0439	0,0450	0,0421
	20	0,0496	0,0506	0,0497	0,0509	0,0492	0,0506	0,0459	0,0491	0,0463	0,0435
	25	0,0492	0,0489	0,0480	0,0491	0,0487	0,0491	0,0464	0,0438	0,0464	0,0426
	30	0,0487	0,0482	0,0475	0,0484	0,0484	0,0498	0,0464	0,0491	0,0470	0,0441
	50	0,0518	0,0506	0,0504	0,0506	0,0517	0,0509	0,0505	0,0491	0,0496	0,0471
	80	0,0487	0,0487	0,0486	0,0487	0,0486	0,0501	0,0480	0,0481	0,0485	0,0485
	100	0,0495	0,0485	0,0481	0,0485	0,0495	0,0505	0,0487	0,0505	0,0483	0,0467
0,896	3	0,0500	0,0605	0,0502	0,0651	0,0263	0,0552	0,0498	0,0138	0,0165	0,0173
	5	0,0500	0,0567	0,0516	0,0582	0,0407	0,0536	0,0501	0,0408	0,0349	0,0283
	10	0,0505	0,0505	0,0490	0,0518	0,0476	0,0518	0,0421	0,0408	0,0427	0,0378
	15	0,0502	0,0505	0,0493	0,0511	0,0494	0,0511	0,0452	0,0437	0,0453	0,0404
	20	0,0496	0,0490	0,0481	0,0493	0,0488	0,0496	0,0456	0,0480	0,0461	0,0428
	25	0,0505	0,0508	0,0502	0,0509	0,0501	0,0517	0,0478	0,0477	0,0479	0,0446
	30	0,0487	0,0494	0,0485	0,0495	0,0486	0,0492	0,0466	0,0488	0,0473	0,0447
	50	0,0498	0,0496	0,0492	0,0497	0,0496	0,0492	0,0484	0,0483	0,0478	0,0481
	80	0,0484	0,0486	0,0481	0,0487	0,0483	0,0483	0,0477	0,0473	0,0477	0,0478
	100	0,0510	0,0511	0,0508	0,0511	0,0510	0,0520	0,0504	0,0498	0,0501	0,0512

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Örneklem hacminin dengeli ($n_1 = \dots = n_8 = 3 \sim 100$), grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($\ln N(\mu_1 = \dots = \mu_8 = 1; \sigma_1^2 = \dots = \sigma_8^2 = 0,010 \sim 0,896)$) durumda, sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 27'de gösterilmiştir. Tablo 27'de verilen tüm simülasyon senaryoları dikkate alındığında F testinin başlangıçta belirlenen Tip- I hata olasılık değerini ($\alpha=0,05$) koruyabildiği gözlenmiştir. Bu testi, sadece iki simülasyon senaryosunda Tip- I hata olasılığını sapmalı olarak tahmin eden KW testi takip etmektedir. Sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalarda bu iki test dışında kalan testlerin performanslarının başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini koruma yönünde çok da başarılı olmadıkları söylenebilir. KW testinin permütasyon versiyonu, AG, BF ve MM testlerinin birbirleriyle benzer performanslar gösterirken Welch ile JSO testlerinin ise birbirleriyle benzer performanslar gösterdikleri görülmektedir. Sekiz grup arasında

yapılan karşılaştırmalar dikkate alındığında Tip- I hatayı koruma yönünde en kötü performansı gösteren testlerin sırasıyla VW ve Savage testleri oldukları görülmüştür. VW testi için Tip- I hatayı koruma yönündeki performansının $n \geq 15$ olması durumunda, Savage testi için ise gruptaki birim sayısının $n \geq 25$ olması durumunda yeterli olduğu söylenebilmektedir.

Tablo 27- $b_1: \dots: b_8 = 0,10: \dots: 0,10 \sim 0,80: \dots: 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \dots: \sigma^2(Y_8) = 0,010: \dots: 0,010 \sim 0,896: \dots: 0,896$, $E(Y_1) = \dots = E(Y_8) = 1$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1 = \dots = n_8$) olduğu log-normal dağılıma sahip $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010	3	0,0510	0,1065	0,0654	0,1018	0,0250	0,0552	0,0508	0,0156	0,0166	0,0194
	5	0,0500	0,0716	0,0565	0,0702	0,0401	0,0527	0,0498	0,0227	0,0331	0,0298
	10	0,0485	0,0549	0,0507	0,0550	0,0458	0,0502	0,0402	0,0479	0,0410	0,0386
	15	0,0498	0,0531	0,0507	0,0532	0,0488	0,0512	0,0445	0,0466	0,0446	0,0413
	20	0,0500	0,0511	0,0497	0,0512	0,0495	0,0506	0,0460	0,0472	0,0460	0,0446
	25	0,0488	0,0507	0,0495	0,0507	0,0483	0,0493	0,0458	0,0456	0,0464	0,0446
	30	0,0515	0,0514	0,0505	0,0514	0,0512	0,0521	0,0490	0,0503	0,0495	0,0481
	50	0,0508	0,0506	0,0503	0,0506	0,0506	0,0510	0,0492	0,0489	0,0491	0,0484
	80	0,0480	0,0482	0,0476	0,0482	0,0480	0,0488	0,0472	0,0484	0,0474	0,0460
	100	0,0501	0,0504	0,0501	0,0504	0,0501	0,0503	0,0493	0,0483	0,0496	0,0496
0,041	3	0,0501	0,1040	0,0626	0,0998	0,0245	0,0557	0,0503	0,0155	0,0168	0,0192
	5	0,0509	0,0703	0,0556	0,0688	0,0403	0,0536	0,0505	0,0236	0,0328	0,0301
	10	0,0502	0,0562	0,0508	0,0563	0,0476	0,0509	0,0419	0,0465	0,0419	0,0381
	15	0,0506	0,0518	0,0493	0,0519	0,0495	0,0519	0,0450	0,0473	0,0449	0,0426
	20	0,0497	0,0514	0,0503	0,0514	0,0492	0,0504	0,0461	0,0467	0,0467	0,0426
	25	0,0509	0,0514	0,0504	0,0515	0,0505	0,0514	0,0479	0,0466	0,0488	0,0438
	30	0,0512	0,0515	0,0508	0,0515	0,0510	0,0506	0,0486	0,0500	0,0493	0,0482
	50	0,0511	0,0518	0,0513	0,0518	0,0508	0,0514	0,0494	0,0480	0,0496	0,0458
	80	0,0504	0,0510	0,0508	0,0510	0,0503	0,0501	0,0492	0,0497	0,0490	0,0480
	100	0,0507	0,0503	0,0502	0,0503	0,0507	0,0505	0,0499	0,0489	0,0505	0,0478
0,094	3	0,0500	0,1053	0,0632	0,1008	0,0249	0,0540	0,0500	0,0166	0,0169	0,0180
	5	0,0505	0,0702	0,0559	0,0687	0,0403	0,0524	0,0505	0,0231	0,0332	0,0303
	10	0,0507	0,0546	0,0503	0,0548	0,0483	0,0516	0,0422	0,0483	0,0426	0,0388
	15	0,0517	0,0541	0,0519	0,0543	0,0505	0,0524	0,0462	0,0482	0,0463	0,0424
	20	0,0493	0,0514	0,0500	0,0515	0,0486	0,0499	0,0450	0,0455	0,0447	0,0429
	25	0,0509	0,0517	0,0504	0,0518	0,0505	0,0502	0,0474	0,0461	0,0473	0,0445
	30	0,0495	0,0505	0,0495	0,0506	0,0491	0,0496	0,0466	0,0499	0,0467	0,0452
	50	0,0512	0,0505	0,0503	0,0505	0,0511	0,0500	0,0498	0,0460	0,0492	0,0483
	80	0,0511	0,0505	0,0502	0,0505	0,0511	0,0508	0,0500	0,0504	0,0503	0,0484
	100	0,0488	0,0487	0,0484	0,0487	0,0488	0,0491	0,0480	0,0487	0,0479	0,0480
0,174	3	0,0504	0,1076	0,0655	0,1030	0,0255	0,0536	0,0499	0,0152	0,0171	0,0190
	5	0,0501	0,0738	0,0577	0,0727	0,0403	0,0530	0,0501	0,0243	0,0335	0,0288
	10	0,0505	0,0554	0,0506	0,0555	0,0479	0,0508	0,0416	0,0479	0,0422	0,0394
	15	0,0487	0,0530	0,0502	0,0533	0,0478	0,0505	0,0435	0,0490	0,0444	0,0420
	20	0,0508	0,0524	0,0509	0,0524	0,0502	0,0500	0,0471	0,0457	0,0467	0,0455
	25	0,0520	0,0529	0,0518	0,0529	0,0518	0,0515	0,0488	0,0463	0,0488	0,0454
	30	0,0508	0,0524	0,0500	0,0505	0,0498	0,0500	0,0474	0,0508	0,0473	0,0465
	50	0,0502	0,0503	0,0498	0,0503	0,0500	0,0510	0,0487	0,0482	0,0488	0,0475
	80	0,0506	0,0507	0,0506	0,0507	0,0505	0,0498	0,0497	0,0508	0,0499	0,0492
	100	0,0485	0,0489	0,0488	0,0489	0,0485	0,0489	0,0478	0,0480	0,0478	0,0472

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 27 (devamı)- $b_1: \dots: b_8 = 0,10: \dots: 0,10 \sim 0,80: \dots: 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \dots: \sigma^2(Y_8) = 0,010: \dots: 0,010 \sim 0,896: \dots: 0,896$, $E(Y_1) = \dots = E(Y_8) = 1$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1 = \dots = n_8$) olduğu log-normal dağılıma sahip $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,284	3	0,0501	0,1047	0,0620	0,0998	0,0235	0,0530	0,0495	0,0148	0,0156	0,0182
	5	0,0495	0,0705	0,0562	0,0694	0,0394	0,0520	0,0491	0,0228	0,0329	0,0293
	10	0,0481	0,0540	0,0490	0,0542	0,0460	0,0493	0,0407	0,0475	0,0408	0,0389
	15	0,0493	0,0526	0,0507	0,0529	0,0482	0,0508	0,0434	0,0468	0,0437	0,0410
	20	0,0500	0,0506	0,0491	0,0508	0,0494	0,0505	0,0461	0,0460	0,0461	0,0439
	25	0,0501	0,0503	0,0491	0,0504	0,0496	0,0489	0,0467	0,0444	0,0470	0,0449
	30	0,0507	0,0519	0,0511	0,0519	0,0504	0,0514	0,0483	0,0504	0,0479	0,0452
	50	0,0508	0,0513	0,0505	0,0514	0,0507	0,0512	0,0490	0,0498	0,0490	0,0476
	80	0,0500	0,0497	0,0494	0,0497	0,0500	0,0498	0,0495	0,0495	0,0496	0,0483
	100	0,0492	0,0490	0,0489	0,0490	0,0492	0,0488	0,0486	0,0486	0,0482	0,0473
0,433	3	0,0498	0,1075	0,0632	0,1028	0,0242	0,0525	0,0496	0,0146	0,0164	0,0187
	5	0,0495	0,0706	0,0557	0,0693	0,0392	0,0522	0,0489	0,0220	0,0312	0,0274
	10	0,0503	0,0554	0,0509	0,0555	0,0476	0,0514	0,0416	0,0478	0,0416	0,0385
	15	0,0498	0,0520	0,0490	0,0522	0,0486	0,0505	0,0439	0,0467	0,0448	0,0403
	20	0,0507	0,0524	0,0505	0,0525	0,0501	0,0512	0,0467	0,0475	0,0469	0,0438
	25	0,0498	0,0503	0,0489	0,0503	0,0493	0,0495	0,0463	0,0444	0,0467	0,0447
	30	0,0496	0,0501	0,0490	0,0502	0,0494	0,0503	0,0473	0,0493	0,0469	0,0464
	50	0,0504	0,0505	0,0501	0,0505	0,0503	0,0507	0,0488	0,0476	0,0487	0,0469
	80	0,0508	0,0509	0,0509	0,0509	0,0508	0,0497	0,0496	0,0502	0,0496	0,0477
	100	0,0498	0,0500	0,0497	0,0500	0,0498	0,0497	0,0491	0,0482	0,0493	0,0477
0,632	3	0,0511	0,1070	0,0636	0,1018	0,0250	0,0548	0,0513	0,0147	0,0172	0,0195
	5	0,0502	0,0717	0,0579	0,0701	0,0396	0,0530	0,0502	0,0224	0,0331	0,0304
	10	0,0504	0,0572	0,0521	0,0574	0,0481	0,0518	0,0421	0,0492	0,0419	0,0397
	15	0,0504	0,0529	0,0507	0,0532	0,0493	0,0512	0,0452	0,0472	0,0455	0,0432
	20	0,0499	0,0521	0,0503	0,0521	0,0493	0,0497	0,0457	0,0450	0,0461	0,0444
	25	0,0508	0,0511	0,0498	0,0511	0,0505	0,0504	0,0478	0,0454	0,0475	0,0455
	30	0,0493	0,0502	0,0497	0,0503	0,0492	0,0508	0,0471	0,0510	0,0472	0,0458
	50	0,0485	0,0494	0,0485	0,0494	0,0485	0,0491	0,0470	0,0473	0,0477	0,0471
	80	0,0482	0,0492	0,0489	0,0492	0,0482	0,0495	0,0495	0,0501	0,0494	0,0476
	100	0,0500	0,0494	0,0491	0,0494	0,0500	0,0493	0,0493	0,0474	0,0490	0,0480
0,896	3	0,0504	0,1071	0,0649	0,1021	0,0254	0,0547	0,0503	0,0144	0,0174	0,0195
	5	0,0483	0,0695	0,0549	0,0681	0,0390	0,0513	0,0483	0,0226	0,0311	0,0294
	10	0,0510	0,0571	0,0523	0,0571	0,0489	0,0524	0,0430	0,0500	0,0429	0,0385
	15	0,0516	0,0539	0,0514	0,0540	0,0506	0,0507	0,0454	0,0474	0,0460	0,0424
	20	0,0508	0,0530	0,0515	0,0532	0,0501	0,0515	0,0464	0,0461	0,0467	0,0437
	25	0,0498	0,0513	0,0500	0,0514	0,0496	0,0491	0,0472	0,0460	0,0470	0,0455
	30	0,0512	0,0523	0,0514	0,0524	0,0509	0,0524	0,0486	0,0506	0,0486	0,0485
	50	0,0492	0,0498	0,0495	0,0498	0,0490	0,0496	0,0473	0,0483	0,0472	0,0469
	80	0,0494	0,0497	0,0496	0,0497	0,0494	0,0512	0,0499	0,0497	0,0496	0,0471
	100	0,0514	0,0507	0,0504	0,0507	0,0514	0,0510	0,0506	0,0478	0,0507	0,0482

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 25, Tablo 26 ve Tablo 27’ de varyansların homojenliđi ön şartının sađlandığı ve normal dađılıma uygunluk ön şartının sađlanmadığı, gruptaki birim sayılarının eşit olduđu gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde beklenildiđi üzere F testi mevcut parametrik ve parametrik olmayan alternatifleri dikkate alındığında başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$) yani nominal düzeyi tahmin etme adına en başarılı performansı gösteren testtir. F testi dışında KW testinin de ele alınan gözlem kombinasyonları bakımından Tip- I hata düzeyini gruplar arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda koruma eğiliminde olduđu görülmekte ve karşılaştırılacak grup sayısındaki artışın (özellikle sekiz grup olması durumunda) performansına olumlu yönde etki ettiđi görülmektedir. İlgili test Tablo 25, Tablo 26 ve Tablo 27’de verilen simülasyon senaryoları sonucunda Tip- I hatayı sırasıyla %4,79-%5,48, %4,83-%5,45 ve %4,88-%5,48 aralığında üretmiştir. Grup sayısındaki artışın performansına olumlu yönde etki ettiđi görülen diđer bir testte MM testidir. Her ne kadar Tip- I hatayı koruma yönündeki performansı KW testinin gerisinde kalsa da karşılaştırılacak olan grup sayısının üç ve beş olması durumuna göre sekiz grup olması durumundaki performansı dikkate deđer şekilde artış göstermiştir. Simülasyon senaryolarından takip edilebildiđi üzere F testinin parametrik olan ve olmayan alternatiflerinin genel olarak grupların özellikle $n=3$ ve $n=5$ gibi küçük gözlem sayısına sahip olduđu durumlardan olumsuz yönde etkilendiđi söylenebilir. F testinin parametrik olmayan alternatifi olarak çalışmamızda incelenen skor tabanlı testlerden birisi olan Savage testinin performansının genel olarak kötü olduđu, normal dađılıma uygunluk ve grup varyanslarının homojenliđine ait ön varsayımlardan, karşılaştırılacak olan grup sayısındaki artışa göre daha fazla etkilendiđi söylenebilir. Ek olarak KW testinin permütasyon versiyonu, MM testi, VW ve Savage testlerinin Tip- I hatayı koruma kriterine göre gösterdikleri performanslar incelendiğinde genel olarak konservatif bir tutum gösterdikleri başlangıçta belirlenen Tip- I oranını nominal düzeyinin (0,05) altında tahmin etme eğiliminde oldukları söylenebilir.

4.6. Örneklem hacminin dengeli olmadığı, grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği karşılaştırmalar

Tablo 28’de üç grup arasında yapılan karşılaştırmalara ait simülasyon senaryolarında grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($\ln N(\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 1; \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = 0,010 \sim 0,896)$) ve buna karşılık gruplara ait birim sayılarının dengeli olmadığı durumlarda ($n_1: n_2: n_3=3: 5: 7 \sim 70: 90: 100$) testlerin Tip- I hatayı koruma yönünde gösterdikleri performanslarına yer verilmiştir. F testinin, KW testinin ve KW testinin permütasyon versiyonunun farklı gözlem kombinasyonlarından etkilenmeden deneme başında belirlenen Tip- I hata oranını tüm simülasyon senaryolarında koruma eğiliminde olduğu görülmüştür. Testlerin performansları incelendiğinde özellikle F testinin bazı durumlarda deneme başında belirlenen Tip- I hata oranını (0,05) yakaladığı, KW testinin Tip- I hatayı tahminlemede liberal bir tutum, KW testinin permütasyon versiyonunun ise Tip- I hatayı tahminlemede konservatif bir tutum sergilediği görülmüştür. İlgili testleri, gösterdikleri benzer performanslarla Welch testi ve BF testleri takip etmektedir. İki test de küçük örneklerde gruplardaki birim sayısının dengesiz olarak tasarlandığı sadece iki simülasyon senaryosunda (Welch testi için $\sigma^2=0,094$, $n_1: n_2: n_3=5: 10: 15$ ve $\sigma^2=0,284$, $n_1: n_2: n_3=3: 5: 7$; BF testi için $\sigma^2=0,094$, $n_1: n_2: n_3=3: 5: 7$ ve $\sigma^2=0,433$, $n_1: n_2: n_3=3: 5: 7$) Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin etmiş olup, bu durumun göz ardı edilebileceği düşünülmüştür. Bu testler dışında AG ve JSO testlerinin varyans değerindeki artıştan etkilenmeden $n_1: n_2: n_3=3: 5: 7$ senaryosunu içeren tüm durumlarda ve $\sigma^2=0,094$, $n_1: n_2: n_3=5: 10: 15$ senaryosu için sapmalı tahminler verdiği görülmüş olup küçük örneklem kapsamında oluşturulan ilgili gözlem kombinasyonu için performanslarının olumsuz yönde etkilendiği belirlenmiştir. MM testinin de $n_1: n_2: n_3=3: 5: 7$ gözlem kombinasyonu için AG ve JSO testlerinin performanslarını tekrar ettiği gözlenmiş olup ek olarak $\sigma^2=0,433$, $n_1: n_2: n_3=5: 10: 15$; $\sigma^2=0,632$, $n_1: n_2: n_3=5: 10: 15$; $\sigma^2=0,896$, $n_1: n_2: n_3=5: 10: 15$ $\sigma^2=0,632$, $n_1: n_2: n_3=20: 25: 30$ ve $\sigma^2=0,896$, $n_1: n_2: n_3=20: 25: 30$ için Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin ettiği görülmüştür. VW testinin küçük örneklem için oluşturulan gözlem kombinasyonları içeren tüm simülasyon senaryoları için ve Savage testi için ise küçük örneklem için oluşturulan senaryolara ek olarak $\sigma^2=0,041$, $n_1: n_2: n_3=20: 25: 30$ içinde Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin etme eğiliminde olduğu gözlenmiştir.

Tablo 28- $b_1:b_2:b_3=0,10:0,10:0,10\sim 0,80:0,80:0,80$, $\sigma^2(Y_1):\sigma^2(Y_2):\sigma^2(Y_3)=0,010:0,010:0,010\sim 0,896:0,896:0,896$, $E(Y_1)=E(Y_2)=E(Y_3)=1$, örneklem büyüklüğünün dengeli olmadığı ($n_1\neq n_2\neq n_3$) log-normal dağılıma sahip $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010	3/5/7	0,0504	0,0542	0,0568	0,0578	0,0460	0,0535	0,0505	0,0438	0,0381	0,0302
	5/10/15	0,0486	0,0534	0,0537	0,0534	0,0488	0,0496	0,0490	0,0523	0,0429	0,0391
	20/25/30	0,0500	0,0493	0,0487	0,0496	0,0496	0,0514	0,0478	0,0513	0,0481	0,0449
	50/60/70	0,0494	0,0489	0,0487	0,0489	0,0491	0,0485	0,0484	0,0522	0,0483	0,0467
	65/75/85	0,0494	0,0490	0,0487	0,0491	0,0491	0,0494	0,0487	0,0501	0,0482	0,0477
70/90/100	0,0515	0,0507	0,0503	0,0507	0,0512	0,0519	0,0509	0,0520	0,0510	0,0501	
0,041	3/5/7	0,0497	0,0543	0,0568	0,0584	0,0455	0,0525	0,0486	0,0434	0,0378	0,0300
	5/10/15	0,0497	0,0531	0,0529	0,0529	0,0482	0,0503	0,0500	0,0528	0,0442	0,0407
	20/25/30	0,0487	0,0485	0,0478	0,0488	0,0484	0,0499	0,0462	0,0511	0,0476	0,0442
	50/60/70	0,0500	0,0501	0,0497	0,0501	0,0502	0,0497	0,0491	0,0521	0,0493	0,0495
	65/75/85	0,0517	0,0518	0,0515	0,0518	0,0514	0,0514	0,0509	0,0514	0,0514	0,0483
70/90/100	0,0507	0,0511	0,0509	0,0511	0,0505	0,0506	0,0502	0,0496	0,0506	0,0471	
0,094	3/5/7	0,0495	0,0530	0,0551	0,0571	0,0443	0,0533	0,0492	0,0411	0,0377	0,0317
	5/10/15	0,0517	0,0552	0,0551	0,0552	0,0513	0,0512	0,0517	0,0537	0,0455	0,0407
	20/25/30	0,0499	0,0498	0,0487	0,0501	0,0493	0,0499	0,0479	0,0506	0,0471	0,0449
	50/60/70	0,0488	0,0490	0,0488	0,0491	0,0487	0,0485	0,0479	0,0521	0,0481	0,0456
	65/75/85	0,0510	0,0506	0,0503	0,0506	0,0510	0,0512	0,0503	0,0526	0,0501	0,0503
70/90/100	0,0506	0,0509	0,0505	0,0509	0,0509	0,0510	0,0500	0,0511	0,0505	0,0489	
0,174	3/5/7	0,0512	0,0527	0,0554	0,0564	0,0460	0,0548	0,0513	0,0435	0,0383	0,0312
	5/10/15	0,0504	0,0541	0,0547	0,0540	0,0501	0,0516	0,0506	0,0543	0,0454	0,0407
	20/25/30	0,0487	0,0493	0,0486	0,0495	0,0489	0,0495	0,0467	0,0514	0,0470	0,0459
	50/60/70	0,0496	0,0486	0,0482	0,0486	0,0490	0,0490	0,0488	0,0520	0,0489	0,0468
	65/75/85	0,0498	0,0494	0,0490	0,0494	0,0497	0,0497	0,0489	0,0490	0,0489	0,0482
70/90/100	0,0496	0,0497	0,0493	0,0497	0,0496	0,0511	0,0490	0,0499	0,0496	0,0492	
0,284	3/5/7	0,0509	0,0550	0,0573	0,0588	0,0463	0,0541	0,0503	0,0431	0,0385	0,0327
	5/10/15	0,0494	0,0533	0,0536	0,0537	0,0508	0,0514	0,0501	0,0513	0,0443	0,0402
	20/25/30	0,0498	0,0491	0,0481	0,0494	0,0490	0,0496	0,0475	0,0508	0,0478	0,0456
	50/60/70	0,0518	0,0516	0,0513	0,0517	0,0522	0,0522	0,0509	0,0524	0,0509	0,0475
	65/75/85	0,0502	0,0502	0,0501	0,0503	0,0502	0,0508	0,0496	0,0510	0,0499	0,0489
70/90/100	0,0505	0,0507	0,0505	0,0507	0,0503	0,0503	0,0498	0,0500	0,0499	0,0498	
0,433	3/5/7	0,0484	0,0525	0,0557	0,0567	0,0444	0,0525	0,0483	0,0292	0,0366	0,0567
	5/10/15	0,0504	0,0520	0,0519	0,0521	0,0479	0,0506	0,0508	0,0421	0,0445	0,0589
	20/25/30	0,0496	0,0491	0,0487	0,0494	0,0494	0,0505	0,0474	0,0449	0,0482	0,0541
	50/60/70	0,0485	0,0480	0,0477	0,0481	0,0483	0,0477	0,0475	0,0456	0,0468	0,0509
	65/75/85	0,0507	0,0499	0,0497	0,0499	0,0505	0,0502	0,0499	0,0485	0,0496	0,0521
70/90/100	0,0504	0,0503	0,0500	0,0503	0,0506	0,0508	0,0499	0,0501	0,0496	0,0521	
0,632	3/5/7	0,0510	0,0524	0,0550	0,0561	0,0457	0,0541	0,0502	0,0300	0,0373	0,0559
	5/10/15	0,0504	0,0517	0,0527	0,0516	0,0495	0,0499	0,0506	0,0393	0,0444	0,0579
	20/25/30	0,0492	0,0495	0,0491	0,0499	0,0486	0,0502	0,0476	0,0444	0,0478	0,0531
	50/60/70	0,0495	0,0496	0,0492	0,0496	0,0492	0,0501	0,0485	0,0461	0,0487	0,0526
	65/75/85	0,0507	0,0509	0,0506	0,0509	0,0507	0,0511	0,0499	0,0483	0,0502	0,0503
70/90/100	0,0515	0,0511	0,0510	0,0511	0,0514	0,0515	0,0506	0,0483	0,0512	0,0497	
0,896	3/5/7	0,0510	0,0544	0,0558	0,0583	0,0461	0,0544	0,0506	0,0304	0,0379	0,0575
	5/10/15	0,0498	0,0512	0,0521	0,0512	0,0485	0,0506	0,0497	0,0393	0,0448	0,0559
	20/25/30	0,0486	0,0487	0,0480	0,0489	0,0485	0,0487	0,0466	0,0439	0,0461	0,0517
	50/60/70	0,0517	0,0520	0,0514	0,0521	0,0513	0,0522	0,0507	0,0485	0,0507	0,0509
	65/75/85	0,0495	0,0494	0,0491	0,0495	0,0497	0,0504	0,0488	0,0479	0,0492	0,0516
70/90/100	0,0498	0,0498	0,0494	0,0498	0,0497	0,0500	0,0493	0,0488	0,0491	0,0511	

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 29, Tablo 28’de dengeli olmayan örneklem için verilen senaryolara ek olarak yine üç grup için birim sayılarının aşırı olarak farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içermektedir. İlgili deneme düzenleri incelendiğinde F, KW testinin permütasyon versiyonu ve VW testlerinin tüm simülasyon senaryoları için Peterson kriterine göre Tip- I hatayı sapmasız olarak tahmin etme eğiliminde oldukları ve gruplara ait birim sayılarının aşırı farklılaşmasından etkilenmedikleri görülmüştür. İlgili testleri Kruskal-Wallis ve Savage testleri izlemektedir. KW testinin $\sigma^2= 0,632$, $n_1: n_2: n_3=3: 80: 80$ ve Savage testinin ise $\sigma^2= 0,174$, $n_1: n_2: n_3= 3: 80: 80$ ile $\sigma^2= 0,896$, $n_1: n_2: n_3= 3: 80: 80$ deneme düzeni için Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin ettiği görülmüştür. Her iki test Tablo 29’da verilen deneme düzenlerinde Tip- I hatayı konservatif bir şekilde tahmin etme eğilimindedir. Bu deneme düzenlerinde dikkat çeken nokta özellikle Savage ve VW testlerinin Tablo 28’e göre değerlendirilen performanslarının tamamen olumlu yönde farklılaşmasıdır. Yukarıda belirtilen testler dışında kalan BF testi, JSO testi, Welch testi, AG testi ve MM testi Tip- I hatayı koruma yönünde yeterli performansı gösterememişlerdir.

Tablo 29- $b_1:b_2:b_3=0,10:0,10:0,10 \sim 0,80:0,80:0,80$, $\sigma^2(Y_1):\sigma^2(Y_2):\sigma^2(Y_3)=0,010:0,010:0,010 \sim 0,896:0,896:0,896$, $E(Y_1)= E(Y_2)= E(Y_3) =1$, örneklem büyüklüğünün aşırı farklılık gösterdiği ($n_1 \neq n_2 \neq n_3$) log-normal dağılıma sahip $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010	3/25/30	0,0505	0,0793	0,0802	0,0721	0,0613	0,0471	0,0506	0,0383	0,0464	0,0500
	3/80/80	0,0514	0,0834	0,0792	0,0748	0,0662	0,0467	0,0513	0,0355	0,0497	0,0537
	5/20/100	0,0503	0,0591	0,0578	0,0549	0,0528	0,0476	0,0505	0,0434	0,0485	0,0493
0,041	3/25/30	0,0500	0,0785	0,0805	0,0722	0,0628	0,0473	0,0496	0,0371	0,0470	0,0501
	3/80/80	0,0511	0,0830	0,0795	0,0746	0,0659	0,0469	0,0509	0,0351	0,0494	0,0538
	5/20/100	0,0510	0,0591	0,0585	0,0552	0,0530	0,0483	0,0503	0,0442	0,0493	0,0504
0,094	3/25/30	0,0496	0,0799	0,0813	0,0736	0,0617	0,0459	0,0498	0,0370	0,0453	0,0485
	3/80/80	0,0503	0,0808	0,0775	0,0720	0,0658	0,0459	0,0505	0,0353	0,0485	0,0549
	5/20/100	0,0504	0,0580	0,0585	0,0537	0,0533	0,0484	0,0503	0,0436	0,0489	0,0514
0,174	3/25/30	0,0502	0,0813	0,0817	0,0739	0,0618	0,0474	0,0501	0,0378	0,0480	0,0485
	3/80/80	0,0501	0,0821	0,0769	0,0728	0,0652	0,0452	0,0503	0,0346	0,0482	0,0562
	5/20/100	0,0507	0,0581	0,0573	0,0539	0,0521	0,0481	0,0507	0,0439	0,0490	0,0503
0,284	3/25/30	0,0516	0,0788	0,0793	0,0713	0,0615	0,0462	0,0508	0,0389	0,0471	0,0499
	3/80/80	0,0501	0,0818	0,0776	0,0734	0,0660	0,0451	0,0499	0,0344	0,0486	0,0540
	5/20/100	0,0508	0,0579	0,0567	0,0537	0,0537	0,0494	0,0502	0,0447	0,0493	0,0479
0,433	3/25/30	0,0487	0,0788	0,0812	0,0724	0,0617	0,0454	0,0484	0,0365	0,0452	0,0474
	3/80/80	0,0516	0,0844	0,0797	0,0748	0,0672	0,0471	0,0520	0,0356	0,0496	0,0536
	5/20/100	0,0501	0,0585	0,0573	0,0545	0,0516	0,0475	0,0501	0,0437	0,0485	0,0496
0,632	3/25/30	0,0491	0,0804	0,0820	0,0740	0,0617	0,0463	0,0492	0,0359	0,0460	0,0476
	3/80/80	0,0491	0,0801	0,0753	0,0703	0,0629	0,0439	0,0486	0,0358	0,0483	0,0542
	5/20/100	0,0497	0,0590	0,0585	0,0551	0,0523	0,0481	0,0495	0,0440	0,0479	0,0490
0,896	3/25/30	0,0495	0,0807	0,0817	0,0741	0,0605	0,0464	0,0494	0,0371	0,0461	0,0492
	3/80/80	0,0515	0,0821	0,0783	0,0735	0,0646	0,0462	0,0517	0,0365	0,0496	0,0556
	5/20/100	0,0483	0,0583	0,0564	0,0547	0,0524	0,0476	0,0482	0,0421	0,0467	0,0497

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood’un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Test

Tablo 30’da beş grup arasında yapılan karşılaştırmalara ait simülasyon senaryolarında grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($\ln N(\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 1; \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = 0,010 \sim 0,896)$) ve buna karşılık gruplara ait birim sayılarının dengeli olmadığı durumlarda ($n_1 : \dots : n_5 = 3:5:7:9:11 \sim 60:70:80:90:100$) testlerin Tip- I hatayı koruma yönünde gösterdikleri performanslarına yer verilmiştir. İlgili simülasyon senaryolarında F testi ve KW testi Tip- I hata oranını sapmasız olarak tahmin etme yönünde eğilim göstermişlerdir. Bu sonuç ilgili testlerin Tablo 28’de üç grup olması durumunda gösterdikleri performansı doğruladıkları yönünde değerlendirilecek olup ek olarak karşılaştırılacak olan grup sayısındaki artışında performanslarını etkilemediği söylenebilmektedir. BF testi ve KW testinin permütasyon versiyonu tek bir simülasyon senaryosunda Tip- I hata olasılığını sapmalı olarak tahmin etmiştir. Çalışmaya alınan diğer testlerden AG testi, JSO testi, Welch testi ve VW testleri varyans değerindeki artıştan etkilenmeden $n_1 : \dots : n_5 = 3:5:7:9:11$ ve $n_1 : \dots : n_5 = 5:7:9:12:15$ gözlem kombinasyonları dışındaki kombinasyonları içeren tüm simülasyon senaryoları için Tip- I hatayı sapmasız olarak tahmin etmişlerdir. MM testinin ve Savage testinin ise küçük örneklem için oluşturulan ilgili gözlem kombinasyonlarına ek olarak $n_1 : \dots : n_5 = 20:22:24:25:30$ senaryosunu da kapsayacak şekilde Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin etme eğiliminde olduğu görülmüştür.

Tablo 30- $b_1: \dots: b_5 = 0,10: \dots: 0,10 \sim 0,80: \dots: 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \dots: \sigma^2(Y_5) = 0,010: \dots: 0,010 \sim 0,896: \dots: 0,896$, $E(Y_1) = \dots = E(Y_5) = 1$, örneklem büyüklüğünün dengeli olmadığı ($n_1 = \dots \neq n_5$) log-normal dağılıma sahip $k=5$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010	3/5/7/9/11	0,0511	0,0717	0,0710	0,0663	0,0467	0,0504	0,0519	0,0378	0,0390	0,0605
	5/7/9/12/15	0,0508	0,0556	0,0545	0,0535	0,0485	0,0522	0,0504	0,0398	0,0438	0,0605
	20/22/24/28/30	0,0493	0,0495	0,0487	0,0496	0,0491	0,0502	0,0462	0,0443	0,0464	0,0550
	50/55/60/65/70	0,0497	0,0504	0,0499	0,0504	0,0498	0,0500	0,0486	0,0481	0,0487	0,0505
	55/65/75/85/95	0,0489	0,0492	0,0488	0,0492	0,0487	0,0490	0,0479	0,0479	0,0478	0,0512
	60/70/80/90/100	0,0486	0,0490	0,0485	0,0490	0,0487	0,0493	0,0478	0,0473	0,0476	0,0512
0,041	3/5/7/9/11	0,0494	0,0713	0,0705	0,0659	0,0461	0,0501	0,0503	0,0382	0,0391	0,0621
	5/7/9/12/15	0,0519	0,0580	0,0556	0,0560	0,0481	0,0514	0,0518	0,0393	0,0434	0,0596
	20/22/24/28/30	0,0499	0,0504	0,0498	0,0506	0,0495	0,0505	0,0469	0,0450	0,0462	0,0558
	50/55/60/65/70	0,0493	0,0502	0,0499	0,0502	0,0493	0,0516	0,0483	0,0473	0,0486	0,0505
	55/65/75/85/95	0,0501	0,0501	0,0501	0,0501	0,0501	0,0504	0,0492	0,0499	0,0498	0,0500
	60/70/80/90/100	0,0508	0,0509	0,0506	0,0509	0,0509	0,0521	0,0498	0,0477	0,0500	0,0489
0,094	3/5/7/9/11	0,0500	0,0710	0,0684	0,0650	0,0467	0,0497	0,0506	0,0392	0,0377	0,0386
	5/7/9/12/15	0,0511	0,0579	0,0554	0,0558	0,0478	0,0514	0,0508	0,0397	0,0430	0,0393
	20/22/24/28/30	0,0497	0,0488	0,0480	0,0489	0,0497	0,0496	0,0467	0,0433	0,0468	0,0452
	50/55/60/65/70	0,0505	0,0502	0,0500	0,0502	0,0504	0,0503	0,0495	0,0480	0,0490	0,0470
	55/65/75/85/95	0,0510	0,0505	0,0501	0,0505	0,0507	0,0504	0,0498	0,0496	0,0497	0,0503
	60/70/80/90/100	0,0513	0,0510	0,0509	0,0510	0,0513	0,0505	0,0503	0,0491	0,0507	0,0476
0,174	3/5/7/9/11	0,0508	0,0713	0,0702	0,0659	0,0477	0,0501	0,0510	0,0375	0,0388	0,0385
	5/7/9/12/15	0,0505	0,0569	0,0552	0,0549	0,0473	0,0513	0,0505	0,0402	0,0433	0,0390
	20/22/24/28/30	0,0509	0,0506	0,0499	0,0507	0,0506	0,0513	0,0481	0,0444	0,0481	0,0427
	50/55/60/65/70	0,0496	0,0493	0,0490	0,0494	0,0492	0,0498	0,0482	0,0485	0,0483	0,0471
	55/65/75/85/95	0,0500	0,0497	0,0495	0,0497	0,0499	0,0507	0,0489	0,0486	0,0498	0,0498
	60/70/80/90/100	0,0498	0,0502	0,0496	0,0502	0,0497	0,0499	0,0489	0,0474	0,0489	0,0483
0,284	3/5/7/9/11	0,0504	0,0713	0,0703	0,0666	0,0454	0,0512	0,0508	0,0382	0,0396	0,0606
	5/7/9/12/15	0,0497	0,0573	0,0550	0,0554	0,0477	0,0505	0,0503	0,0401	0,0421	0,0598
	20/22/24/28/30	0,0508	0,0516	0,0509	0,0518	0,0505	0,0511	0,0482	0,0448	0,0481	0,0537
	50/55/60/65/70	0,0499	0,0496	0,0493	0,0497	0,0501	0,0503	0,0485	0,0471	0,0488	0,0533
	55/65/75/85/95	0,0502	0,0511	0,0507	0,0512	0,0503	0,0504	0,0492	0,0481	0,0492	0,0516
	60/70/80/90/100	0,0476	0,0476	0,0476	0,0476	0,0475	0,0482	0,0469	0,0469	0,0469	0,0516
0,433	3/5/7/9/11	0,0497	0,0701	0,0684	0,0651	0,0448	0,0497	0,0502	0,0385	0,0383	0,0605
	5/7/9/12/15	0,0501	0,0577	0,0556	0,0560	0,0472	0,0509	0,0504	0,0376	0,0424	0,0607
	20/22/24/28/30	0,0518	0,0518	0,0514	0,0520	0,0517	0,0524	0,0486	0,0457	0,0491	0,0543
	50/55/60/65/70	0,0494	0,0486	0,0481	0,0486	0,0489	0,0491	0,0480	0,0466	0,0480	0,0524
	55/65/75/85/95	0,0491	0,0483	0,0480	0,0483	0,0487	0,0483	0,0481	0,0463	0,0480	0,0515
	60/70/80/90/100	0,0496	0,0490	0,0491	0,0491	0,0496	0,0510	0,0486	0,0483	0,0490	0,0502
0,632	3/5/7/9/11	0,0487	0,0715	0,0692	0,0662	0,0460	0,0488	0,0500	0,0378	0,0368	0,0621
	5/7/9/12/15	0,0496	0,0578	0,0558	0,0560	0,0473	0,0503	0,0422	0,0392	0,0422	0,0596
	20/22/24/28/30	0,0504	0,0503	0,0497	0,0505	0,0504	0,0516	0,0476	0,0455	0,0478	0,0558
	50/55/60/65/70	0,0489	0,0494	0,0489	0,0494	0,0487	0,0486	0,0478	0,0470	0,0477	0,0505
	55/65/75/85/95	0,0497	0,0487	0,0486	0,0487	0,0493	0,0496	0,0488	0,0483	0,0491	0,0500
	60/70/80/90/100	0,0485	0,0489	0,0487	0,0489	0,0486	0,0486	0,0477	0,0476	0,0477	0,0489
0,896	3/5/7/9/11	0,0514	0,0704	0,0695	0,0654	0,0472	0,0509	0,0520	0,0385	0,0399	0,0386
	5/7/9/12/15	0,0491	0,0565	0,0540	0,0552	0,0463	0,0509	0,0491	0,0402	0,0424	0,0393
	20/22/24/28/30	0,0498	0,0510	0,0506	0,0511	0,0495	0,0519	0,0468	0,0458	0,0480	0,0452
	50/55/60/65/70	0,0490	0,0492	0,0492	0,0492	0,0486	0,0488	0,0478	0,0465	0,0480	0,0470
	55/65/75/85/95	0,0520	0,0514	0,0511	0,0514	0,0519	0,0512	0,0510	0,0492	0,0507	0,0503
	60/70/80/90/100	0,0490	0,0492	0,0490	0,0492	0,0487	0,0500	0,0479	0,0478	0,0485	0,0476

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 31, Tablo 30’da dengeli olmayan örneklemeler için verilen senaryolara ek olarak yine beş grup için birim sayılarının aşırı olarak farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içermektedir. F testinin performansının gruplardaki birim sayısının aşırı farklılığına ek olarak karşılaştırılacak olan grup sayısındaki artıştan da etkilenmediği görülmektedir. F testi ile KW testinin permütasyon versiyonu benzer performansı göstermiş olup Tablo 31’de verilen tüm simülasyon senaryoları için başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini sapmasız olarak tahmin etmişlerdir. VW testi, tek bir simülasyon senaryosunda (3:5:10:15:100) Tip- I hata olasılığını sapmalı olarak tahmin etmiştir. Simülasyon senaryolarından bir tanesi başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$) yani nominal düzeyi tahmin etmiştir ve diğer tüm simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı konservatif bir şekilde tahmin etme eğilimindedir. Bu testleri BF testi takip etmektedir. İlgili test tek bir simülasyon senaryosunda (3: 5: 30: 80: 100) Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin etmiştir. Bu testleri Tip- I hatayı koruma yönünde gösterdiği performansla KW ve Savage testleri takip etmektedir. İki test özellikle karşılaştırılacak olan gruplar arasından iki tanesinin birim sayısının $n=3$ ve $n=5$ olduğu durumlardan olumsuz yönde etkilenmiş ve Tip- I hata düzeyini koruma yönünde başarılı bir performans ortaya koyamamıştır. JSO testi, MM testi, Welch testi ve AG testleri genel olarak Tablo 31’de verilen deneme düzenlerinde Tip- I hatayı koruma yönünde başarısız olmuşlardır.

Tablo 31- $b_1: \dots : b_5 = 0,10: \dots : 0,10 \sim 0,80: \dots : 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \dots : \sigma^2(Y_5) = 0,010: \dots : 0,010 \sim 0,896: \dots : 0,896$, $E(Y_1) = \dots = E(Y_5) = 1$, örneklem büyüklüğünün aşırı farklılık gösterdiği ($n_1 = \dots \neq n_5$) log-normal dağılıma sahip $k=5$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010	3/20/25/80/100	0,0502	0,0894	0,0725	0,0709	0,0545	0,0470	0,0504	0,0412	0,0487	0,0537
	3/5/30/80/100	0,0510	0,0925	0,0778	0,0735	0,0533	0,0446	0,0513	0,0384	0,0488	0,0584
	5/10/20/25/80	0,0484	0,0595	0,0550	0,0530	0,0498	0,0461	0,0489	0,0437	0,0459	0,0489
	3/5/10/15/100	0,0502	0,0858	0,0817	0,0702	0,0480	0,0448	0,0503	0,0382	0,0460	0,0562
0,041	3/20/25/80/100	0,0497	0,0860	0,0730	0,0671	0,0533	0,0467	0,0504	0,0433	0,0483	0,0554
	3/5/30/80/100	0,0502	0,0919	0,0782	0,0723	0,0520	0,0449	0,0500	0,0389	0,0474	0,0561
	5/10/20/25/80	0,0497	0,0607	0,0563	0,0540	0,0486	0,0472	0,0499	0,0446	0,0464	0,0500
	3/5/10/15/100	0,0497	0,0882	0,0829	0,0727	0,0495	0,0443	0,0495	0,0374	0,0467	0,0575
0,094	3/20/25/80/100	0,0506	0,0882	0,0737	0,0693	0,0541	0,0464	0,0501	0,0423	0,0479	0,0552
	3/5/30/80/100	0,0481	0,0945	0,0795	0,0750	0,0519	0,0436	0,0480	0,0391	0,0465	0,0551
	5/10/20/25/80	0,0487	0,0609	0,0553	0,0542	0,0487	0,0468	0,0490	0,0447	0,0461	0,0489
	3/5/10/15/100	0,0514	0,0879	0,0840	0,0726	0,0509	0,0465	0,0512	0,0395	0,0472	0,0574
0,174	3/20/25/80/100	0,0514	0,0890	0,0743	0,0704	0,0539	0,0476	0,0509	0,0433	0,0492	0,0547
	3/5/30/80/100	0,0482	0,0929	0,0785	0,0740	0,0520	0,0431	0,0483	0,0384	0,0458	0,0563
	5/10/20/25/80	0,0496	0,0607	0,0564	0,0540	0,0484	0,0473	0,0503	0,0452	0,0467	0,0501
	3/5/10/15/100	0,0490	0,0861	0,0813	0,0719	0,0474	0,0432	0,0487	0,0378	0,0456	0,0566
0,284	3/20/25/80/100	0,0511	0,0880	0,0743	0,0691	0,0534	0,0471	0,0510	0,0423	0,0483	0,0538
	3/5/30/80/100	0,0495	0,0921	0,0774	0,0726	0,0528	0,0442	0,0492	0,0390	0,0477	0,0576
	5/10/20/25/80	0,0485	0,0592	0,0543	0,0529	0,0483	0,0471	0,0486	0,0434	0,0454	0,0489
	3/5/10/15/100	0,0487	0,0857	0,0820	0,0703	0,0484	0,0438	0,0495	0,0383	0,0453	0,0547
0,433	3/20/25/80/100	0,0508	0,0881	0,0752	0,0693	0,0540	0,0467	0,0514	0,0419	0,0486	0,0537
	3/5/30/80/100	0,0517	0,0926	0,0804	0,0743	0,0554	0,0462	0,0520	0,0390	0,0490	0,0581
	5/10/20/25/80	0,0507	0,0626	0,0575	0,0559	0,0503	0,0501	0,0514	0,0441	0,0484	0,0502
	3/5/10/15/100	0,0481	0,0852	0,0813	0,0707	0,0475	0,0422	0,0483	0,0381	0,0447	0,0557
0,632	3/20/25/80/100	0,0500	0,0880	0,0737	0,0698	0,0521	0,0458	0,0499	0,0391	0,0469	0,0512
	3/5/30/80/100	0,0483	0,0927	0,0781	0,0738	0,0512	0,0449	0,0488	0,0385	0,0467	0,0552
	5/10/20/25/80	0,0498	0,0604	0,0568	0,0535	0,0502	0,0487	0,0506	0,0450	0,0473	0,0509
	3/5/10/15/100	0,0496	0,0890	0,0845	0,0747	0,0490	0,0437	0,0498	0,0370	0,0456	0,0571
0,896	3/20/25/80/100	0,0506	0,0885	0,0745	0,0694	0,0552	0,0463	0,0502	0,0418	0,0495	0,0556
	3/5/30/80/100	0,0482	0,0936	0,0777	0,0747	0,0511	0,0436	0,0488	0,0379	0,0462	0,0549
	5/10/20/25/80	0,0529	0,0616	0,0575	0,0550	0,0521	0,0512	0,0528	0,0460	0,0500	0,0521
	3/5/10/15/100	0,0504	0,0879	0,0833	0,0738	0,0492	0,0460	0,0503	0,0375	0,0466	0,0561

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 32'de sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalara ait simülasyon senaryolarında grup varyanslarının homojen olduğu ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($\ln N(\mu_1 = \dots = \mu_8 = 1; \sigma_1^2 = \dots = \sigma_8^2 = 0,010 \sim 0,896)$) ve buna karşılık gruplara ait birim sayılarının dengeli olmadığı durumlarda ($n_1: \dots : n_8 = 3: 5: 7: 9: 11: 12: 14: 15 \sim 60: 65: 75: 80: 85: 90: 95: 100$) testlerin Tip- I hatayı koruma yönünde gösterdikleri performanslarına yer verilmiştir. İlgili simülasyon senaryolarında Tablo 30'da yer verilen simülasyon senaryolarına benzer olarak, F testinin, BF testinin ve KW testinin Tip- I hata oranını sapmasız olarak tahmin etme yönünde eğilim gösterdikleri görülmüştür. KW testinin permütasyon versiyonu tek bir simülasyon senaryosunda Tip- I hata olasılığını sapmalı olarak tahmin etmiştir. Çalışmaya alınan diğer testlerden Welch testi, AG testi, JSO testi ve

MM testi varyans deęerindeki artıřtan etkilenmeden $n_1: \dots: n_8 = 3: 5: 7: 9: 11: 12: 14:$ 15 gzlem kombinasyonlarını ieren tm senaryolarda Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin etme eęiliminde olmuřlardır. VW testinin ve Savage testinin ise kek rneklemler iin oluřturulan ilgili gzlem kombinasyonlarına ek olarak $n_1: \dots: n_8 = 20:$ 22: 24: 25: 26: 28: 29: 30 senaryosunu da kapsayacak řekilde Tip- I hatayı sapmalı olarak tahmin etme eęiliminde olduęu grlmřtr.

Tablo 32- $b_1: \dots: b_8 = 0,10: \dots: 0,10 \sim 0,80: \dots: 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \dots: \sigma^2(Y_8) = 0,010:$ $\dots: 0,010 \sim 0,896: \dots: 0,896$, $E(Y_1) = \dots = E(Y_8) = 1$, rneklem byklęnn dengeli olmadıęı ($n_1 = \dots \neq n_8$) log-normal daęılıma sahip $k=8$ grup iin Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0510	0,0855	0,0736	0,0706	0,0485	0,0502	0,0507	0,0401	0,0415	0,0443
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0503	0,0511	0,0505	0,0511	0,0497	0,0516	0,0469	0,0479	0,0473	0,0451
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0501	0,0509	0,0504	0,0509	0,0499	0,0504	0,0489	0,0485	0,0494	0,0483
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0514	0,0511	0,0509	0,0511	0,0515	0,0513	0,0504	0,0488	0,0505	0,0501
0,041	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0505	0,0860	0,0716	0,0713	0,0467	0,0476	0,0503	0,0397	0,0406	0,0430
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0498	0,0512	0,0499	0,0512	0,0499	0,0509	0,0470	0,0480	0,0466	0,0440
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0501	0,0504	0,0500	0,0504	0,0502	0,0493	0,0489	0,0482	0,0487	0,0478
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0494	0,0491	0,0487	0,0491	0,0495	0,0498	0,0507	0,0505	0,0512	0,0482
0,094	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0498	0,0855	0,0725	0,0715	0,0463	0,0499	0,0501	0,0409	0,0413	0,0430
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0480	0,0498	0,0488	0,0497	0,0478	0,0492	0,0448	0,0468	0,0456	0,0450
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0489	0,0491	0,0487	0,0491	0,0486	0,0488	0,0478	0,0492	0,0476	0,0483
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0503	0,0503	0,0501	0,0503	0,0501	0,0504	0,0494	0,0485	0,0492	0,0487
0,174	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0503	0,0868	0,0733	0,0722	0,0462	0,0497	0,0498	0,0394	0,0419	0,0431
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0477	0,0501	0,0488	0,0501	0,0476	0,0482	0,0451	0,0477	0,0446	0,0449
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0520	0,0525	0,0520	0,0525	0,0525	0,0512	0,0509	0,0495	0,0512	0,0453
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0523	0,0518	0,0517	0,0518	0,0518	0,0519	0,0515	0,0496	0,0509	0,0447
0,284	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0514	0,0886	0,0749	0,0733	0,0484	0,0513	0,0513	0,0406	0,0424	0,0445
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0496	0,0514	0,0503	0,0514	0,0489	0,0505	0,0461	0,0472	0,0466	0,0455
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0487	0,0490	0,0486	0,0490	0,0485	0,0494	0,0476	0,0496	0,0477	0,0469
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0491	0,0482	0,0482	0,0482	0,0492	0,0490	0,0480	0,0481	0,0482	0,0477
0,433	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0488	0,0875	0,0736	0,0724	0,0453	0,0473	0,0486	0,0390	0,0399	0,0417
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0487	0,0502	0,0492	0,0501	0,0486	0,0506	0,0459	0,0473	0,0460	0,0455
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0497	0,0497	0,0493	0,0497	0,0495	0,0497	0,0484	0,0486	0,0489	0,0481
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0495	0,0490	0,0488	0,0490	0,0492	0,0495	0,0467	0,0496	0,0454	0,0478
0,632	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0498	0,0862	0,0734	0,0725	0,0474	0,0500	0,0500	0,0401	0,0411	0,0426
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0505	0,0515	0,0500	0,0515	0,0500	0,0510	0,0474	0,0488	0,0468	0,0446
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0492	0,0496	0,0490	0,0496	0,0493	0,0494	0,0480	0,0472	0,0481	0,0465
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0504	0,0510	0,0504	0,0510	0,0504	0,0509	0,0450	0,0503	0,0458	0,0487
0,896	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0500	0,0860	0,0717	0,0718	0,0471	0,0494	0,0500	0,0392	0,0408	0,0429
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0487	0,0506	0,0488	0,0506	0,0481	0,0494	0,0458	0,0475	0,0463	0,0438
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0497	0,0498	0,0495	0,0498	0,0494	0,0493	0,0471	0,0484	0,0487	0,0481
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0500	0,0501	0,0495	0,0501	0,0497	0,0501	0,0449	0,0494	0,0438	0,0492

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 33, Tablo 32’da dengeli olmayan örneklem için verilen senaryolara ek olarak yine sekiz grup için birim sayılarının aşırı olarak farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içermektedir. F testinin performansının gruplardaki birim sayısının aşırı farklılığına ek olarak karşılaştırılacak olan grup sayısındaki artıştan da etkilenmediği görülmektedir. F testiyle birlikte BF testi, KW testi, KW testinin permütasyon versiyonu ve VW testlerinin Tablo 33’te verilen tüm simülasyon senaryoları çerçevesinde Peterson kriterine göre başlangıçta verilen Tip- I hata seviyesini koruma eğiliminde olduğu görülmektedir. İlgili testler dışındaki diğer testlerin ise performanslarının yetersiz kaldığı görülmektedir.

Tablo 33- $b_1: \dots : b_8 = 0,10: \dots : 0,10 \sim 0,80: \dots : 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \dots : \sigma^2(Y_8) = 0,010: \dots : 0,010 \sim 0,896: \dots : 0,896$, $E(Y_1) = \dots = E(Y_8) = 1$, örneklem büyüklüğünün aşırı farklılık gösterdiği ($n_1 = \dots \neq n_8$) log-normal dağılıma sahip $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0499	0,0985	0,0744	0,0744	0,0501	0,0465	0,0495	0,0418	0,0466	0,0569
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0504	0,0652	0,0551	0,0555	0,0501	0,0491	0,0512	0,0467	0,0488	0,0537
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0494	0,1012	0,0707	0,0726	0,0513	0,0467	0,0493	0,0424	0,0482	0,0584
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0490	0,0499	0,0490	0,0493	0,0490	0,0481	0,0479	0,0478	0,0475	0,0475
0,041	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0501	0,0983	0,0755	0,0745	0,0488	0,0475	0,0508	0,0420	0,0477	0,0573
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0509	0,0656	0,0546	0,0551	0,0498	0,0481	0,0507	0,0454	0,0486	0,0532
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0496	0,1013	0,0715	0,0724	0,0500	0,0476	0,0501	0,0429	0,0483	0,0553
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0500	0,0513	0,0502	0,0507	0,0494	0,0496	0,0489	0,0474	0,0494	0,0489
0,094	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0511	0,0995	0,0774	0,0738	0,0501	0,0478	0,0508	0,0421	0,0480	0,0577
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0489	0,0636	0,0531	0,0536	0,0496	0,0484	0,0496	0,0447	0,0473	0,0516
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0511	0,1008	0,0710	0,0735	0,0504	0,0463	0,0504	0,0428	0,0494	0,0580
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0509	0,0513	0,0505	0,0507	0,0504	0,0502	0,0497	0,0489	0,0490	0,0478
0,174	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0500	0,0985	0,0742	0,0726	0,0491	0,0464	0,0498	0,0410	0,0470	0,0553
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0497	0,0646	0,0549	0,0557	0,0486	0,0491	0,0501	0,0476	0,0480	0,0535
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0516	0,1025	0,0707	0,0732	0,0501	0,0471	0,0510	0,0434	0,0493	0,0581
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0524	0,0528	0,0520	0,0522	0,0520	0,0503	0,0514	0,0489	0,0509	0,0508
0,284	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0521	0,1000	0,0762	0,0747	0,0497	0,0480	0,0520	0,0415	0,0487	0,0583
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0493	0,0643	0,0532	0,0543	0,0480	0,0460	0,0495	0,0443	0,0469	0,0534
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0526	0,1047	0,0731	0,0760	0,0519	0,0477	0,0522	0,0419	0,0510	0,0580
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0489	0,0494	0,0488	0,0489	0,0480	0,0486	0,0476	0,0481	0,0476	0,0480
0,433	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0501	0,0991	0,0743	0,0741	0,0504	0,0474	0,0505	0,0419	0,0467	0,0541
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0511	0,0656	0,0558	0,0566	0,0503	0,0496	0,0516	0,0459	0,0488	0,0532
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0510	0,1022	0,0711	0,0742	0,0518	0,0467	0,0510	0,0425	0,0488	0,0573
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0510	0,0525	0,0512	0,0518	0,0509	0,0507	0,0499	0,0497	0,0500	0,0490
0,632	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0498	0,0979	0,0720	0,0721	0,0492	0,0456	0,0497	0,0424	0,0470	0,0550
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0510	0,0654	0,0556	0,0555	0,0500	0,0487	0,0511	0,0455	0,0489	0,0531
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0482	0,1010	0,0694	0,0734	0,0488	0,0459	0,0501	0,0423	0,0466	0,0565
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0494	0,0512	0,0500	0,0505	0,0486	0,0494	0,0483	0,0476	0,0483	0,0479
0,896	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0497	0,0984	0,0746	0,0746	0,0506	0,0468	0,0499	0,0432	0,0473	0,0572
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0492	0,0653	0,0529	0,0555	0,0489	0,0480	0,0497	0,0455	0,0474	0,0532
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0506	0,1017	0,0700	0,0732	0,0513	0,0474	0,0502	0,0434	0,0492	0,0582
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0512	0,0512	0,0499	0,0509	0,0468	0,0506	0,0500	0,0479	0,0496	0,0480

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood’un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlanmadığı ve gruplardaki birim sayılarının eşit olmadığı gözlem kombinasyonlarını içeren Tablo 28, Tablo 30 ve Tablo 32’de yer verilen simülasyon senaryoları incelendiğinde F testi ve KW testi başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$) yani nominal düzeyi tahmin etme adına en başarılı performansı gösteren testtir. Bu testler tablolarda verilen tüm simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı koruma eğiliminde olmuşlardır. F testi üç, beş ve sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalarda Tip- I hata düzeyini sırasıyla %4,84-%5,18, %4,76-%5,20 ve %4,77-%5,23 aralığında üretirken, KW testi ise sırasıyla %4,77-%5,48, %4,82-%5,24 ve %4,73-%5,19 aralığında üretmiştir. İlgili testleri BF testi ve KW testinin permütasyon versiyonu izlemektedir. BF testi üç grup karşılaştırmasında sadece iki simülasyon senaryosunda, beş grup karşılaştırmasında sadece tek bir simülasyon senaryosunda sapmalı tahmin vermiş ve sekiz grup için tüm simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı koruma eğilimindedir. Üç, beş ve sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalarda Tip- I hata düzeyini sırasıyla %4,55-%5,22, %4,54-%5,19 ve %4,53-%5,25 aralığında üretmiştir. KW testinin permütasyon versiyonu, üç grup için tüm simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı koruma eğiliminde olup beş ve sekiz grup karşılaştırmasında sadece tek bir simülasyon senaryosunda sapma göstermiştir. KW testinin permütasyon versiyonu sırasıyla %4,62-%5,17, %4,62-%5,20 ve %4,49-%5,15 aralığında üretmiştir. Grup sayısındaki artış, BF testinin performansında olumlu yönde etki ettiği görülmüştür. Çalışmada yer verilen diğer testlerin ise gruplardaki birim sayısının dengesizliğinden olumsuz yönde etkilendikleri görülmüş olup başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini koruma yönündeki performansları yeterli görülmemiştir.

Tablo 29, Tablo 31 ve Tablo 33’de ise yine varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlanmadığı ve gruplardaki birim sayılarının aşırı bir şekilde farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryolarına yer verilmiştir. İlgili tablolar incelendiğinde F testinin ve KW testinin permütasyon versiyonunun gruplardaki birim sayılarındaki farklılığın aşırı olması durumlarından da etkilenmediği görülmüş ve tüm simülasyon senaryolarında başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$) Peterson kriterine göre koruma eğiliminde oldukları görülmüştür. F testi üç, beş ve sekiz grup arasında

yapılan karşılaştırmalarda Tip- I hata düzeyini sırasıyla %4,83-%5,16, %4,81-%5,29 ve %4,82-%5,26 aralığında üretirken, KW testinin permütasyon versiyonu ise sırasıyla %4,82-%5,20, %4,80-%5,28 ve %4,76-%5,22 aralığında üretmiştir. İlgili testleri ise VW testi gösterdiği performansla takip etmektedir. Tablo 28, Tablo 30 ve Tablo 32’de verilen simülasyon senaryoları sonucunda Tip- I hatayı koruma yönündeki performansı yeterli görülmeyen testin, gruplardaki birim sayılarının aşırı şekilde farklılaşması sonucunda varyans değerlerindeki artıştan da etkilenmeden başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini konservatif bir şekilde tahmin etme eğiliminde olduğu görülmüştür. VW testi üç, beş ve sekiz grup için Tip- I hata düzeyini sırasıyla %4,52-%4,97, %4,53-%5 ve %4,66-%5,10 aralığında üretmiştir. Genel olarak varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlanmadığı ve gruplardaki birim sayılarının farklılık gösterdiği durumlarda F testi ve parametrik olmayan alternatifini olan KW testinin permütasyon versiyonu tüm simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı koruma yönünde performanslar göstermişlerdir.

4.7. Örneklem hacminin dengeli olduğu, grup varyanslarının homojen olmadığı ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği karşılaştırmalar

Örneklem hacminin dengeli ($n_1 = n_2 = n_3 = 3 \sim 100$), grup varyansların homojen olmadığı ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($\ln N(\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 1; \sigma_1^2 : \sigma_2^2 : \sigma_3^2 = 0,010 : 0,010 : 0,041 \sim 0,010 : 0,433 : 0,896$ durumda, üç grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 34’de verilmiştir. Normallik varsayımının ve varyansların homojenliği ön şartının sağlanmaması sonucunda F testinin performansının bu durumdan oldukça olumsuz yönde etkilendiği görülmektedir. Varyans heterojenliğinin düşük düzeyde ($\sigma_1^2 = 0,010, \sigma_2^2 = 0,041, \sigma_3^2 = 0,041$) olduğu simülasyon senaryosunda F testinin Tip- I hata düzeyini nominal değer üzerinde tahmin etme eğiliminde de olsa korumaya çalıştığı görülmektedir. Ancak grup varyanslarındaki farklılaşmanın artmasıyla birlikte F testinin performansının Tip- I hatayı korumak için yeterli olmadığı görülmektedir. Buna karşın AG, Welch ve JSO testleri üç grup arasında yapılan karşılaştırmalarda Tip- I hatayı koruma yönünde en iyi performansları ortaya

koyan testlerdir. Dolayısıyla Tablo 34’de verilen simülasyon senaryoları dikkate alındığında F testinin alternatifi olarak bu iki test önerilebilir. Varyansların homojenliğine dair ön koşulun sağlanması durumunda üç grup arasında yapılan karşılaştırmalarda performansı yeterli görünmeyen testlerden bir tanesi olan VW testinin ise grup varyanslarının heterojen olması durumunda daha iyi sonuçlar verdiği görülmüştür. F testinin alternatifi olarak çalışmada yer alan BF testi, KW testi, KW testinin permütasyon versiyonu, MM ve Savage testlerinin; F testiyle birlikte Tip- I hata düzeyini koruma yönünde başarısız performanslar gösterdiği belirlenmiştir. Özellikle KW testinin ve Savage testinin neredeyse tüm senaryolarda Tip- I hatayı yeterli düzeyde koruyamadığı görülmektedir.

Tablo 34- $b_1:b_2:b_3=0,10: 0,10:0,20\sim 0,10: 0,60: 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \sigma^2(Y_2): \sigma^2(Y_3) =0,010:0,010:0,041\sim 0,010:0,433:0,896$, $E(Y_1) =E(Y_2)= E(Y_3) =1$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1=n_2=n_3$) olduğu log-normal dağılıma sahip $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010:0,010:0,041	3	0,0691	0,0449	0,0443	0,0578	0,0430	0,1059	0,0711	0,0000	0,0163	0,0113
	5	0,0673	0,0474	0,0458	0,0510	0,0529	0,0641	0,0698	0,0743	0,0488	0,0390
	10	0,0633	0,0495	0,0480	0,0502	0,0564	0,0594	0,0567	0,0382	0,0482	0,0730
	15	0,0626	0,0484	0,0469	0,0489	0,0580	0,0583	0,0589	0,0511	0,0472	0,1109
	20	0,0619	0,0500	0,0486	0,0502	0,0586	0,0591	0,0594	0,0541	0,0469	0,1498
	25	0,0617	0,0497	0,0487	0,0499	0,0590	0,0580	0,0597	0,0532	0,0457	0,1906
	30	0,0612	0,0497	0,0488	0,0498	0,0589	0,0582	0,0595	0,0482	0,0445	0,2358
	50	0,0609	0,0509	0,0507	0,0509	0,0592	0,0589	0,0597	0,0535	0,0448	0,4046
	80	0,0589	0,0488	0,0486	0,0488	0,0579	0,0574	0,0583	0,0618	0,0414	0,6205
	100	0,0610	0,0491	0,0487	0,0491	0,0603	0,0578	0,0606	0,0567	0,0428	0,7309
0,010:0,041:0,041	3	0,0584	0,0444	0,0442	0,0570	0,0342	0,0982	0,0611	0,0000	0,0156	0,0108
	5	0,0575	0,0490	0,0479	0,0521	0,0450	0,0612	0,0585	0,0775	0,0435	0,0347
	10	0,0534	0,0476	0,0461	0,0484	0,0485	0,0546	0,0473	0,0399	0,0460	0,0535
	15	0,0553	0,0501	0,0491	0,0503	0,0523	0,0589	0,0513	0,0567	0,0499	0,0746
	20	0,0547	0,0497	0,0490	0,0498	0,0527	0,0552	0,0520	0,0550	0,0483	0,0928
	25	0,0549	0,0485	0,0479	0,0486	0,0532	0,0563	0,0526	0,0573	0,0488	0,1108
	30	0,0553	0,0497	0,0492	0,0497	0,0538	0,0573	0,0534	0,0514	0,0493	0,1340
	50	0,0563	0,0513	0,0510	0,0513	0,0553	0,0572	0,0550	0,0576	0,0505	0,2453
	80	0,0540	0,0498	0,0494	0,0498	0,0536	0,0567	0,0535	0,0642	0,0494	0,4346
	100	0,0549	0,0507	0,0504	0,0507	0,0546	0,0566	0,0543	0,0615	0,0499	0,5515

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood’un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 34(devamı)- $b_1:b_2:b_3=0,10:0,10:0,20 \sim 0,10:0,60:0,80$, $\sigma^2(Y_1): \sigma^2(Y_2): \sigma^2(Y_3) = 0,010:0,010:0,041 \sim 0,010:0,433:0,896$, $E(Y_1) = E(Y_2) = E(Y_3) = 1$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1=n_2=n_3$) olduğu log-normal dağılıma sahip $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010:0,094:0,284	3	0,0850	0,0628	0,0596	0,0755	0,0459	0,1282	0,0974	0,0000	0,0284	0,0214
	5	0,0782	0,0569	0,0545	0,0575	0,0556	0,0779	0,0846	0,1165	0,0588	0,0527
	10	0,0716	0,0532	0,0516	0,0524	0,0603	0,0749	0,0650	0,0669	0,0560	0,1004
	15	0,0688	0,0507	0,0496	0,0502	0,0614	0,0715	0,0650	0,0869	0,0526	0,1523
	20	0,0677	0,0509	0,0501	0,0505	0,0619	0,0724	0,0649	0,0888	0,0522	0,2188
	25	0,0678	0,0510	0,0507	0,0507	0,0631	0,0713	0,0654	0,0866	0,0520	0,2903
	30	0,0667	0,0504	0,0498	0,0502	0,0630	0,0707	0,0649	0,0812	0,0505	0,3617
	50	0,0646	0,0488	0,0486	0,0486	0,0622	0,0707	0,0635	0,0879	0,0483	0,6291
	80	0,0630	0,0483	0,0482	0,0483	0,0619	0,0698	0,0626	0,0962	0,0474	0,8796
	100	0,0639	0,0502	0,0501	0,0502	0,0627	0,0690	0,0635	0,0914	0,0464	0,9439
0,010:0,174:0,284	3	0,0787	0,0660	0,0638	0,0788	0,0413	0,1207	0,0888	0,0000	0,0300	0,0231
	5	0,0692	0,0582	0,0552	0,0588	0,0500	0,0783	0,0745	0,1290	0,0552	0,0487
	10	0,0630	0,0521	0,0511	0,0514	0,0538	0,0714	0,0568	0,0718	0,0540	0,0829
	15	0,0620	0,0499	0,0494	0,0494	0,0564	0,0701	0,0583	0,0952	0,0543	0,1222
	20	0,0621	0,0497	0,0495	0,0493	0,0574	0,0705	0,0589	0,0974	0,0537	0,1730
	25	0,0607	0,0507	0,0501	0,0505	0,0579	0,0701	0,0588	0,0968	0,0532	0,2329
	30	0,0600	0,0503	0,0500	0,0502	0,0575	0,0697	0,0582	0,0921	0,0524	0,2996
	50	0,0605	0,0491	0,0492	0,0490	0,0589	0,0693	0,0594	0,0960	0,0521	0,5644
	80	0,0595	0,0488	0,0488	0,0488	0,0583	0,0693	0,0587	0,1084	0,0512	0,8440
	100	0,0617	0,0501	0,0498	0,0500	0,0608	0,0705	0,0611	0,1023	0,0535	0,9347
0,010:0,010:0,284	3	0,1222	0,0560	0,0482	0,0669	0,0679	0,1716	0,1513	0,0000	0,0326	0,0234
	5	0,1064	0,0517	0,0461	0,0529	0,0660	0,0772	0,1205	0,0932	0,0656	0,0671
	10	0,0911	0,0506	0,0479	0,0504	0,0682	0,0831	0,0842	0,0508	0,0536	0,1578
	15	0,0885	0,0504	0,0487	0,0504	0,0729	0,0824	0,0849	0,0694	0,0510	0,2632
	20	0,0856	0,0502	0,0486	0,0501	0,0739	0,0822	0,0827	0,0690	0,0495	0,3664
	25	0,0824	0,0503	0,0496	0,0503	0,0731	0,0784	0,0802	0,0688	0,0462	0,4625
	30	0,0845	0,0506	0,0499	0,0506	0,0759	0,0823	0,0826	0,0647	0,0476	0,5521
	50	0,0831	0,0499	0,0495	0,0499	0,0778	0,0783	0,0818	0,0718	0,0446	0,8023
	80	0,0808	0,0504	0,0502	0,0504	0,0779	0,0790	0,0802	0,0775	0,0427	0,9548
	100	0,0784	0,0477	0,0476	0,0477	0,0761	0,0778	0,0779	0,0722	0,0418	0,9852
0,010:0,284:0,433	3	0,0763	0,0666	0,0635	0,0771	0,0389	0,1191	0,0903	0,0000	0,0299	0,0233
	5	0,0706	0,0586	0,0558	0,0587	0,0488	0,0790	0,0771	0,1444	0,0565	0,0500
	10	0,0640	0,0519	0,0504	0,0509	0,0549	0,0730	0,0575	0,0828	0,0550	0,0851
	15	0,0624	0,0502	0,0492	0,0496	0,0566	0,0736	0,0589	0,1079	0,0562	0,1302
	20	0,0622	0,0507	0,0497	0,0502	0,0583	0,0727	0,0598	0,1091	0,0556	0,1847
	25	0,0618	0,0495	0,0494	0,0491	0,0584	0,0717	0,0594	0,1084	0,0550	0,2427
	30	0,0612	0,0486	0,0484	0,0485	0,0587	0,0698	0,0595	0,1025	0,0538	0,3094
	50	0,0608	0,0482	0,0481	0,0482	0,0592	0,0728	0,0598	0,1091	0,0546	0,5911
	80	0,0591	0,0472	0,0472	0,0472	0,0580	0,0730	0,0583	0,1223	0,0531	0,8697
	100	0,0617	0,0520	0,0520	0,0520	0,0608	0,0742	0,0611	0,1156	0,0559	0,9494
0,010:0,433:0,896	3	0,0844	0,0713	0,0673	0,0830	0,0405	0,1283	0,0992	0,0000	0,0333	0,0274
	5	0,0768	0,0590	0,0550	0,0591	0,0515	0,0856	0,0830	0,1676	0,0603	0,0551
	10	0,0686	0,0526	0,0505	0,0519	0,0580	0,0799	0,0621	0,0997	0,0569	0,0970
	15	0,0663	0,0498	0,0495	0,0492	0,0598	0,0782	0,0626	0,1258	0,0564	0,1518
	20	0,0664	0,0497	0,0494	0,0494	0,0611	0,0773	0,0631	0,1293	0,0557	0,2155
	25	0,0652	0,0520	0,0521	0,0517	0,0612	0,0786	0,0631	0,1292	0,0566	0,2905
	30	0,0637	0,0503	0,0494	0,0500	0,0603	0,0777	0,0619	0,1207	0,0546	0,3637
	50	0,0642	0,0502	0,0501	0,0501	0,0623	0,0780	0,0632	0,1282	0,0534	0,6599
	80	0,0631	0,0495	0,0496	0,0495	0,0622	0,0778	0,0625	0,1416	0,0536	0,9063
	100	0,0620	0,0502	0,0501	0,0502	0,0611	0,0758	0,0617	0,1311	0,0520	0,9678

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Örnekleme hacminin dengeli ($n_1 = \dots = n_5 = 3 \sim 100$), grup varyansların homojen olmadığı ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($\ln N(\mu_1 = \dots = \mu_5 = 1; \sigma_1^2: \dots: \sigma_5^2 = 0,010: 0,010: 0,041: 0,041: 0,041 \sim 0,010: 0,094: 0,284: 0,632: 0,896)$) durumda, beş grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 35’de verilmiştir. Tablo 35 incelendiğinde açık bir şekilde görülmektedir ki F testinin performansı karşılaştırılacak olan grup sayısının artmasından ziyade grup varyanslarının heterojenliğinden daha çok etkilenmekte ve Tip- I hatayı koruma yönünden performansı yetersiz kalmaktadır. Grup varyanslarındaki değişimden en az etkilenen ve özellikle gruplardaki birim sayısının $n \geq 5$ olduğu tüm simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı koruma eğiliminde olduğu görülen test AG testidir. Bu testi aynı performansı özellikle gruplardaki birim sayılarının $n \geq 10$ olması durumunda gösteren Welch ve JSO testleri izlemektedir. İlgili simülasyon senaryoları incelendiğinde F testinin alternatiflerinin başta AG testi ve nispeten de Welch ve JSO testleri olduğu söylenebilir. F testinin alternatifi olarak çalışmaya dahil edilen diğer testlerin ise Peterson kriteri dikkate alınarak yapılan performans değerlendirmelerinde başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini korumada yetersiz kaldıkları görülmüştür. F testinin alternatifi olarak çalışmada yer alan BF, MM ve VW testlerinin; F testiyle birlikte Tip- I hata düzeyini koruma yönünde başarısız performanslar gösterdiği belirlenmiştir. Özellikle KW testinin, KW testinin permütasyon versiyonunun ve Savage testinin neredeyse tüm senaryolarda Tip- I hatayı yeterli düzeyde koruyamadığı görülmektedir.

Tablo 35- $b_1: \dots : b_5 = 0,10:0,10:0,20:0,20:0,20 \sim 0,10:0,30:0,50:0,70:0,80$,
 $\sigma^2(Y_1): \dots : \sigma^2(Y_5) = 0,010:0,010:0,041:0,041:0,041 \sim 0,010:0,094:0,284:0,632:0,896$,
 $E(Y_1) = \dots = E(Y_5) = 1$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1 = \dots = n_5$) olduğu log-normal dağılıma sahip $k=5$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010:0,010:0,041:0,041:0,041	3	0,0663	0,0686	0,0559	0,0729	0,0351	0,0690	0,0705	0,0152	0,0240	0,0270
	5	0,0644	0,0592	0,0524	0,0592	0,0488	0,0661	0,0666	0,0469	0,0449	0,0429
	10	0,0636	0,0530	0,0502	0,0532	0,0565	0,0606	0,0553	0,0481	0,0518	0,0731
	15	0,0640	0,0504	0,0486	0,0505	0,0603	0,0598	0,0586	0,0507	0,0527	0,1028
	20	0,0631	0,0517	0,0507	0,0517	0,0602	0,0593	0,0590	0,0554	0,0535	0,1325
	25	0,0623	0,0513	0,0503	0,0513	0,0598	0,0598	0,0589	0,0529	0,0546	0,1695
	30	0,0631	0,0500	0,0492	0,0500	0,0612	0,0593	0,0605	0,0570	0,0551	0,2076
	50	0,0633	0,0521	0,0515	0,0521	0,0625	0,0606	0,0618	0,0568	0,0574	0,3869
	80	0,0617	0,0505	0,0505	0,0505	0,0612	0,0600	0,0608	0,0551	0,0556	0,6484
	100	0,0596	0,0496	0,0495	0,0496	0,0592	0,0566	0,0589	0,0558	0,0537	0,7761
0,010:0,010:0,174:0,174:0,174	3	0,0834	0,0874	0,0638	0,0899	0,0362	0,0849	0,0963	0,0226	0,0380	0,0392
	5	0,0791	0,0663	0,0534	0,0628	0,0524	0,0820	0,0861	0,0637	0,0560	0,0613
	10	0,0736	0,0513	0,0467	0,0497	0,0617	0,0736	0,0643	0,0626	0,0593	0,1147
	15	0,0723	0,0502	0,0481	0,0495	0,0652	0,0740	0,0666	0,0681	0,0607	0,1759
	20	0,0719	0,0509	0,0490	0,0501	0,0668	0,0717	0,0678	0,0712	0,0610	0,2568
	25	0,0720	0,0516	0,0505	0,0513	0,0682	0,0744	0,0688	0,0729	0,0621	0,3391
	30	0,0735	0,0521	0,0513	0,0520	0,0700	0,0735	0,0708	0,0772	0,0626	0,4345
	50	0,0724	0,0515	0,0511	0,0513	0,0703	0,0718	0,0705	0,0751	0,0632	0,7544
	80	0,0737	0,0504	0,0503	0,0504	0,0724	0,0740	0,0724	0,0761	0,0646	0,9584
	100	0,0708	0,0496	0,0494	0,0496	0,0700	0,0716	0,0702	0,0764	0,0635	0,9904
0,010:0,010:0,284:0,284:0,284	3	0,0859	0,0941	0,0660	0,0958	0,0358	0,0868	0,1007	0,0257	0,0384	0,0420
	5	0,0808	0,0672	0,0528	0,0632	0,0517	0,0863	0,0873	0,0720	0,0574	0,0659
	10	0,0765	0,0537	0,0479	0,0517	0,0636	0,0791	0,0674	0,0710	0,0621	0,1262
	15	0,0741	0,0505	0,0476	0,0495	0,0665	0,0744	0,0686	0,0748	0,0612	0,1947
	20	0,0737	0,0510	0,0493	0,0504	0,0686	0,0769	0,0702	0,0810	0,0637	0,2817
	25	0,0731	0,0492	0,0484	0,0489	0,0684	0,0751	0,0694	0,0781	0,0627	0,3799
	30	0,0748	0,0499	0,0491	0,0496	0,0713	0,0758	0,0720	0,0826	0,0646	0,4769
	50	0,0730	0,0506	0,0499	0,0504	0,0712	0,0783	0,0717	0,0862	0,0652	0,8033
	80	0,0726	0,0495	0,0490	0,0494	0,0714	0,0760	0,0717	0,0837	0,0650	0,9742
	100	0,0724	0,0503	0,0501	0,0503	0,0715	0,0744	0,0716	0,0825	0,0650	0,9949
0,010:0,010:0,433:0,632:0,896	3	0,0976	0,1005	0,0654	0,1003	0,0376	0,0953	0,1152	0,0317	0,0445	0,0488
	5	0,0856	0,0695	0,0504	0,0642	0,0528	0,0917	0,0935	0,0829	0,0606	0,0726
	10	0,0817	0,0538	0,0483	0,0514	0,0668	0,0829	0,0726	0,0843	0,0645	0,1460
	15	0,0774	0,0508	0,0479	0,0495	0,0684	0,0794	0,0722	0,0889	0,0631	0,2370
	20	0,0789	0,0496	0,0479	0,0488	0,0717	0,0832	0,0746	0,0962	0,0658	0,3457
	25	0,0781	0,0489	0,0475	0,0486	0,0729	0,0817	0,0751	0,0915	0,0646	0,4522
	30	0,0779	0,0504	0,0498	0,0502	0,0735	0,0816	0,0751	0,0981	0,0651	0,5626
	50	0,0765	0,0479	0,0480	0,0477	0,0743	0,0809	0,0752	0,0952	0,0649	0,8672
	80	0,0786	0,0508	0,0506	0,0507	0,0770	0,0818	0,0776	0,0959	0,0661	0,9878
	100	0,0783	0,0516	0,0515	0,0516	0,0771	0,0831	0,0774	0,0982	0,0659	0,9983
0,010:0,094:0,284:0,632:0,896	3	0,0897	0,0942	0,0693	0,1004	0,0404	0,0855	0,1013	0,0243	0,0496	0,0383
	5	0,0862	0,0701	0,0567	0,0642	0,0582	0,0823	0,0942	0,0767	0,0575	0,0666
	10	0,0820	0,0560	0,0473	0,0516	0,0684	0,0759	0,0725	0,0731	0,0645	0,1151
	15	0,0793	0,0520	0,0502	0,0507	0,0704	0,0754	0,0737	0,0946	0,0614	0,2084
	20	0,0780	0,0531	0,0517	0,0523	0,0717	0,0741	0,0746	0,1018	0,0603	0,2925
	25	0,0781	0,0505	0,0489	0,0499	0,0731	0,0732	0,0752	0,1000	0,0602	0,3886
	30	0,0783	0,0498	0,0492	0,0493	0,0744	0,0736	0,0756	0,1028	0,0609	0,4851
	50	0,0756	0,0485	0,0481	0,0483	0,0733	0,0722	0,0741	0,1028	0,0589	0,7849
	80	0,0782	0,0519	0,0515	0,0518	0,0766	0,0745	0,0773	0,1036	0,0618	0,9678
	100	0,0752	0,0488	0,0490	0,0487	0,0740	0,0713	0,0744	0,1053	0,0588	0,9928

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi,
T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Örneklem hacminin dengeli ($n_1 = \dots = n_5 = 3 \sim 100$), grup varyansların homojen olmadığı ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($\ln N(\mu_1 = \dots = \mu_8 = 1; \sigma_1^2: \dots: \sigma_8^2 = 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,041 \sim 0,041: 0,041: 0,041: 0,174: 0,174: 0,896: 0,896: 0,896)$) durumda, sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 36'da verilmiştir. Tablo 36 incelendiğinde F testinin önceden belirlenen Tip- I hata düzeyini, Tablo 34 ve Tablo 35'de verilen simülasyon senaryolarında olduğu gibi korumakta yetersiz kaldığı görülmüştür. AG testinin performansı her ne kadar Tablo 36'de verilen simülasyon senaryolarında gösterdiği performansın gerisinde kalsa da sekiz gruptan her birinin örneklem hacminin birbirine eşit ve $n \geq 10$ olduğu tüm simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı koruma yönünde eğilim gösterdiği görülmektedir. Karşılaştırılacak olan grup sayısının artmasıyla birlikte her ne kadar MM testi dışında genel anlamda tüm testlerin performansı gerileme gösterse de AG testinden sonra, Welch ve JSO testleri yine F testinin alternatifleri olarak görülebilir. Her iki testte gruptaki birim sayılarının $n \geq 15$ olması durumundaki tüm simülasyon senaryoları için Tip- I hatayı koruma yönünde performans göstermektedir. Bu testler dışında kalan tüm testlerin performansı Tip- I hatayı koruma anlamında yeterli görülmemiştir.

Tablo 36- $b_1: \dots: b_8 = 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,20 \sim 0,20: 0,20: 0,20: 0,40: 0,40: 0,80: 0,80: 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \dots: \sigma^2(Y_8) = 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,041 \sim 0,041: 0,041: 0,041: 0,174: 0,174: 0,896: 0,896$, $E(Y_1) = \dots = E(Y_8) = 1$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1 = \dots = n_8$) olduğu log-normal dağılıma sahip $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,041	3	0,0741	0,1083	0,0636	0,1037	0,0406	0,0600	0,0778	0,0154	0,0224	0,0315
	5	0,0760	0,0721	0,0560	0,0704	0,0592	0,0600	0,0784	0,0228	0,0424	0,0530
	10	0,0735	0,0552	0,0497	0,0551	0,0656	0,0565	0,0648	0,0486	0,0494	0,1011
	15	0,0721	0,0530	0,0502	0,0531	0,0678	0,0559	0,0671	0,0478	0,0503	0,1538
	20	0,0752	0,0527	0,0513	0,0528	0,0713	0,0556	0,0707	0,0485	0,0512	0,2058
	25	0,0725	0,0509	0,0499	0,0509	0,0698	0,0557	0,0694	0,0476	0,0511	0,2589
	30	0,0713	0,0495	0,0491	0,0495	0,0688	0,0538	0,0686	0,0481	0,0505	0,3129
	50	0,0711	0,0488	0,0478	0,0488	0,0701	0,0533	0,0701	0,0459	0,0497	0,5105
	80	0,0720	0,0490	0,0490	0,0490	0,0711	0,0549	0,0710	0,0515	0,0500	0,7373
	100	0,0717	0,0495	0,0494	0,0495	0,0710	0,0546	0,0709	0,0501	0,0500	0,8331
0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,094	3	0,1159	0,1084	0,0625	0,1038	0,0668	0,0699	0,1269	0,0158	0,0314	0,0500
	5	0,1162	0,0740	0,0564	0,0721	0,0836	0,0681	0,1230	0,0242	0,0541	0,0841
	10	0,1068	0,0563	0,0514	0,0563	0,0887	0,0629	0,0986	0,0500	0,0535	0,1780
	15	0,1071	0,0516	0,0490	0,0515	0,0931	0,0615	0,1015	0,0482	0,0540	0,2831
	20	0,1059	0,0520	0,0503	0,0520	0,0951	0,0615	0,1019	0,0486	0,0540	0,3879
	25	0,1041	0,0512	0,0498	0,0512	0,0960	0,0602	0,1013	0,0486	0,0529	0,4829
	30	0,1048	0,0505	0,0499	0,0505	0,0974	0,0617	0,1021	0,0527	0,0532	0,5723
	50	0,1063	0,0518	0,0509	0,0518	0,1017	0,0619	0,1051	0,0514	0,0527	0,8092
	80	0,1009	0,0495	0,0492	0,0495	0,0980	0,0590	0,0999	0,0515	0,0488	0,9559
	100	0,1030	0,0493	0,0490	0,0493	0,1006	0,0595	0,1023	0,0492	0,0499	0,9848
0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,284	3	0,1782	0,1125	0,0628	0,1076	0,0926	0,0836	0,1968	0,0162	0,0439	0,0767
	5	0,1610	0,0706	0,0546	0,0688	0,0939	0,0751	0,1773	0,0250	0,0621	0,1251
	10	0,1465	0,0549	0,0496	0,0547	0,1041	0,0663	0,1382	0,0503	0,0563	0,2719
	15	0,1425	0,0517	0,0489	0,0516	0,1115	0,0666	0,1367	0,0506	0,0559	0,4177
	20	0,1401	0,0514	0,0491	0,0514	0,1169	0,0670	0,1363	0,0486	0,0546	0,5552
	25	0,1386	0,0511	0,0494	0,0512	0,1193	0,0647	0,1358	0,0477	0,0520	0,6634
	30	0,1400	0,0511	0,0501	0,0511	0,1237	0,0661	0,1374	0,0513	0,0532	0,7506
	50	0,1368	0,0509	0,0503	0,0509	0,1270	0,0688	0,1354	0,0524	0,0544	0,9347
	80	0,1352	0,0496	0,0494	0,0496	0,1291	0,0671	0,1342	0,0539	0,0531	0,9933
	100	0,1363	0,0509	0,0505	0,0509	0,1312	0,0669	0,1356	0,0518	0,0514	0,9988

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 36 (devamı)- $b_1: \dots : b_8 = 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,20 \sim 0,20: 0,20: 0,20: 0,20: 0,40: 0,40: 0,80: 0,80: 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \dots : \sigma^2(Y_8) = 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,041 \sim 0,041: 0,041: 0,174: 0,174: 0,896: 0,896: 0,896$, $E(Y_1) = \dots = E(Y_8) = 1$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1 = \dots = n_8$) olduğu log-normal dağılıma sahip $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,632	3	0,2068	0,1122	0,0611	0,1071	0,0932	0,0888	0,2251	0,0156	0,0505	0,0913
	5	0,1864	0,0743	0,0561	0,0726	0,0934	0,0807	0,2051	0,0240	0,0690	0,1476
	10	0,1632	0,0555	0,0495	0,0553	0,1059	0,0709	0,1550	0,0508	0,0586	0,3150
	15	0,1573	0,0534	0,0507	0,0534	0,1169	0,0736	0,1522	0,0505	0,0594	0,4721
	20	0,1561	0,0519	0,0498	0,0519	0,1255	0,0709	0,1520	0,0493	0,0560	0,6164
	25	0,1510	0,0507	0,0497	0,0507	0,1261	0,0694	0,1480	0,0501	0,0549	0,7296
	30	0,1522	0,0502	0,0496	0,0502	0,1301	0,0707	0,1497	0,0549	0,0549	0,8124
	50	0,1476	0,0516	0,0508	0,0516	0,1354	0,0694	0,1463	0,0519	0,0537	0,9635
	80	0,1475	0,0486	0,0483	0,0486	0,1388	0,0683	0,1466	0,0517	0,0528	0,9974
	100	0,1506	0,0515	0,0514	0,0515	0,1441	0,0719	0,1498	0,0522	0,0538	0,9994
0,010:0,010:0,010:0,094:0,094:0,094:0,284:0,284	3	0,1019	0,1342	0,0719	0,1270	0,0430	0,0837	0,1133	0,0210	0,0381	0,0507
	5	0,1003	0,0793	0,0543	0,0745	0,0653	0,0817	0,1070	0,0312	0,0600	0,0910
	10	0,0918	0,0564	0,0493	0,0545	0,0751	0,0743	0,0817	0,0644	0,0628	0,1827
	15	0,0897	0,0521	0,0488	0,0512	0,0800	0,0735	0,0837	0,0628	0,0640	0,3000
	20	0,0928	0,0526	0,0501	0,0519	0,0846	0,0756	0,0880	0,0620	0,0664	0,4321
	25	0,0897	0,0506	0,0497	0,0504	0,0840	0,0726	0,0865	0,0622	0,0663	0,5515
	30	0,0919	0,0511	0,0501	0,0510	0,0870	0,0733	0,0890	0,0672	0,0670	0,6676
	50	0,0888	0,0511	0,0504	0,0510	0,0860	0,0731	0,0872	0,0642	0,0668	0,9274
	80	0,0904	0,0505	0,0503	0,0505	0,0887	0,0739	0,0895	0,0671	0,0676	0,9963
	100	0,0900	0,0505	0,0506	0,0504	0,0887	0,0750	0,0891	0,0675	0,0675	0,9998
0,010:0,010:0,010:0,010:0,433:0,433:0,896:0,896	3	0,1185	0,1368	0,0639	0,1283	0,0388	0,0981	0,1362	0,0214	0,0483	0,0653
	5	0,1075	0,0801	0,0510	0,0745	0,0614	0,0949	0,1175	0,0369	0,0663	0,1136
	10	0,1028	0,0575	0,0495	0,0561	0,0812	0,0885	0,0923	0,0714	0,0715	0,2562
	15	0,1000	0,0535	0,0493	0,0525	0,0870	0,0890	0,0941	0,0688	0,0755	0,4245
	20	0,0998	0,0534	0,0511	0,0530	0,0893	0,0888	0,0949	0,0718	0,0743	0,5887
	25	0,1001	0,0516	0,0503	0,0513	0,0923	0,0889	0,0967	0,0710	0,0763	0,7217
	30	0,1016	0,0519	0,0505	0,0518	0,0952	0,0882	0,0988	0,0755	0,0771	0,8289
	50	0,0990	0,0502	0,0499	0,0502	0,0949	0,0859	0,0971	0,0711	0,0741	0,9845
	80	0,0981	0,0507	0,0504	0,0506	0,0956	0,0859	0,0970	0,0766	0,0748	0,9999
	100	0,0985	0,0523	0,0520	0,0523	0,0968	0,0875	0,0976	0,0761	0,0763	1,0000

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 36 (devamı)- $b_1: \dots: b_8 = 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,20 \sim 0,20: 0,20: 0,20: 0,40: 0,40: 0,80: 0,80: 0,80$,
 $\sigma^2(Y_1): \dots: \sigma^2(Y_8) = 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,041 \sim 0,041: 0,041: 0,174: 0,174: 0,896: 0,896: 0,896$,
 $E(Y_1) = \dots = E(Y_8) = 1$, örneklem büyüklüğünün dengeli ($n_1 = \dots = n_8$) olduğu log-normal dağılıma sahip $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,041:0,094:0,174:0,284:0,433:0,632:0,896	3	0,0784	0,1229	0,0694	0,1160	0,0370	0,0716	0,0840	0,0169	0,0304	0,0376
	5	0,0780	0,0788	0,0566	0,0747	0,0542	0,0685	0,0810	0,0284	0,0481	0,0627
	10	0,0775	0,0581	0,0522	0,0564	0,0679	0,0664	0,0682	0,0590	0,0571	0,1258
	15	0,0764	0,0535	0,0497	0,0526	0,0705	0,0669	0,0703	0,0595	0,0594	0,1887
	20	0,0749	0,0525	0,0508	0,0521	0,0706	0,0638	0,0704	0,0589	0,0601	0,2676
	25	0,0749	0,0519	0,0504	0,0516	0,0718	0,0654	0,0715	0,0572	0,0609	0,3489
	30	0,0748	0,0510	0,0502	0,0508	0,0722	0,0655	0,0720	0,0631	0,0617	0,4398
	50	0,0745	0,0489	0,0487	0,0489	0,0730	0,0640	0,0729	0,0597	0,0611	0,7456
	80	0,0748	0,0514	0,0508	0,0513	0,0738	0,0659	0,0737	0,0628	0,0626	0,9572
	100	0,0748	0,0495	0,0493	0,0495	0,0739	0,0642	0,0738	0,0607	0,0624	0,9891
0,041:0,041:0,041:0,174:0,174:0,896:0,896:0,896	3	0,1066	0,1278	0,0691	0,1208	0,0437	0,0836	0,1182	0,0185	0,0400	0,0541
	5	0,1007	0,0776	0,0531	0,0729	0,0625	0,0808	0,1077	0,0278	0,0582	0,0943
	10	0,0965	0,0571	0,0502	0,0558	0,0783	0,0756	0,0863	0,0608	0,0653	0,2041
	15	0,0933	0,0545	0,0507	0,0538	0,0824	0,0750	0,0870	0,0617	0,0664	0,3348
	20	0,0921	0,0512	0,0489	0,0508	0,0839	0,0731	0,0872	0,0604	0,0654	0,4723
	25	0,0951	0,0516	0,0495	0,0513	0,0891	0,0756	0,0918	0,0596	0,0691	0,5975
	30	0,0934	0,0503	0,0496	0,0502	0,0881	0,0756	0,0907	0,0639	0,0688	0,7089
	50	0,0937	0,0515	0,0510	0,0514	0,0905	0,0765	0,0918	0,0620	0,0705	0,9443
	80	0,0935	0,0490	0,0488	0,0489	0,0914	0,0740	0,0923	0,0624	0,0689	0,9981
	100	0,0944	0,0491	0,0489	0,0491	0,0930	0,0754	0,0937	0,0623	0,0705	0,9999

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Normal dağılıma uygunluk ön şartının ve varyansların homojenliği varsayımının sağlanmadığı simülasyon senaryoları incelendiğinde beklenildiği üzere F testi grup varyanslarındaki bozulmadan fazlaca etkilenmiş ve Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuş ve oldukça sapmalı sonuçlar vermiştir. Peterson kriterine göre belirlenen performansları dikkate alındığında AG testinin F testinin bu deneme düzenlerinde en iyi alternatifi olduğu ve üç grup, beş grup ve sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalarda sırasıyla %4,58-%5,45, %4,67-%5,34 ve %4,78-%5,46 Tip- I hata olasılığını gerçekleştirdiği görülmüştür. Çalışmada yer verilen diğer testlerden, F testinin bu deneme düzenindeki AG testisinden sonraki alternatifleri JSO ve Welch testleri olarak görülebilir. JSO testi üç, beş ve sekiz gruplu deneme düzenlerinde başlangıçta $\alpha=0,05$ olarak belirlenen Tip- I hata olasılığını sırasıyla %4,80-%5,42, %4,77-%5,32 ve %4,86-%5,47 düzeyinde üretmiştir. Welch testi ise ilgili Tip- I hata olasılığını sırasıyla %4,49-%5,32, %4,79-%5,38 ve %4,86-%5,49 düzeyinde ürettiği görülmektedir. Bu testler dışında çalışmada yer verilen F testinin parametrik olan ve olmayan alternatifleri Tip- I hatayı koruma yönünde genel olarak sapmalı sonuçlar vermiş ve performansları yeterli görülmemiştir. Çalışmaya alınan testler arasında genel olarak Tablo 34, Tablo 35 ve Tablo 36'de yer verilen deneme düzenlerinde en kötü performansı gösteren test, F testinin parametrik olmayan alternatifleri arasında yer alan KW testi, KW testinin permütasyon versiyonu ve Savage testidir.

4.8. Örneklem hacminin dengeli olmadığı, grup varyanslarının homojen olmadığı ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği karşılaştırmalar

Grup varyanslarının homojen olmadığı ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($\ln N(\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 1; \sigma_1^2: \sigma_2^2: \sigma_3^2 = 0,010: 0,010: 0,041 \sim 0,010: 0,433: 0,896)$) durumda, üç grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 37'de verilmiştir. Tablo 37'de yer verilen simülasyon senaryoları, ek olarak gruplara ait birim sayılarının dengeli olmadığı ($n_1: n_2: n_3=3: 5: 7 \sim 70: 90: 100$) durumları da içermektedir. İlgili tablo incelendiğinde F testinin varyansların homojenliği varsayımının bozulmasından, gruplardaki birim sayısının farklılaşmasına göre daha fazla etkilendiği görülmektedir.

İlgili testin performansı incelendiğinde deneme başlangıcında belirlenen Tip- I hata düzeyini koruyamadığı görülmektedir. İlgili deneme düzeninde Welch, AG ve JSO testlerinin grupların birim sayılarının farklılaşmasından olumsuz yönde etkilenmeyip tüm simülasyon senaryolarında Tip- I hatayı koruma yönünde eğilim göstermişlerdir. Dolayısıyla Tablo 37’de verilen simülasyon senaryoları dikkate alındığında Welch, AG ve JSO testlerinin, F testinin alternatifi olabileceği düşünülmektedir. F testinin alternatifleri olarak alınan diğer testlerin performansının ise Tip- I hatayı koruma yönünde yetersiz kaldıkları görülmektedir.

Tablo 37- $b_1:b_2:b_3= 0,10: 0,10: 0,20 \sim 0,10: 0,60: 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \sigma^2(Y_2): \sigma^2(Y_3) = 0,010: 0,010: 0,041 \sim 0,010: 0,433: 0,896$, $E(Y_1) = E(Y_2) = E(Y_3) = 1$, örneklem büyüklüğünün dengeli olmadığı ($n_1 \neq n_2 \neq n_3$) log-normal dağılıma sahip $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010:0,010:0,041	3/5/7	0,0308	0,0465	0,0468	0,0500	0,0467	0,0394	0,0308	0,0498	0,0257	0,0179
	5/10/15	0,0216	0,0503	0,0504	0,0512	0,0521	0,0327	0,0225	0,0619	0,0205	0,0247
	20/25/30	0,0413	0,0500	0,0492	0,0503	0,0579	0,0484	0,0397	0,0587	0,0332	0,1585
	50/60/70	0,0450	0,0514	0,0508	0,0515	0,0604	0,0514	0,0443	0,0610	0,0342	0,4610
	65/75/85	0,0479	0,0501	0,0499	0,0501	0,0600	0,0532	0,0473	0,0612	0,0351	0,5797
	70/90/100	0,0439	0,0513	0,0511	0,0513	0,0595	0,0510	0,0436	0,0591	0,0334	0,6494
0,010:0,041:0,041	3/5/7	0,0351	0,0459	0,0456	0,0499	0,0480	0,0417	0,0357	0,0428	0,0288	0,0206
	5/10/15	0,0295	0,0487	0,0481	0,0502	0,0546	0,0336	0,0298	0,0594	0,0269	0,0249
	20/25/30	0,0436	0,0505	0,0495	0,0507	0,0554	0,0475	0,0419	0,0634	0,0409	0,0781
	50/60/70	0,0446	0,0510	0,0508	0,0510	0,0559	0,0497	0,0439	0,0630	0,0422	0,2305
	65/75/85	0,0449	0,0489	0,0487	0,0490	0,0539	0,0495	0,0441	0,0609	0,0418	0,3246
	70/90/100	0,0420	0,0505	0,0503	0,0505	0,0549	0,0478	0,0415	0,0599	0,0400	0,3563
0,010:0,094:0,284	3/5/7	0,0288	0,0501	0,0451	0,0526	0,0556	0,0385	0,0299	0,0569	0,0248	0,0182
	5/10/15	0,0203	0,0495	0,0470	0,0501	0,0651	0,0309	0,0213	0,1004	0,0194	0,0279
	20/25/30	0,0407	0,0496	0,0492	0,0494	0,0637	0,0510	0,0392	0,0983	0,0325	0,2110
	50/60/70	0,0430	0,0503	0,0501	0,0502	0,0633	0,0529	0,0422	0,0949	0,0318	0,6644
	65/75/85	0,0480	0,0514	0,0513	0,0514	0,0646	0,0591	0,0475	0,1002	0,0355	0,8103
	70/90/100	0,0447	0,0503	0,0501	0,0503	0,0655	0,0532	0,0441	0,0963	0,0327	0,8576
0,010:0,174:0,284	3/5/7	0,0289	0,0507	0,0464	0,0533	0,0518	0,0390	0,0298	0,0551	0,0255	0,0184
	5/10/15	0,0225	0,0503	0,0484	0,0509	0,0614	0,0309	0,0233	0,1075	0,0221	0,0228
	20/25/30	0,0429	0,0507	0,0505	0,0506	0,0618	0,0535	0,0413	0,1118	0,0403	0,1451
	50/60/70	0,0414	0,0487	0,0486	0,0486	0,0584	0,0537	0,0408	0,1082	0,0377	0,5558
	65/75/85	0,0468	0,0500	0,0499	0,0500	0,0605	0,0570	0,0463	0,1073	0,0418	0,7332
	70/90/100	0,0432	0,0508	0,0507	0,0507	0,0618	0,0544	0,0428	0,1110	0,0399	0,7829
0,010:0,010:0,284	3/5/7	0,0343	0,0485	0,0458	0,0506	0,0646	0,0493	0,0378	0,0798	0,0252	0,0234
	5/10/15	0,0200	0,0522	0,0508	0,0522	0,0720	0,0383	0,0215	0,0960	0,0164	0,0530
	20/25/30	0,0482	0,0493	0,0482	0,0493	0,0737	0,0619	0,0462	0,0829	0,0305	0,4061
	50/60/70	0,0498	0,0504	0,0500	0,0504	0,0763	0,0638	0,0494	0,0812	0,0297	0,8672
	65/75/85	0,0559	0,0501	0,0498	0,0501	0,0776	0,0665	0,0554	0,0769	0,0303	0,9373
	70/90/100	0,0508	0,0492	0,0489	0,0492	0,0751	0,0636	0,0504	0,0770	0,0296	0,9665

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood’un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 37 (devamı)- $b_1:b_2:b_3 = 0,10: 0,10: 0,20 \sim 0,10: 0,60: 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \sigma^2(Y_2): \sigma^2(Y_3) = 0,010: 0,010: 0,041 \sim 0,010: 0,433: 0,896$, $E(Y_1) = E(Y_2) = E(Y_3) = 1$, örneklem büyüklüğünün dengeli olmadığı ($n_1 \neq n_2 \neq n_3$) log-normal dağılıma sahip $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010:0,284:0,433	3/5/7	0,0293	0,0531	0,0482	0,0548	0,0518	0,0393	0,0302	0,0575	0,0259	0,0187
	5/10/15	0,0233	0,0507	0,0484	0,0505	0,0619	0,0307	0,0236	0,1296	0,0224	0,0237
	20/25/30	0,0405	0,0498	0,0497	0,0497	0,0598	0,0522	0,0388	0,1312	0,0387	0,1461
	50/60/70	0,0426	0,0501	0,0498	0,0500	0,0610	0,0554	0,0419	0,1271	0,0410	0,5782
	65/75/85	0,0474	0,0517	0,0517	0,0516	0,0625	0,0609	0,0468	0,1270	0,0448	0,7590
	70/90/100	0,0424	0,0505	0,0505	0,0505	0,0612	0,0538	0,0418	0,1272	0,0399	0,8092
0,010:0,433:0,896	3/5/7	0,0287	0,0533	0,0488	0,0539	0,0535	0,0395	0,0292	0,0648	0,0248	0,0184
	5/10/15	0,0221	0,0515	0,0503	0,0511	0,0635	0,0311	0,0226	0,1568	0,0214	0,0254
	20/25/30	0,0403	0,0502	0,0498	0,0500	0,0620	0,0555	0,0389	0,1552	0,0377	0,1854
	50/60/70	0,0442	0,0509	0,0510	0,0508	0,0640	0,0591	0,0434	0,1450	0,0398	0,6626
	65/75/85	0,0478	0,0492	0,0489	0,0491	0,0633	0,0610	0,0470	0,1456	0,0400	0,8253
	70/90/100	0,0425	0,0492	0,0489	0,0492	0,0639	0,0570	0,0420	0,1489	0,0373	0,8690

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 38, grup varyansların homojen olmadığı ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($\ln N(\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 1; \sigma_1^2: \sigma_2^2: \sigma_3^2 = 0,010: 0,010: 0,041 \sim 0,010: 0,443: 0,896)$) durumları, ek olarak gruplardaki birim sayılarının aşırı olarak farklılaştığı ($n_1: n_2: n_3=3: 25: 30 \sim 5: 20: 100$) senaryoları da içermektedir. Peterson kriterine göre Tablo 38 incelendiğinde, F testinin, KW testinin, KW testinin permütasyon versiyonunun, VW ve Savage testlerinin Tip- I hatayı kontrol etmekte oldukça başarısız oldukları ve tabloda verilen tüm simülasyon senaryolarında sapmalı sonuçlar verdikleri görülmüştür. Her ne kadar F testi ve çalışmaya alınan parametrik ve parametrik olmayan versiyonlarının performansları ilgili deneme düzeninde yeterli olarak görülme de JSO testinin gruplardaki birim sayısının $n > 5$ olduğu durumlar için Tip- I hatayı kontrol etmek adına liberal bir tutum gösterme eğiliminde olduğu söylenebilir. Ancak genel olarak bakıldığında Tablo 38'de verilen simülasyon senaryolarına göre F testine alternatif olabilecek bir test önerilememektedir.

Tablo 38- $b_1: b_2: b_3 = 0,10: 0,10: 0,20 \sim 0,10: 0,60: 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \sigma^2(Y_2): \sigma^2(Y_3) = 0,010: 0,010: 0,041 \sim 0,010: 0,433: 0,896$, $E(Y_1) = E(Y_2) = E(Y_3) = 1$, örneklem büyüklüğünün aşırı farklılık gösterdiği ($n_1 \neq n_2 \neq n_3$) log-normal dağılıma sahip $k=3$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010:0,010:0,041	3/25/30	0,0180	0,0781	0,0807	0,0727	0,0560	0,0283	0,0169	0,0442	0,0161	0,0617
	3/80/80	0,0215	0,0828	0,0827	0,0743	0,0583	0,0319	0,0204	0,0433	0,0166	0,3438
	5/20/100	0,0004	0,0569	0,0579	0,0538	0,0506	0,0046	0,0005	0,0527	0,0008	0,0092
0,010:0,041:0,041	3/25/30	0,0191	0,0679	0,0719	0,0645	0,0593	0,0233	0,0191	0,0377	0,0192	0,0182
	3/80/80	0,0174	0,0793	0,0826	0,0717	0,0589	0,0204	0,0173	0,0345	0,0175	0,0172
	5/20/100	0,0192	0,0576	0,0596	0,0548	0,0594	0,0219	0,0191	0,0440	0,0192	0,0209
0,010:0,094:0,284	3/25/30	0,0147	0,0547	0,0577	0,0542	0,0707	0,0206	0,0143	0,0515	0,0129	0,0422
	3/80/80	0,0165	0,0699	0,0753	0,0647	0,0742	0,0198	0,0158	0,0444	0,0123	0,2169
	5/20/100	0,0009	0,0507	0,0532	0,0512	0,0736	0,0043	0,0017	0,0620	0,0018	0,0103
0,010:0,174:0,284	3/25/30	0,0152	0,0502	0,0530	0,0511	0,0711	0,0184	0,0151	0,0484	0,0146	0,0213
	3/80/80	0,0167	0,0628	0,0689	0,0593	0,0783	0,0176	0,0164	0,0406	0,0154	0,0559
	5/20/100	0,0050	0,0495	0,0502	0,0494	0,0701	0,0092	0,0051	0,0614	0,0055	0,0075
0,010:0,010:0,284	3/25/30	0,0144	0,0766	0,0813	0,0707	0,0744	0,0346	0,0124	0,0810	0,0124	0,1753
	3/80/80	0,0172	0,0828	0,0837	0,0738	0,0762	0,0397	0,0147	0,0725	0,0119	0,7593
	5/20/100	0,0000	0,0563	0,0567	0,0535	0,0688	0,0014	0,0000	0,1163	0,0000	0,0204
0,010:0,284:0,433	3/25/30	0,0172	0,0513	0,0527	0,0521	0,0761	0,0192	0,0167	0,0550	0,0163	0,0208
	3/80/80	0,0159	0,0574	0,0614	0,0554	0,0777	0,0168	0,0159	0,0416	0,0146	0,0446
	5/20/100	0,0069	0,0513	0,0513	0,0514	0,0747	0,0104	0,0066	0,0719	0,0073	0,0084
0,010:0,433:0,896	3/25/30	0,0150	0,0482	0,0479	0,0495	0,0739	0,0184	0,0143	0,0618	0,0141	0,0270
	3/80/80	0,0153	0,0536	0,0558	0,0529	0,0792	0,0175	0,0152	0,0478	0,0134	0,1005
	5/20/100	0,0028	0,0499	0,0492	0,0504	0,0731	0,0073	0,0028	0,0933	0,0032	0,0074

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James second-order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Grup varyansların homojen olmadığı ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($\ln N(\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = 1; \sigma_1^2: \sigma_2^2: \sigma_3^2 = 0,010: 0,010: 0,041 \sim 0,010: 0,433: 0,896)$) durumda, üç grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 39'da verilmiştir. Tablo 39, Tablo 37 ve Tablo 38'den farklı olarak grup varyanslarındaki farklılaşma miktarıyla birlikte gruplar ait gözlem sayılarının aynı miktarda farklılaşmadığı durumları içermektedir. Bunun anlamı tabloda yer alan simülasyon senaryolarında varyansı yüksek olan gruba daha düşük gözlem sayısı, varyansı düşük olan gruba ise daha yüksek gözlem sayısı atanarak varyans ve birim sayısı arasında ters eşleme yapılmasıdır. Varyanslardaki bozulmadan öncelikli olarak etkilenen F testi ilgili deneme düzenlerinde de beklenildiği gibi Tip- I hatayı korumaya yönelik yeterli bir performans ortaya koyamamıştır. Üç grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda KW testi, KW testinin permütasyon versiyonu ve Savage testi hiçbir simülasyon senaryosunda deneme öncesinde benimsenen Tip- I hata düzeyini belirlenen kriterlere göre tahmin edememiştir. VW testi ise sadece bir durumda ($\sigma_1^2: \sigma_2^2: \sigma_3^2 = 0,010: 0,010: 0,041$; $n_1: n_2: n_3 = 85: 75: 65$) ve MM testinin sadece üç durumda ($\sigma_1^2: \sigma_2^2: \sigma_3^2 = 0,010: 0,010: 0,041$;

$n_1: n_2: n_3=7: 5: 3$, $\sigma_1^2:\sigma_2^2:\sigma_3^2= 0,010:0,041:0,041$; $n_1: n_2:n_3=7:5:3$ ve $\sigma_1^2:\sigma_2^2:\sigma_3^2= 0,010:0,010:0,284$; $n_1: n_2: n_3= 7:5:3$) Tip- I hatayı koruma eğiliminde olmasına karşın performansı yeterli görülmemektedir. Tablo 39 incelendiğinde grup varyanslarının farklılaşması durumunda F testine alternatif olarak gösterilebilecek olan testlerin AG, JSO ve Welch testleri olduğu söylenebilir. JSO, AG ve Welch testleri $n_1: n_2: n_3= 7: 5: 3$ ve $n_1: n_2: n_3= 15: 10: 5$ koşulları dışındaki tüm gözlem kombinasyonlarında grup varyanslarındaki farklılaşma miktarından etkilenmeden Tip- I hatayı koruma yönünde eğilim göstermiştir.

Tablo 39- $b_1: b_2: b_3= 0,10: 0,10:0,20 \sim 0,10: 0,60: 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \sigma^2(Y_2): \sigma^2(Y_3) =0,010:0,010:0,041 \sim 0,010:0,433:0,896$, $E(Y_1) = E(Y_2) = E(Y_3) =1$, örneklem büyüklüğünün ters eşleme ($n_1 \neq n_2 \neq n_3$) olduğu log-normal dağılıma sahip $k=3$ grup için Tip-I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010:0,010:0,041	7/5/3	0,1300	0,0655	0,0664	0,0679	0,0689	0,0994	0,1365	0,0455	0,0812	0,0691
	15/10/5	0,1453	0,0557	0,0544	0,0537	0,0629	0,0864	0,1477	0,0551	0,0908	0,1278
	30/25/20	0,0895	0,0506	0,0499	0,0507	0,0602	0,0692	0,0869	0,0580	0,0632	0,2176
	70/75/65	0,0818	0,0511	0,0508	0,0511	0,0591	0,0684	0,0810	0,0579	0,0576	0,4904
	85/75/65	0,0769	0,0488	0,0484	0,0488	0,0597	0,0648	0,0763	0,0555	0,0532	0,5940
	100/90/70	0,0871	0,0504	0,0503	0,0504	0,0602	0,0707	0,0864	0,0553	0,0600	0,6578
0,010:0,041:0,041	7/5/3	0,0997	0,0661	0,0709	0,0681	0,0492	0,0888	0,1029	0,0504	0,0687	0,0607
	15/10/5	0,1074	0,0569	0,0566	0,0550	0,0511	0,0870	0,1095	0,0621	0,0824	0,1129
	30/25/20	0,0716	0,0501	0,0497	0,0500	0,0530	0,0686	0,0684	0,0609	0,0626	0,1552
	70/75/65	0,0663	0,0489	0,0485	0,0488	0,0527	0,0650	0,0655	0,0618	0,0594	0,3803
	85/75/65	0,0636	0,0503	0,0502	0,0503	0,0528	0,0633	0,0629	0,0604	0,0569	0,4714
	100/90/70	0,0666	0,0514	0,0511	0,0514	0,0541	0,0656	0,0659	0,0619	0,0598	0,5553
0,010:0,094:0,284	7/5/3	0,1869	0,0710	0,0726	0,0716	0,0607	0,1486	0,2062	0,0696	0,1209	0,1063
	15/10/5	0,2095	0,0582	0,0545	0,0559	0,0628	0,1290	0,2162	0,0835	0,1244	0,2207
	30/25/20	0,1076	0,0514	0,0507	0,0509	0,0627	0,0936	0,1048	0,0869	0,0753	0,3674
	70/75/65	0,0967	0,0496	0,0497	0,0496	0,0638	0,0870	0,0957	0,0878	0,0668	0,7926
	85/75/65	0,0883	0,0493	0,0492	0,0493	0,0630	0,0859	0,0877	0,0889	0,0627	0,8817
	100/90/70	0,0978	0,0488	0,0487	0,0488	0,0620	0,0879	0,0968	0,0876	0,0655	0,9323
0,010:0,174:0,284	7/5/3	0,1619	0,0735	0,0745	0,0744	0,0546	0,1429	0,1769	0,0802	0,1116	0,1045
	15/10/5	0,1755	0,0571	0,0544	0,0547	0,0565	0,1280	0,1804	0,0923	0,1175	0,2045
	30/25/20	0,0918	0,0511	0,0507	0,0507	0,0578	0,0935	0,0890	0,0954	0,0750	0,3284
	70/75/65	0,0837	0,0492	0,0491	0,0492	0,0577	0,0888	0,0828	0,0971	0,0700	0,7645
	85/75/65	0,0793	0,0511	0,0509	0,0511	0,0598	0,0849	0,0787	0,0979	0,0667	0,8626
	100/90/70	0,0835	0,0497	0,0495	0,0496	0,0586	0,0879	0,0826	0,0961	0,0693	0,9227
0,010:0,010:0,284	7/5/3	0,2650	0,0710	0,0612	0,0708	0,0755	0,1769	0,3019	0,0492	0,1651	0,1143
	15/10/5	0,2868	0,0572	0,0515	0,0550	0,0653	0,1149	0,3024	0,0623	0,1176	0,2575
	30/25/20	0,1341	0,0504	0,0498	0,0503	0,0710	0,0969	0,1312	0,0678	0,0707	0,4973
	70/75/65	0,1219	0,0479	0,0477	0,0478	0,0769	0,0936	0,1208	0,0705	0,0621	0,8783
	85/75/65	0,1129	0,0501	0,0497	0,0501	0,0771	0,0901	0,1121	0,0706	0,0574	0,9408
	100/90/70	0,1294	0,0514	0,0510	0,0514	0,0787	0,0999	0,1289	0,0694	0,0671	0,9638

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 39 (devamı)- $b_1: b_2: b_3 = 0,10: 0,10: 0,20 \sim 0,10: 0,60: 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \sigma^2(Y_2): \sigma^2(Y_3) = 0,010: 0,010: 0,041 \sim 0,010: 0,433: 0,896$, $E(Y_1) = E(Y_2) = E(Y_3) = 1$, örneklem büyüklüğünün ters eşleme ($n_1 \neq n_2 \neq n_3$) olduğu log-normal dağılıma sahip $k=3$ grup için Tip-I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010:0,284:0,433	7/5/3	0,1616	0,0703	0,0702	0,0717	0,0504	0,1473	0,1782	0,0864	0,1099	0,1069
	15/10/5	0,1748	0,0568	0,0522	0,0545	0,0557	0,1335	0,1804	0,0963	0,1183	0,2158
	30/25/20	0,0931	0,0504	0,0497	0,0501	0,0582	0,0982	0,0903	0,1065	0,0783	0,3479
	70/75/65	0,0833	0,0498	0,0499	0,0496	0,0576	0,0926	0,0824	0,1095	0,0720	0,7978
	85/75/65	0,0786	0,0492	0,0491	0,0491	0,0590	0,0866	0,0780	0,1070	0,0679	0,8874
100/90/70	0,0839	0,0495	0,0495	0,0494	0,0582	0,0891	0,0834	0,1052	0,0691	0,9393	
0,010:0,433:0,896	7/5/3	0,1834	0,0715	0,0674	0,0732	0,0552	0,1660	0,2034	0,0971	0,1243	0,1201
	15/10/5	0,1961	0,0566	0,0517	0,0548	0,0596	0,1424	0,2034	0,1091	0,1282	0,2422
	30/25/20	0,1013	0,0519	0,0509	0,0516	0,0605	0,1038	0,0980	0,1214	0,0813	0,3935
	70/75/65	0,0920	0,0518	0,0515	0,0516	0,0620	0,0987	0,0910	0,1254	0,0733	0,8388
	85/75/65	0,0833	0,0482	0,0483	0,0481	0,0596	0,0917	0,0826	0,1240	0,0666	0,9169
100/90/70	0,0910	0,0488	0,0485	0,0487	0,0596	0,0963	0,0901	0,1253	0,0725	0,9429	

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James second-order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Grup varyanslarının homojen olmadığı ve verilerin normal dağılıma uygunluk göstermediği ($\ln N(\mu_1 = \dots = \mu_5 = 1; \sigma_1^2: \dots: \sigma_5^2 = 0,010: 0,010: 0,041: 0,041: 0,041 \sim 0,010: 0,094: 0,284: 0,632: 0,896)$) durumda, beş grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 40'da verilmiştir. Tablo 40'da yer verilen simülasyon senaryoları, ek olarak gruplara ait birim sayılarının dengeli olmadığı ($n_1: \dots: n_5 = 3: 5: 7: 9: 11 \sim 60: 70: 80: 90: 100$) durumları da içermektedir. İlgili tablo incelendiğinde Peterson kriterine göre Tip- I hatayı koruma yönünde en iyi performansı AG testinin gösterdiği görülmektedir. AG testi $\sigma_1^2: \dots: \sigma_5^2 = 0,010: 0,010: 0,041: 0,041: 0,041$; $n_1: \dots: n_5 = 3: 5: 7: 9: 11$ senaryosu dışında beş grup arasında yapılan tüm karşılaştırmaları içeren desenlerde başlangıçta $\alpha=0,05$ düzeyinde belirlenen Tip- I hata oranını koruma yönünde performans göstermiştir. JSO ve Welch testleri de $n_1: \dots: n_5 = 3: 5: 7: 9: 11$ durumu dışındaki tüm gözlem kombinasyonları için grup varyanslarındaki farklılaşmadan etkilenmeden Tip- I hatayı koruma yönünde eğilim göstermişlerdir. F testi de dahil olmak tabloda yer verilen diğer testlerin performansının ise yeterli olmadığı ve sapmalı sonuçlar verdikleri görülmektedir. İlgili tabloda en kötü performansı yine Savage testi göstermiş olup; simülasyon senaryolarının tamamında Tip- I hatayı kontrol etmekte başarısız olmuştur.

Tablo 40- $b_1: \dots : b_5 = 0,10:0,10:0,20:0,20:0,20 \sim 0,10:0,30:0,50:0,70:0,80$, $\sigma^2(Y_1): \dots : \sigma^2(Y_5) = 0,010: 0,010: 0,041:0,041: 0,041 \sim 0,010: 0,094: 0,284: 0,632: 0,896$, $E(Y_1) = \dots = E(Y_5) = 1$, örneklem büyüklüğünün dengeli olmadığı ($n_1 = \dots \neq n_5$) log-normal dağılıma sahip $k=5$ grup için Tip-I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010:0,010:0,041:0,041:0,041	3/5/7/9/11	0,0308	0,0604	0,0587	0,0581	0,0556	0,0360	0,0309	0,0407	0,0249	0,0236
	5/7/9/12/15	0,0327	0,0517	0,0501	0,0519	0,0596	0,0372	0,0329	0,0445	0,0281	0,0315
	20/22/24/28/30	0,0481	0,0506	0,0498	0,0507	0,0618	0,0491	0,0451	0,0539	0,0438	0,1183
	50/55/60/65/70	0,0524	0,0511	0,0506	0,0511	0,0633	0,0508	0,0512	0,0555	0,0465	0,3948
	55/65/75/85/95	0,0458	0,0510	0,0507	0,0511	0,0653	0,0476	0,0451	0,0564	0,0431	0,4657
60/70/80/90/100	0,0465	0,0505	0,0505	0,0505	0,0636	0,0477	0,0459	0,0553	0,0433	0,5179	
0,010:0,010:0,174:0,174:0,174	3/5/7/9/11	0,0285	0,0549	0,0489	0,0524	0,0639	0,0333	0,0287	0,0609	0,0231	0,0242
	5/7/9/12/15	0,0315	0,0517	0,0475	0,0509	0,0680	0,0369	0,0316	0,0638	0,0277	0,0380
	20/22/24/28/30	0,0515	0,0500	0,0488	0,0498	0,0700	0,0557	0,0493	0,0748	0,0467	0,2309
	50/55/60/65/70	0,0564	0,0515	0,0510	0,0514	0,0725	0,0603	0,0553	0,0782	0,0518	0,7779
	55/65/75/85/95	0,0472	0,0495	0,0494	0,0495	0,0737	0,0522	0,0464	0,0803	0,0451	0,8577
60/70/80/90/100	0,0485	0,0507	0,0505	0,0507	0,0747	0,0529	0,0478	0,0795	0,0451	0,8968	
0,010:0,010:0,284:0,284:0,284	3/5/7/9/11	0,0307	0,0560	0,0491	0,0532	0,0666	0,0365	0,0309	0,0688	0,0258	0,0274
	5/7/9/12/15	0,0324	0,0534	0,0483	0,0521	0,0692	0,0382	0,0324	0,0767	0,0286	0,0413
	20/22/24/28/30	0,0523	0,0497	0,0487	0,0494	0,0716	0,0594	0,0502	0,0876	0,0478	0,2590
	50/55/60/65/70	0,0574	0,0501	0,0496	0,0500	0,0739	0,0614	0,0563	0,0889	0,0523	0,8259
	55/65/75/85/95	0,0473	0,0507	0,0508	0,0506	0,0745	0,0533	0,0465	0,0894	0,0449	0,8980
60/70/80/90/100	0,0496	0,0507	0,0502	0,0507	0,0730	0,0544	0,0486	0,0912	0,0453	0,9307	
0,010:0,010:0,433:0,632:0,896	3/5/7/9/11	0,0250	0,0566	0,0476	0,0527	0,0689	0,0345	0,0251	0,0926	0,0221	0,0250
	5/7/9/12/15	0,0260	0,0521	0,0468	0,0503	0,0709	0,0362	0,0263	0,1015	0,0237	0,0399
	20/22/24/28/30	0,0535	0,0531	0,0519	0,0528	0,0785	0,0613	0,0509	0,1045	0,0466	0,3277
	50/55/60/65/70	0,0554	0,0515	0,0510	0,0514	0,0768	0,0638	0,0541	0,1048	0,0489	0,8909
	55/65/75/85/95	0,0458	0,0501	0,0498	0,0500	0,0785	0,0538	0,0453	0,1102	0,0412	0,9453
60/70/80/90/100	0,0462	0,0498	0,0494	0,0498	0,0755	0,0546	0,0456	0,0553	0,0410	0,9663	
0,010:0,094:0,284:0,632:0,896	3/5/7/9/11	0,0237	0,0569	0,0475	0,0550	0,0660	0,0317	0,0244	0,0540	0,0197	0,0222
	5/7/9/12/15	0,0262	0,0547	0,0505	0,0536	0,0725	0,0344	0,0263	0,0749	0,0231	0,0379
	20/22/24/28/30	0,0498	0,0494	0,0484	0,0489	0,0733	0,0539	0,0475	0,1068	0,0406	0,2859
	50/55/60/65/70	0,0539	0,0489	0,0487	0,0487	0,0739	0,0565	0,0530	0,1082	0,0444	0,8230
	55/65/75/85/95	0,0459	0,0519	0,0520	0,0518	0,0765	0,0509	0,0453	0,1155	0,0387	0,8963
60/70/80/90/100	0,0459	0,0483	0,0480	0,0482	0,0751	0,0485	0,0450	0,1100	0,0376	0,9253	

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 41, grup varyansların homojen olmadığı ve verilerin normal dağılıma uygunluk göstermediği ($\ln N(\mu_1 = \dots = \mu_5 = 1; \sigma_1^2: \dots : \sigma_5^2 = 0,010: 0,010: 0,041: 0,041:0,041 \sim 0,010: 0,094: 0,284: 0,632: 0,896)$) durumları, ek olarak gruplardaki birim sayılarının aşırı olarak farklılaştığı ($n_1: \dots : n_5 = 3: 20: 25: 80: 100 \sim 3: 5: 10: 15: 100$) senaryoları da içermektedir. Peterson kriterine göre Tablo 41 incelendiğinde, F testinin, BF testinin, KW testinin, KW testinin permütasyon versiyonunun, VW testinin ve Savage testinin Tip- I hatayı kontrol etmekte oldukça başarısız oldukları ve tabloda verilen tüm simülasyon senaryolarında sapmalı sonuçlar verdikleri görülmüştür. Her ne kadar F testi ve çalışmaya alınan parametrik ve parametrik olmayan versiyonlarının performansları ilgili deneme düzeninde yeterli olarak görülme JSO testinin, üç grup karşılaştırmasında olduğu gibi grup varyanslarının heterojenlik seviyesinden olumlu yönde etkilenecek bazı simülasyon senaryolarında

Tip- I hatayı kontrol etmek adına liberal bir tutum gösterme eğiliminde olduğu söylenebilir. Ancak genel olarak bakıldığında Tablo 41’de verilen simülasyon senaryolarına göre F testine alternatif olabilecek bir test önerilememektedir.

Tablo 41- $b_1: \dots: b_5 = 0,10: 0,10:0,20:0,20:0,20 \sim 0,10:0,30:0,50:0,70:0,80$,
 $\sigma^2(Y_1): \dots: \sigma^2(Y_5) = 0,010: 0,010: 0,041: 0,041: 0,041 \sim 0,010: 0,094: 0,284: 0,632:$
 $0,896$, $E(Y_1) = \dots = E(Y_5) = 1$, örneklem büyüklüğünün aşırı farklılık gösterdiği
 $(n_1 = \dots \neq n_5)$ log-normal dağılıma sahip $k=5$ grup için Tip-I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010:0,010:0,041:0,041:0,041	3/20/25/80/100	0,0177	0,0871	0,0825	0,0729	0,0648	0,0206	0,0178	0,0460	0,0174	0,0316
	3/5/30/80/100	0,0137	0,0866	0,0858	0,0718	0,0651	0,0161	0,0138	0,0383	0,0133	0,0154
	5/10/20/25/80	0,0172	0,0583	0,0574	0,0540	0,0627	0,0215	0,0172	0,0489	0,0168	0,0226
	3/5/10/15/100	0,0149	0,0749	0,0809	0,0651	0,0587	0,0169	0,0148	0,0407	0,0143	0,0189
0,010:0,010:0,174:0,174:0,174	3/20/25/80/100	0,0155	0,0789	0,0767	0,0683	0,0791	0,0167	0,0154	0,0689	0,0155	0,0387
	3/5/30/80/100	0,0108	0,0680	0,0711	0,0592	0,0821	0,0116	0,0108	0,0463	0,0104	0,0146
	5/10/20/25/80	0,0157	0,0543	0,0538	0,0520	0,0777	0,0177	0,0156	0,0702	0,0152	0,0261
	3/5/10/15/100	0,0118	0,0631	0,0649	0,0573	0,0737	0,0121	0,0116	0,0494	0,0110	0,0176
0,010:0,010:0,284:0,284:0,284	3/20/25/80/100	0,0151	0,0774	0,0760	0,0681	0,0804	0,0166	0,0150	0,0848	0,0147	0,0400
	3/5/30/80/100	0,0100	0,0655	0,0655	0,0577	0,0842	0,0113	0,0099	0,0531	0,0098	0,0135
	5/10/20/25/80	0,0158	0,0552	0,0543	0,0536	0,0797	0,0178	0,0156	0,0875	0,0152	0,0273
	3/5/10/15/100	0,0124	0,0597	0,0596	0,0546	0,0773	0,0120	0,0121	0,0602	0,0113	0,0182
0,010:0,010:0,433:0,632:0,896	3/20/25/80/100	0,0072	0,0715	0,0705	0,0621	0,0837	0,0104	0,0070	0,1329	0,0074	0,0646
	3/5/30/80/100	0,0060	0,0600	0,0577	0,0538	0,0896	0,0080	0,0059	0,0758	0,0056	0,0247
	5/10/20/25/80	0,0055	0,0522	0,0503	0,0508	0,0815	0,0101	0,0055	0,1333	0,0059	0,0198
	3/5/10/15/100	0,0025	0,0582	0,0526	0,0540	0,0806	0,0050	0,0025	0,0925	0,0028	0,0032
0,010:0,094:0,284:0,632:0,896	3/20/25/80/100	0,0068	0,0563	0,0599	0,0542	0,0821	0,0099	0,0065	0,0584	0,0065	0,0675
	3/5/30/80/100	0,0057	0,0601	0,0606	0,0530	0,0836	0,0076	0,0054	0,0503	0,0054	0,0330
	5/10/20/25/80	0,0049	0,0505	0,0491	0,0501	0,0789	0,0101	0,0050	0,0795	0,0055	0,0242
	3/5/10/15/100	0,0018	0,0541	0,0511	0,0504	0,0748	0,0040	0,0017	0,0551	0,0019	0,0025

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James second-order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood’un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Grup varyansların homojen olmadığı ve verilerin normal dağılıma uygunluk göstermediği ($\ln N(\mu_1 = \dots = \mu_5 = 1; \sigma_1^2: \dots: \sigma_5^2 = 0,010: 0,010: 0,041: 0,041: 0,041 \sim 0,010: 0,094: 0,284: 0,632: 0,896)$) durumda, beş grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 42’de verilmiştir. Tablo 42, Tablo 30 ve Tablo 41’den farklı olarak grup varyanslarındaki farklılaşma miktarıyla birlikte gruplara ait gözlem sayılarının aynı miktarda farklılaşmadığı durumları içermektedir. Tablo 42’de, gruplardaki gözlem kombinasyonlarının aşırı farklılaştığı durumlar dışında performanslarıyla öne çıkan AG testi, Welch testi ve JSO testlerinin gruplardaki birim sayılarının küçük olarak kabul edilebileceği $n_1: \dots: n_5 = 11: 9: 7: 5: 3$ ve $n_1: \dots: n_5 = 15: 12: 9: 7: 5$ gözlem kombinasyonları dışındaki tüm senaryolarda Tip- I hata düzeyini koruma eğiliminde

oldukları görülmektedir. Ters eşleme senaryolarında F testi, KW testi, KW testinin permütasyon versiyonu, VW ve Savage testlerinin ise Tip- I hatayı nominal düzeyde koruyamadıkları görülmüştür.

Tablo 42- $b_1: \dots: b_5 = 0,10: 0,10: 0,20: 0,20: 0,20 \sim 0,10: 0,30: 0,50: 0,70: 0,80$,
 $\sigma^2(Y_1): \dots: \sigma^2(Y_5) = 0,010: 0,010: 0,041: 0,041: 0,041 \sim 0,010: 0,094: 0,284: 0,632:$
 $0,896$, $E(Y_1) = \dots = E(Y_5) = 1$, örneklem büyüklüğünün ters eşleme ($n_1 = \dots \neq n_5$)
 olduğu log-normal dağılıma sahip $k=5$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010:0,010:0,041:0,041:0,041	11/9/7/5/3	0,1323	0,0822	0,0746	0,0719	0,0522	0,0935	0,0389	0,0416	0,0860	0,1212
	15/12/9/7/5	0,1262	0,0608	0,0560	0,0566	0,0532	0,0927	0,1277	0,0450	0,0900	0,1432
	30/28/24/22/20	0,0839	0,0514	0,0504	0,0512	0,0598	0,0717	0,0801	0,0542	0,0695	0,2251
	70/65/60/55/50	0,0763	0,0504	0,0498	0,0504	0,0600	0,0669	0,0747	0,0542	0,0652	0,5479
	95/85/75/65/55	0,0861	0,0504	0,0501	0,0503	0,0599	0,0721	0,0850	0,0553	0,0728	0,7050
100/90/80/70/60	0,0853	0,0495	0,0490	0,0494	0,0603	0,0713	0,0842	0,0538	0,0723	0,7373	
0,010:0,010:0,174:0,174:0,174	11/9/7/5/3	0,1960	0,0869	0,0682	0,0732	0,0540	0,1393	0,2004	0,0525	0,1247	0,2007
	15/12/9/7/5	0,1841	0,0655	0,0541	0,0591	0,0575	0,1373	0,1891	0,0574	0,1259	0,2589
	30/28/24/22/20	0,1060	0,0502	0,0515	0,0516	0,0697	0,0945	0,1045	0,0769	0,0886	0,4994
	70/65/60/55/50	0,0942	0,0509	0,0502	0,0508	0,0703	0,0880	0,0928	0,0708	0,0791	0,9015
	95/85/75/65/55	0,1119	0,0506	0,0501	0,0505	0,0693	0,0988	0,1105	0,0712	0,0900	0,9721
100/90/80/70/60	0,1033	0,0484	0,0503	0,0523	0,0684	0,0945	0,1063	0,0324	0,0887	0,9306	
0,010:0,010:0,284:0,284:0,284	11/9/7/5/3	0,2079	0,0905	0,0658	0,0765	0,0518	0,1502	0,2127	0,0547	0,1324	0,2216
	15/12/9/7/5	0,1885	0,0634	0,0521	0,0565	0,0549	0,1433	0,1945	0,0597	0,1288	0,2461
	30/28/24/22/20	0,1085	0,0525	0,0486	0,0493	0,0674	0,1018	0,1015	0,0696	0,0855	0,4524
	70/65/60/55/50	0,0952	0,0524	0,0519	0,0522	0,0701	0,0936	0,0935	0,0795	0,0805	0,9331
	95/85/75/65/55	0,1122	0,0498	0,0494	0,0498	0,0699	0,1032	0,1108	0,0784	0,0922	0,9719
100/90/80/70/60	0,1098	0,0510	0,0508	0,0510	0,0703	0,1017	0,1085	0,0766	0,0900	0,9889	
0,010:0,010:0,433:0,632:0,896	11/9/7/5/3	0,2686	0,0892	0,0595	0,0743	0,0594	0,1758	0,2756	0,0610	0,1628	0,2655
	15/12/9/7/5	0,2299	0,0638	0,0486	0,0560	0,0606	0,1585	0,2371	0,0635	0,1463	0,3234
	30/28/24/22/20	0,1196	0,0496	0,0479	0,0487	0,0715	0,1072	0,1153	0,0829	0,0913	0,5720
	70/65/60/55/50	0,1071	0,0490	0,0484	0,0488	0,0733	0,1003	0,1053	0,0889	0,0851	0,9601
	95/85/75/65/55	0,1324	0,0492	0,0487	0,0491	0,0748	0,1146	0,1309	0,0861	0,1020	0,9710
100/90/80/70/60	0,1266	0,0507	0,0505	0,0506	0,0736	0,1108	0,1253	0,0858	0,0966	0,9958	
0,010:0,094:0,284:0,632:0,896	11/9/7/5/3	0,2553	0,0885	0,0655	0,0736	0,0629	0,1570	0,2611	0,0724	0,1499	0,2279
	15/12/9/7/5	0,2210	0,0634	0,0528	0,0566	0,0618	0,1438	0,2266	0,0749	0,1374	0,2797
	30/28/24/22/20	0,1177	0,0499	0,0493	0,0493	0,0703	0,0970	0,1134	0,0953	0,0866	0,4802
	70/65/60/55/50	0,1080	0,0502	0,0496	0,0499	0,0753	0,0917	0,1066	0,0973	0,0812	0,9147
	95/85/75/65/55	0,1291	0,0500	0,0496	0,0499	0,0731	0,1018	0,1276	0,0965	0,0939	0,9778
100/90/80/70/60	0,1274	0,0515	0,0513	0,0514	0,0763	0,1015	0,1259	0,0962	0,0926	0,9842	

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James second-order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permütasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Grup varyansların homojen olmadığı ve verilerin normal dağılıma uygunluk göstermediği ($\ln N(\mu_1 = \dots = \mu_8 = 1; \sigma_1^2: \dots: \sigma_8^2 = 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,041 \sim 0,041: 0,041: 0,041: 0,174: 0,174: 0,896: 0,896: 0,896)$) durumda, sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 43’de verilmiştir. Tablo 43’de yer verilen simülasyon senaryoları, ek olarak gruplara ait birim sayılarının dengeli olmadığı ($n_1: \dots: n_8 = 3: 5: 7: 9: 11: 12: 14: 15 \sim 60: 65: 70: 75: 80: 85: 90: 95: 100$) durumları da içermektedir. İlgili tablo incelendiğinde Peterson kriterine göre Tip- I hatayı koruma yönünde en iyi performansı Welch, AG ve JSO testleri göstermiştir. İlgili testlerin performansları $n_1: \dots: n_8 = 3: 5: 7: 9: 11: 12: 14: 15$ gözlem kombinasyonu dışındaki tüm durumlarda grup varyanslarındaki farklılaşmadan olumsuz yönde etkilenmeden Tip- I hatayı koruma eğiliminde olmuşlardır. Bu nedenle ilgili testler bu deneme düzeninde F testinin alternatifi olarak gösterilebilirler. KW testinin permütasyon versiyonu, VW ve Savage testlerinin Tip- I hatayı koruma yönünde en kötü performansları gösterdiği görülmektedir. Özellikle BF testi, Peterson değerlendirme kriterine göre Tablo 43’de yer verilen simülasyon senaryolarının tamamında Tip- I hatayı kontrol edememiştir. F testinin grup varyanslarının farklılaşmasından yine olumsuz etkilendiği görülmüş olup, her ne kadar gruplardaki birim sayısının $n \geq 50$ olduğu bazı durumlarda Tip- I hatayı koruma eğiliminde olsa da F testinin bu koruma eğiliminin güven vermediği söylenebilir. KW testi ve MM testinin de performanslarının gruplardaki birim sayısının minimum $n \geq 20$ olduğu bazı durumlarda Tip- I hatayı koruma yönünde yeterli olarak görülse de grup varyanslarındaki farklılaşmadan olumsuz yönde etkilenerek genel anlamda yetersiz kaldığı görülmektedir.

Tablo 43- $b_1: \dots: b_8 = 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,20 \sim 0,20: 0,20: 0,20: 0,20: 0,40: 0,40: 0,80: 0,80: 0,80, \sigma^2(Y_1): \dots: \sigma^2(Y_8) = 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,041 \sim 0,041: 0,041: 0,041: 0,174: 0,174: 0,896: 0,896: 0,896, E(Y_1) = \dots = E(Y_8) = 1$, örneklem büyüklüğünün dengeli olmadığı ($n_1 = \dots \neq n_8$) log-normal dağılıma sahip $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,041	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0388	0,0834	0,0709	0,0704	0,0611	0,0402	0,0387	0,0422	0,0287	0,0670
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0609	0,0515	0,0503	0,0515	0,0703	0,0509	0,0582	0,0489	0,0437	0,2631
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0531	0,0512	0,0511	0,0512	0,0689	0,0494	0,0522	0,0508	0,0385	0,6934
0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,094	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0495	0,0850	0,0726	0,0715	0,0886	0,0416	0,0486	0,0424	0,0262	0,1309
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0838	0,0494	0,0486	0,0494	0,0974	0,0542	0,0811	0,0504	0,0415	0,5002
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0722	0,0495	0,0490	0,0495	0,0985	0,0505	0,0714	0,0509	0,0360	0,9402
0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,284	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0593	0,0835	0,0717	0,0690	0,1073	0,0428	0,0589	0,0443	0,0247	0,2064
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,1076	0,0502	0,0489	0,0502	0,1218	0,0589	0,1046	0,0504	0,0420	0,6421
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0931	0,0490	0,0489	0,0490	0,1299	0,0551	0,0924	0,0521	0,0356	0,9902
0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,632	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0662	0,0838	0,0727	0,0715	0,1165	0,0468	0,0658	0,0446	0,0267	0,2469
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,1166	0,0509	0,0494	0,0509	0,1295	0,0619	0,1139	0,0517	0,0422	0,7503
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,1011	0,0521	0,0517	0,0521	0,1408	0,0603	0,1004	0,0559	0,0370	0,9951
0,010:0,010:0,010:0,094:0,094:0,094:0,284:0,284	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0244	0,0672	0,0582	0,0603	0,0811	0,0263	0,0246	0,0540	0,0178	0,0478
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0619	0,0502	0,0483	0,0502	0,0853	0,0545	0,0590	0,0650	0,0461	0,4804
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0531	0,0488	0,0483	0,0488	0,0872	0,0505	0,0523	0,0672	0,0414	0,9713
0,010:0,010:0,010:0,010:0,433:0,433:0,896:0,896	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0236	0,0702	0,0606	0,0617	0,0863	0,0298	0,0234	0,0776	0,0201	0,0584
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0657	0,0496	0,0483	0,0496	0,0923	0,0629	0,0628	0,0769	0,0518	0,6496
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0546	0,0488	0,0484	0,0488	0,0951	0,0576	0,0537	0,0805	0,0453	0,9966
0,041:0,094:0,174:0,284:0,433:0,632:0,632:0,896	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0229	0,0652	0,0586	0,0599	0,0715	0,0283	0,0224	0,0473	0,0198	0,0302
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0538	0,0522	0,0507	0,0521	0,0731	0,0511	0,0513	0,0601	0,0446	0,2762
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0448	0,0489	0,0485	0,0489	0,0735	0,0464	0,0439	0,0612	0,0391	0,8141
0,041:0,041:0,041:0,174:0,174:0,896:0,896:0,896	3/5/7/9/11/12/14/15	0,0255	0,0675	0,0591	0,0596	0,0845	0,0279	0,0248	0,0532	0,0200	0,0516
	20/22/24/25/26/28/29/30	0,0657	0,0517	0,0503	0,0516	0,0905	0,0577	0,0631	0,0622	0,0497	0,5229
	50/55/60/65/70/75/80/85	0,0546	0,0491	0,0487	0,0491	0,0910	0,0518	0,0535	0,0655	0,0444	0,9801
	60/65/75/80/85/90/95/100	0,0565	0,0498	0,0496	0,0498	0,0906	0,0516	0,0556	0,0643	0,0449	0,9961

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James Second-Order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Tablo 44, grup varyansların homojen olmadığı ve verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği ($\ln N(\mu_1 = \dots = \mu_8 = 1; \sigma_1^2: \dots: \sigma_8^2 = 1: 1: 1: 1: 1: 1: 1: 2 \sim 1: 2: 2: 4: 4: 8: 8: 10: 10)$) durumları, ek olarak gruptaki birim sayılarının aşırı olarak farklılaştığı ($n_1: \dots: n_8=3: 5: 10: 20: 25: 30: 80: 100 \sim 20: 25: 30: 80: 90: 90: 100: 100$) senaryoları da içermektedir. F testinin, Tablo 44’de verilen simülasyon senaryoları incelendiğinde beklenildiği üzere Tip- I hatayı koruma yönündeki performansının yetersiz olduğu görülmektedir. BF ve VW testleri de verilen simülasyon senaryolarının tamamında Tip- I hatayı koruyamamışlardır. Tablo 44 incelendiğinde grup varyansları ve birim sayıları arasındaki kombinasyonlarına göre MM testinin ve JSO testinin gruptaki birim sayısının $n \geq 5$ olduğu durumlarda başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini kontrol ettiği görülmektedir. Bu testlere AG testi gösterdiği performansla eşlik etmektedir. Ancak genel olarak bakıldığında Tablo 44’de verilen simülasyon senaryolarına göre testlerin Tip- I hatayı koruma yönünde yeterli performansı sergileyemedikleri ve F testine alternatif olamadıkları görülmüştür.

Tablo 44- $b_1: \dots : b_8 = 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,20 \sim 0,20: 0,20: 0,20: 0,40: 0,40: 0,80: 0,80: 0,80$, $\sigma^2(Y_1): \dots : \sigma^2(Y_8) = 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,041 \sim 0,041: 0,041: 0,041: 0,174: 0,174: 0,896: 0,896: 0,896$, $E(Y_1) = \dots = E(Y_8) = 1$, örneklem büyüklüğünün aşırı farklılık gösterdiği ($n_1 = \dots \neq n_8$) log-normal dağılıma sahip $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	n	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,041	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0058	0,0997	0,0780	0,0751	0,0608	0,0156	0,0054	0,0437	0,0053	0,4336
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0152	0,0644	0,0557	0,0553	0,0657	0,0265	0,0146	0,0490	0,0122	0,4839
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0319	0,1010	0,0717	0,0737	0,0655	0,0372	0,0296	0,0458	0,0238	0,6576
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0398	0,0497	0,0497	0,0492	0,0673	0,0415	0,0391	0,0498	0,0287	0,7170
0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,094	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0046	0,0964	0,0736	0,0715	0,0861	0,0113	0,0040	0,0483	0,0025	0,5946
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0151	0,0643	0,0545	0,0547	0,0941	0,0235	0,0140	0,0515	0,0084	0,8069
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0383	0,1023	0,0718	0,0738	0,0936	0,0357	0,0334	0,0446	0,0184	0,9220
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0505	0,0503	0,0494	0,0495	0,0959	0,0429	0,0497	0,0522	0,0254	0,9496
0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,284	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0045	0,0970	0,0734	0,0721	0,1241	0,0126	0,0038	0,0548	0,0023	0,7955
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0168	0,0657	0,0558	0,0559	0,1278	0,0232	0,0153	0,0560	0,0072	0,9357
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0448	0,1006	0,0714	0,0733	0,1256	0,0372	0,0373	0,0487	0,0168	0,9855
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0634	0,0490	0,0475	0,0483	0,1279	0,0454	0,0629	0,0537	0,0246	0,9924
0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,010:0,632	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0053	0,0958	0,0761	0,0720	0,1374	0,0128	0,0043	0,1006	0,0022	0,8516
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0179	0,0640	0,0538	0,0542	0,1389	0,0244	0,0165	0,0552	0,0077	0,9623
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0487	0,1016	0,0730	0,0732	0,1408	0,0403	0,0395	0,0498	0,0178	0,9930
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0695	0,0499	0,0492	0,0491	0,1384	0,0471	0,0688	0,0535	0,0244	0,9971
0,010:0,010:0,010:0,094:0,094:0,094:0,284:0,284	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0028	0,0775	0,0714	0,0626	0,0904	0,0046	0,0027	0,0582	0,0028	0,0456
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0068	0,0578	0,0545	0,0528	0,0868	0,0092	0,0068	0,0651	0,0060	0,2570
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0125	0,0861	0,0768	0,0671	0,0921	0,0114	0,0117	0,0508	0,0095	0,4444
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0233	0,0518	0,0509	0,0517	0,0920	0,0217	0,0230	0,0685	0,0184	0,7924
0,010:0,010:0,010:0,010:0,433:0,433:0,896:0,896	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0046	0,0964	0,0736	0,0715	0,0861	0,0113	0,0040	0,0483	0,0025	0,5946
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0056	0,0589	0,0546	0,0529	0,1014	0,0079	0,0054	0,1113	0,0052	0,2023
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0135	0,0941	0,0799	0,0707	0,0987	0,0153	0,0131	0,1012	0,0122	0,6978
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0231	0,0485	0,0481	0,0482	0,0984	0,0254	0,0225	0,0942	0,0198	0,9567
0,041:0,094:0,174:0,284:0,433:0,632:0,632:0,896	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0043	0,0765	0,0720	0,0627	0,0739	0,0075	0,0044	0,0439	0,0042	0,0265
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0068	0,0578	0,0566	0,0538	0,0769	0,0104	0,0065	0,0501	0,0066	0,0626
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0117	0,0826	0,0760	0,0648	0,0776	0,0130	0,0115	0,0436	0,0107	0,1586
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0208	0,0515	0,0505	0,0513	0,0774	0,0233	0,0203	0,0565	0,0189	0,4366
0,041:0,041:0,041:0,174:0,174:0,896:0,896:0,896	3/5/10/20/25/30/80/100	0,0050	0,0785	0,0716	0,0634	0,0948	0,0064	0,0047	0,0546	0,0049	0,0426
	5/10/20/20/25/80/90/100	0,0050	0,0594	0,0556	0,0538	0,0971	0,0071	0,0049	0,0667	0,0052	0,0925
	3/5/10/80/80/90/100/100	0,0140	0,0900	0,0808	0,0693	0,0956	0,0144	0,0137	0,0534	0,0123	0,5596
	20/25/30/80/90/90/100/100	0,0251	0,0516	0,0510	0,0515	0,0949	0,0256	0,0247	0,0656	0,0217	0,8888

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James second-order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Grup varyansların homojen olmadığı ve verilerin normal dağılıma uygunluk göstermediği ($\ln N(\mu_1 = \dots = \mu_8 = 1; \sigma_1^2: \dots: \sigma_8^2 = 1: 1: 1: 1: 1: 1: 1: 2 \sim 1: 2: 2: 4: 4: 8: 8: 10: 10)$) durumda, sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda testlerin Tip- I hata yönünden performansları Tablo 45’te verilmiştir. Tablo 45, Tablo 39 ve Tablo 42’den farklı olarak grup varyanslarındaki farklılaşma miktarıyla birlikte gruplara ait gözlem sayılarının aynı miktarda farklılaşmadığı durumları içermektedir. Tablo 45’te, gruplardaki gözlem kombinasyonlarının aşırı farklılaştığı durumlar dışında performanslarıyla öne çıkan Welch testi, AG testi ve JSO testlerinin gruplardaki birim sayılarının küçük olarak kabul edilebileceği $n_1: \dots: n_8 = 15: 14: 12: 11: 9: 7: 5: 3$ gözlem kombinasyonu dışındaki tüm senaryolarda Tip- I hata düzeyini koruma eğiliminde oldukları görülmektedir. Ters eşleme senaryolarında F testi, BF, KW testi, K testinin permütasyon versiyonu, VW ve Savage testlerinin ise Tip- I hatayı nominal düzeyde koruyamadıkları görülmüştür.

Tablo 45- $b_1: \dots: b_8 = 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,10: 0,20 \sim 0,20: 0,20: 0,20: 0,40: 0,40: 0,80: 0,80: 0,80, \sigma^2(Y_1): \dots: \sigma^2(Y_8) = 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,010: 0,041 \sim 0,041: 0,041: 0,174: 0,174: 0,896: 0,896: 0,896, E(Y_1) = \dots = E(Y_8) = 1$, örneklem büyüklüğünün ters eşleme ($n_1 = \dots \neq n_8$) olduğu log-normal dağılıma sahip $k=8$ grup için Tip- I hata oranları

σ^2	N	F	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₅	T ₆	T ₇	T ₈	T ₉
0,10:0,10:0,10:0,10:0,10:0,10:0,20	15/14/12/11/9/7/5/3	0,1517	0,0921	0,0702	0,0738	0,0785	0,0747	0,1515	0,0404	0,0897	0,1369
	30/29/28/26/25/24/22/20	0,0908	0,0506	0,0496	0,0504	0,0691	0,0613	0,0867	0,0499	0,0639	0,2562
	85/80/75/70/65/60/55/50	0,0960	0,0509	0,0508	0,0509	0,0737	0,0628	0,0948	0,0482	0,0683	0,5945
	100/95/90/85/80/75/65/60	0,0973	0,0505	0,0503	0,0505	0,0731	0,0626	0,0959	0,0502	0,0686	0,6786
0,10:0,10:0,10:0,10:0,10:0,10:0,30	15/14/12/11/9/7/5/3	0,2716	0,0937	0,0667	0,0728	0,1033	0,0903	0,2694	0,0400	0,1315	0,2212
	30/29/28/26/25/24/22/20	0,1391	0,0511	0,0497	0,0508	0,0954	0,0701	0,1354	0,0497	0,0706	0,4700
	85/80/75/70/65/60/55/50	0,1446	0,0500	0,0499	0,0499	0,0999	0,0688	0,1433	0,0496	0,0702	0,8763
	100/95/90/85/80/75/65/60	0,1488	0,0515	0,0511	0,0515	0,1035	0,0705	0,1476	0,0513	0,0735	0,9273
0,10:0,10:0,10:0,10:0,10:0,10:0,50	15/14/12/11/9/7/5/3	0,4220	0,0965	0,0648	0,0745	0,1143	0,1124	0,4163	0,0403	0,1854	0,3142
	30/29/28/26/25/24/22/20	0,1918	0,0529	0,0521	0,0528	0,1183	0,0802	0,1881	0,0496	0,0762	0,6444
	85/80/75/70/65/60/55/50	0,1996	0,0496	0,0494	0,0496	0,1311	0,0791	0,1988	0,0506	0,0773	0,9672
	100/95/90/85/80/75/65/60	0,1970	0,0515	0,0517	0,0515	0,1305	0,0824	0,1961	0,0520	0,0805	0,9859
0,10:0,10:0,10:0,10:0,10:0,10:0,70	15/14/12/11/9/7/5/3	0,4837	0,0970	0,0606	0,0740	0,1020	0,1185	0,4743	0,0408	0,2045	0,3612
	30/29/28/26/25/24/22/20	0,2104	0,0511	0,0498	0,0511	0,1233	0,0818	0,2070	0,0487	0,0761	0,7074
	85/80/75/70/65/60/55/50	0,2484	0,0502	0,0509	0,0510	0,1361	0,0827	0,2163	0,0542	0,0812	0,9832
	100/95/90/85/80/75/65/60	0,2197	0,0501	0,0496	0,0501	0,1395	0,0833	0,2187	0,0525	0,0784	0,9940
0,10:0,10:0,10:0,30:0,30:0,30:0,50:0,50	15/14/12/11/9/7/5/3	0,3293	0,1012	0,0629	0,0768	0,0722	0,1621	0,3289	0,0502	0,1881	0,3930
	30/29/28/26/25/24/22/20	0,1334	0,0517	0,0495	0,0511	0,0819	0,0951	0,1287	0,0625	0,0921	0,6433
	85/80/75/70/65/60/55/50	0,1472	0,0506	0,0501	0,0505	0,0865	0,1023	0,1454	0,0617	0,1038	0,9931
	100/95/90/85/80/75/65/60	0,1490	0,0516	0,0513	0,0515	0,0878	0,1009	0,1476	0,0641	0,1039	0,9987
0,10:0,10:0,10:0,10:0,60:0,60:0,80:0,80	15/14/12/11/9/7/5/3	0,4004	0,1022	0,0566	0,0773	0,0704	0,1991	0,3999	0,0476	0,2240	0,5225
	30/29/28/26/25/24/22/20	0,1538	0,0522	0,0499	0,0518	0,0929	0,1158	0,1490	0,0694	0,1075	0,8047
	85/80/75/70/65/60/55/50	0,1684	0,0511	0,0508	0,0510	0,0950	0,1227	0,1665	0,0682	0,1177	0,9996
	100/95/90/85/80/75/65/60	0,1660	0,0498	0,0493	0,0497	0,0954	0,1172	0,1644	0,0660	0,1140	0,9999
0,20:0,30:0,40:0,50:0,60:0,70:0,70:0,80	15/14/12/11/9/7/5/3	0,2492	0,0976	0,0680	0,0753	0,0652	0,1355	0,2487	0,0480	0,1558	0,2929
	30/29/28/26/25/24/22/20	0,1068	0,0509	0,0490	0,0503	0,0709	0,0832	0,1019	0,0576	0,0835	0,4412
	85/80/75/70/65/60/55/50	0,1176	0,0480	0,0476	0,0479	0,0723	0,0862	0,1159	0,0602	0,0913	0,9403
	100/95/90/85/80/75/65/60	0,1203	0,0512	0,0507	0,0511	0,0759	0,0881	0,1191	0,0612	0,0950	0,9756
0,20:0,20:0,20:0,40:0,40:0,80:0,80:0,80	15/14/12/11/9/7/5/3	0,3385	0,0993	0,0629	0,0760	0,0665	0,1609	0,3389	0,0453	0,1887	0,4174
	30/29/28/26/25/24/22/20	0,1405	0,0524	0,0507	0,0519	0,0900	0,0967	0,1360	0,0593	0,0959	0,6829
	85/80/75/70/65/60/55/50	0,1565	0,0509	0,0507	0,0508	0,0917	0,1048	0,1544	0,0615	0,1082	0,9945
	100/95/90/85/80/75/65/60	0,1515	0,0524	0,0518	0,0523	0,0895	0,1004	0,1496	0,0608	0,1042	0,9987

T₁: Welch Testi, T₂: Alexander Govern Testi, T₃: James second-order Testi, T₄: Brown-Forsythe Testi, T₅: Kruskal-Wallis Testi, T₆: Kruskal-Wallis Testinin Permutasyon Versiyonu, T₇: Mood'un Medyan Testi, T₈: van der Waerden Testi, T₉: Savage Testi

Varyansların homojenliği ve normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlanmadığı, gruplardaki birim sayılarının eşit olmadığı gözlem kombinasyonlarını içeren Tablo 37, Tablo 40 ve Tablo 43'te yer verilen simülasyon senaryoları incelendiğinde beklenildiği üzere F testi grup varyanslarındaki bozulmadan fazlaca etkilenmiş ve Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuş ve oldukça sapmalı sonuçlar vermiştir. Peterson kriterine göre belirlenen performansları dikkate alındığında AG testinin F testinin bu deneme düzenlerinde en iyi alternatifi olduğu ve üç grup, beş grup ve sekiz grup arasında yapılan karşılaştırmalarda sırasıyla %4,51-%5,17, %4,68-%5,20 ve %4,83-%5,17 Tip- I hata olasılığını gerçekleştirdiği görülmüştür. Çalışmada yer verilen diğer testlerden, F testinin bu deneme düzenindeki AG testisinden sonraki alternatifleri JSO ve Welch testleri olarak görülebilir. JSO testi üç, beş ve sekiz gruplu deneme düzenlerinde başlangıçta $\alpha=0,05$ olarak belirlenen Tip- I hata olasılığını sırasıyla %4,86-%5,48, %4,82-%5,36 ve %4,88-%5,21 düzeyinde üretmiştir. Welch testi ise ilgili Tip- I hata olasılığını sırasıyla 4,59-%5,33, %4,83-%5,49 ve %4,88-%5,22 düzeyinde ürettiği görülmektedir. Bu testler dışında çalışmada yer verilen F testinin parametrik olan ve olmayan alternatifleri Tip- I hatayı koruma yönünde genel olarak sapmalı sonuçlar vermiş ve performansları yeterli görülmemiştir.

Tablo 38, Tablo 41 ve Tablo 44'te normal dağılıma uygunluk ön şartının ve varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği, gruplardaki birim sayılarının aşırı bir şekilde farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryolarına yer verilmiştir. Karşılaştırılan testlerin, gruplardaki birim sayılarında gözlenen farklılaşmanın aşırı olması durumunda, performanslarının olumsuz yönde etkilendiği ve sapmalı sonuçlar verdikleri gözlenmiştir. Tablo 40-42 incelendiğinde F testine alternatif olabilecek bir test önerilememektedir.

Normal dağılıma uygunluk ön şartının ve varyansların homojenliği varsayımının sağlanmadığı grup varyanslarındaki farklılaşma miktarıyla birlikte gruplara ait gözlem sayılarının aynı miktarda farklılaşmadığı simülasyon senaryoları Tablo 39, Tablo 42 ve Tablo 45'te incelenmiştir. Beklenildiği üzere F testi grup varyanslarındaki bozulmadan fazlaca etkilenmiş ve Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuş ve oldukça sapmalı sonuçlar vermiştir. Peterson kriterine göre belirlenen performansları dikkate alındığında en iyi alternatifi

F testinin bu deneme düzenlerinde en iyi alternatifi AG testi olduğu, daha sonra JSO ve Welch testlerinin olduğu görülmüştür. AG testi üç, beş ve sekiz gruplu deneme düzenlerinde başlangıçta $\alpha=0,05$ olarak belirlenen ilgili Tip- I hata olasılığını sırasıyla %4,84-%5,25, %4,79-%5,41 ve %4,87-%5,23 düzeyinde üretmiştir. JSO testi, ilgili Tip- I hata olasılığını sırasıyla %4,80-%5,29, %4,76-%5,21 ve %4,79-%5,28 düzeyinde üretmiştir. Welch testinin ise Tip- I hata olasılığını sırasıyla %4,79-%5,19, %4,77-%5,45 ve %4,78-%5,48 düzeyinde ürettiği görülmektedir. Üç grup arasında yapılan karşılaştırmalar sonucunda KW testi, KW testinin permütasyon versiyonu ve Savage testi hiçbir ters eşleme simülasyon senaryosunda deneme öncesinde benimsenen Tip- I hata düzeyini belirlenen kriterlere göre tahmin edememiştir. Karşılaştırılan grup sayısı beş ve sekiz olduğunda bu testlere ek olarak VW testinin de hiçbir simülasyon senaryosunda Tip- I hatayı koruyamamıştır.

5. TARTIŞMA ve SONUÇ

İstatistiksel veri analizinin en önemli adımlarından bir tanesi, veriyi analiz etmek için kullanılacak olan test prosedürünün parametrik veya parametrik olmayan bir test olup olmadığına karar vermektir. Parametrik testler, verilerin aralıklı veya oransal ölçekle ölçülmüş olmasını gerektiren, belirli varsayımların sağlanması sonucunda uygulanabilen istatistiksel yöntemlerdir. Parametrik olmayan testler ise parametrik testlerin uygulanabilmesi için gerekli varsayımların sağlanmadığı durumlarda alternatif olarak tercih edilen, istatistiksel prosedürlerdir.

Parametrik bir test olan varyans analizi, ikiden fazla anakütle ortalamasının karşılaştırılması amacıyla kullanılmakta olup, bu amaç doğrultusunda en sık kullanılan, en önemli istatistiksel yöntemlerden birisidir (Luepsen, 2017; Peterson, 1968). Varyans analizinin uygulanabilmesi için gerekli olan varsayımlar; gözlem değerlerinin bağımsızlığı, ortalamaları karşılaştırılacak olan örneklemelerin geldiği anakütlelerin normal dağılıma uygunluk göstermesi ve anakütle varyanslarının homojen olması şeklinde sıralanabilir (Moder, 2010).

Parametrik testleri doğru bir şekilde kullanmak için testlerin kullanımında gerekli olan varsayımların kontrol edilmesi süreci oldukça önem taşımaktadır (Leech ve Onwuegbuzie, 2002). Uygulamalarda, varsayımların ihlal edildiği durumlarda sorunlar ortaya çıkmakta; bu da Tip- I hatanın artmasına ve eş zamanlı olarak testin gücünün azalmasına dolayısıyla da araştırmacının hatalı sonuçlar elde ederek yanlış yönlendirilmesine neden olmaktadır (Bishop ve Dudewicz, 1978; Patrick, 2007; Piepho, 1996). Bu durumda parametrik olmayan testlere yönelmek alternatif bir strateji olarak kabul edilmektedir.

Parametrik olmayan testler; parametreye, belirli bir dağılıma ve varyansa dayanmayan, genellikle gözlenen veriler yerine bu gözlenen verilerin küçükten büyüğe doğru sıralanarak ve her birine sıra numarası verilerek, hesaplamaların bu sıra

numaraları üzerinden yapıldığı esnek istatistiksel yöntemlerdir (McSeeney ve Katz, 1978).

Literatürde F testiyle birlikte, bu testin uygulanması için gerekli olan varsayımların ihlal edildiği durumlarda uygulanabilecek çeşitli alternatiflerinin karşılaştırmalı performanslarını içeren çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Moder (2010) çalışmasında varyansların homojen olmadığı, örneklem büyüklüklerinin dengeli ve dengeli olmadığı durumda tek yönlü varyans analizine alternatif olarak önerilebilecek konum parametresini karşılaştırmayı hedefleyen uygun bir test bulmayı önermeyi amaçlamıştır. Liu (2015) çalışmasında, varyansların homojen olmadığı durumlarda, örneklem büyüklüğünün eşit olduğu ve eşit olmadığı, verilerin dağılımının normal dağılıma uygunluk gösterdiği ve göstermediği durumlarda Tip- I hata ve güç bakımından en uygun yöntemi bulmak için F testi, Welch testi ve Kruskal-Wallis testinin performanslarını karşılaştırmıştır. Blanca ve ark. (2017), normal dağılıma uygunluk varsayımının ihlal edildiği durumlar F testinin sağlam bir test olup olmadığını araştırmıştır.

Çalışmamızda, bir yönlü varyans analizinin parametrik ve parametrik olmayan alternatifleri arasında olup literatürde yer alan 9 adet istatistiksel testin F testiyle karşılaştırmalı bir şekilde Tip- I hata performanslarının incelenmesi amaçlanmıştır. Testlerin Tip- I hatayı koruma yönünden performanslarının; varyansların homojen ve heterojen olduğu, örneklem büyüklüklerinin dengeli ve dengeli olmadığı, verilerin dağılımının normal dağılıma uygun olduğu ve normal dağılımdan uzaklaştığı durumlarda karşılaştırılacak olan grup sayılarının değişmesi ile birlikte nasıl etkilendiği incelenmiştir.

Normal dağılıma uygunluk ve varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, gruptaki birim sayılarının eşit, eşit olmadığı ve aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde beklenildiği üzere F testi; mevcut parametrik ve parametrik olmayan alternatifleri dikkate alındığında başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$) yani nominal düzeyi tahmin etme adına Peterson performans değerlendirme kriterine göre en yeterli performansı gösteren testtir. Liu (2015) ve Mendeş (2002) çalışmamızla uyumlu olarak F testinin Tip- I hata açısından varyansların homojen olduğu, verilerin normal dağılıma

uygunluk gösterdiği ve karşılaştırılacak olan gruplardaki birim sayılarının eşit ya da eşit olmadığı senaryoları içeren simülasyon çalışmalarında da en iyi sonucu veren test prosedürü olduğunu belirtmiştir. İlgili literatürlere ek olarak çalışmamızda farklı bir senaryo varyasyonu olarak, karşılaştırılacak olan gruplardaki birim sayısının aşırı farklılık gösterdiği senaryolar da dikkate alınmış ve F testinin bu kapsamda da Tip- I hatayı korumaya yönelik en yeterli performansı gösterdiği görülmüştür. Bu durumda F testinin normal dağılıma uygunluk ve varyansların homojenliğinin sağlandığı durumlarda gruplardaki birim sayısının dengeli olmayışından ya da bu farklılığının aşırı bir düzeyde olmasından da etkilenmeden Tip- I hatayı koruma eğiliminde olduğu söylenebilir. Varyansların homojenlik varsayımının gerçekleşmediği simülasyon senaryoları incelendiğinde beklenildiği üzere F testi grup varyanslarındaki bozulmadan fazlaca etkilenmiş ve Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuş ve oldukça sapmalı sonuçlar vermiştir. Tez çalışmamızın sonuçları, varyansların homojen olmaması durumunda F testinin Tip- I hatayı koruma adına performansının yetersiz kaldığı yönünde bulguları raporlayan Buning (1997), Liu (2015), Mendeş (2002), Mendeş ve Akkartal (2010), Moder (2010), Patrick (2007), yaptığı çalışmalar ile benzer sonuçlara ulaşmakta ve literatürü doğrular nitelikte katkı yapmaktadır. Log-normal dağılıma uygunluk gösteren ve varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, gruplardaki birim sayılarının eşit, eşit olmadığı ve aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde beklenildiği üzere F testi mevcut parametrik ve parametrik olmayan alternatifleri dikkate alındığında başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$) yani nominal düzeyi tahmin etme adına en başarılı performansı gösteren testtir. Black ve ark. (2010), Blanca ve ark. (2017), Clinch ve Keselman (1982), Feir-Walsh ve Thoothaker (1974), Gamage ve Weerahandi (1998), Kanji (1976), Lantz (2013) Patrick (2007) ve Schmider ve ark. (2010) çalışmalarında benzer sonuca ulaşmışlar ve normal dağılıma uygunluk varsayımının ihlal edildiği durumlar da F testinin denemeler öncesi belirlenen $\alpha=0,05$ düzeyini koruma eğiliminde olduğunu raporlamışlardır. Varyansların homojenliği varsayımının ihlal edildiği simülasyon senaryoları incelendiğinde, beklenildiği üzere F testi grup varyanslarındaki bozulmadan fazlaca etkilenmiş ve Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuş ve oldukça sapmalı sonuçlar vermiştir. Bishop ve Dudewicz

(1978), Blanca ve ark. (2017), Brown ve Forsythe (1974), Buning (1997), Debeuckelaer (1996), Lee ve Ahn (2003), Li ve ark. (2011), Lu ve Mathew (2007), Markowski (1990), Rogan ve Keselman (1977), Tomarken ve Serlin (1986) çalışmalarında benzer sonuca ulaşmışlardır. Bu bulgular ışığında F testinin verinin uygunluk gösterdiği dağılımın normal dağılımdan farklılaşması, karşılaştırılacak olan gruplardaki birim sayılarının dengeli olmayışı ve hatta aşırı farklılık göstermesi durumunda bile Tip- I hatayı koruma yönünde sağlamlık gösterdiği ancak karşılaştırılacak olan grupların varyanslarının homojenliğine dair varsayımın ihlal edilmesi durumunda ise performansının oldukça yetersiz kaldığı ve nominal düzeyi tahmin etmek adına oldukça sapmalı sonuçlar verdiği görülmüştür. Çalışmamızda karşılaştırılacak olan grup sayısındaki değişimin de Tip- I hatayı koruma yönündeki performans üzerindeki etkisi incelenmiş ancak F testinin performansının karşılaştırılacak olan grup sayısından etkilenmediği sonucuna varılmıştır. Bu durumda varyansların homojenliğinin ihlalinin F testinin performansı üzerindeki etkisinin, normal dağılıma uygunluk varsayımının ihlalinden daha fazla olduğu görülmektedir.

Welch testi, normal dağılıma uygunluk varsayımının ihlal edildiği ve karşılaştırılacak olan grupların varyanslarının homojen olmadığı durumlarda F testine alternatif olarak önerilen bir prosedürdür. Çalışmamızda normal dağılıma uygunluk ve varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, gruplardaki birim sayılarının eşit olduğu, eşit olmadığı ve aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde Welch testi Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuş ve oldukça sapmalı sonuçlar vermiştir. Normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlandığı ancak varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği, gruplardaki birim sayılarının eşit ya da farklı olduğu gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları sonucunda Welch testinin performansı Peterson kriterine göre incelendiğinde, F testinin bu deneme düzenlerinde en iyi alternatiflerinden biri olduğu görülmüştür. Bu sonuçlara göre verinin uygunluk gösterdiği dağılım normal dağılımdan ayrılış gösterse bile grup varyanslarının heterojen olması durumunda Welch testinin performansının iyileştiği görülmektedir. Gans (1981), Gibbons ve Chakraborti (1991), Hartung ve ark. (2002), Harwell ve ark (1992), Lix ve ark. (1996) ve Penfield (1994) çalışmalarında da benzer bulguları raporlamışlardır. Çalışmamızda ek olarak karşılaştırılacak olan grup varyanslarının,

gruplardaki birim sayısının büyüklüğüne göre ters eşleme yapılarak gruplara atandığı varyasyonları içeren simülasyon senaryoları da incelenmiştir. Welch testinin bu sonuçlara göre performansı Peterson kriteri dikkate alınarak incelendiğinde, yine F testinin bu deneme düzenlerinde en iyi alternatiflerinden biri olduğu görülmüştür. Her ne kadar, varyansların homojen olmaması durumunda Tip- I hatayı koruma yönünde gösterdiği sağlamlık dikkate değer olsa da Welch testinin aynı istikrarı gruplardaki birim sayılarının aşırı olarak farklılık gösterdiği durumlarda devam ettiremediği ve Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olduğu görülmüştür.

Log-normal dağılıma uygunluk gösteren ve varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, gruplardaki birim sayılarının eşit, eşit olmadığı ve aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde Welch testi Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuştur. Varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği, gruplardaki birim sayılarının eşit, eşit olmadığı ve ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları Peterson kriterine göre incelendiğinde Welch testinin, F testinin bu deneme düzenlerinde en iyi alternatiflerinden biri olduğu görülmüştür. Bonett ve Price (2002), çalışmasında Welch testinin, her bir grupta 10 ve üzeri eşit sayıda örneklemin bulunduğu normal dağılıma uygunluk göstermeyen durumlarda sağlam bir test olduğu sonucuna ulaşmıştır. R. R. Wilcox ve ark. (1986) büyük standart sapma ve büyük örneklem büyüklüğüne sahip verilerde nominal Tip- I hataya yakın sonuçlar elde etmişlerdir. Bishop ve Dudewicz (1978), Brown ve Forsythe (1974), Buning (1997), Debeuckelaer (1996), Keselman ve ark. (1977), Levy (1978), Markowski (1990), Rafinetti (1996), Tomarken ve Serlin (1986), Wilcox ve ark. (1986) çalışmalarında benzer sonuca; Welch testinin, her iki varsayımın sağlanmadığı durumlarda daha iyi performans gösterdiğine ulaşmışlardır. Çalışmamızda da Welch testinin performansının özellikle grup varyanslarının homojen olmadığı durumda Tip- I hatayı koruma yönünde yeterli olduğu, aynı zamanda verinin uygunluk gösterdiği dağılımdan etkilenmediği; ancak bu performansın çalışmamızda yer verdiğimiz diğer test prosedürleri gibi gruplardaki birim sayılarının aşırı bir şekilde farklılaşmasından son derece olumsuz etkilendiği ve oldukça sapmalı sonuçlar vererek varyansların homojenliğinin ihlali karşısındaki sağlamlığını koruyamadığı görülmüştür.

Çalışmamızda karşılaştırılacak olan grup sayısındaki değişimin de Tip- I hatayı koruma yönündeki performans üzerindeki etkisi incelenmiş ancak Welch testinin performansının karşılaştırılacak olan grup sayısından etkilenmediği sonucuna varılmıştır.

Brown Forsythe (BF) testi, F testine alternatif olarak karşılaştırılacak olan grupların varyanslarının homojen olmadığı yönündeki senaryolar için önerilmiş bir prosedürdür (Forsythe, 1974). Normal dağılıma uygunluk ve varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, gruplardaki birim sayılarının eşit olmadığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde BF testinin başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$) yani nominal düzeyi tahmin etme adına yeterli bir performans gösterdiği görülmüştür. Alexander ve Govern (1994), Levy (1977), Levy (1978), Lix ve ark (1996), Lix ve Keselman (1998), McDonald (1999), Myser (1998), Scheffe (1959), Wilcox (1990), Winer ve ark. (1991) varyans analizi ile ilgili yaptıkları çalışmalarında, alternatif testler kullanılırken dağılım şekli ve örneklem büyüklüğünün de göz önüne alınması gerektiğini vurgulamışlardır. Gruplardaki birim sayılarının eşit olduğu ve aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde BF testi Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuştur. Bu da BF testinin performansı için gruplardaki birim sayısının eşit olup olmamasının önemli bir kriter olduğunu, gruplardaki birim sayılarının eşit olmaması durumunda ise özellikle bu farklılığın aşırı olarak gözlenmesi durumunda da yine test performansının bundan olumsuz yönde etkilenmesine neden olduğunu göstermektedir. Çalışmamızda, karşılaştırılacak olan gruplardaki birim sayısının aşırı olarak farklılık gösterdiği durumlardan özellikle gruplardan bir ve birkaçının birim sayısının $n=3$ ve $n=5$ olduğu durumlarda BF testinin performansının yetersiz olduğu görülmektedir. Normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlandığı ancak varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği, gruplardaki birim sayılarının eşit, eşit olmadığı, aşırı farklılık gösterdiği ve ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları Peterson kriterine göre incelendiğinde BF testi, Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde yetersiz kalmıştır.

Verilerin uygunluk gösterdiği dağılım türünün normal dağılımdan farklılaştığı durumlarda, varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, gruplardaki birim

sayılarının eşit olmadığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde BF testinin başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$) yani nominal düzeyi tahmin etme adına yine yeterli bir performans göstermiştir. Gruplardaki birim sayılarının eşit ve aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde BF testi Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuştur. Debeuckelaer (1996), normallik varsayımı ve varyans homojenliği varsayımından birinin sağlanamadığı ya da her ikisinin de sağlanamadığı durumda BF testinin F testine göre daha iyi sonuç verdiğini görülmüştür. Gammage ve Weerahandi (1998), Roth (1983), Steel ve ark. (1997) çalışmalarında grup varyanslarının homojen olmadığı durumlarda, R. R. Wilcox ve ark. (1986) büyük varyansa sahip grupların küçük örneklem büyüklüğüne sahip olduğu durumlarda, Oshima ve Algina (1992) varyansların homojenliği ve normallik varsayımının sağlanamadığı durumlarda gruplar arasında karşılaştırma yapabilmek için BF testinden yararlanılabileceğini belirtmişlerdir. Fakat çalışmamızdaki simülasyon senaryoları sonucunda BF testinin dağılımdan etkilenmeden, varyansların homojen olduğu ve gruplardaki gözlem sayılarının birbirine eşit olmadığı durumlarda Tip- I hatayı koruma yönündeki performansının yeterli olduğu sonucuna varılmıştır.

Myers (1998), normal dağılıma uygunluk ve varyansların homojenliğine ilişkin varsayımların yerine getirilemediği durumlarda F testine alternatif bir prosedür olarak Alexander-Govern (AG) testinin kullanılabileceğini ifade etmiştir. Normal dağılıma uygunluk ve varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, gruplardaki birim sayılarının eşit olduğu, eşit olmadığı ve aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde AG testinin Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönündeki performansının F testinin gerisinde kaldığı görülmüştür. Normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlandığı ancak varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği durumlarda AG testinin performansının gruplardaki birim sayısının eşit olmasından ya da farklılaşmasından etkilenmemiş ve çalışmada yer veriler testler arasında bu simülasyon senaryoları çerçevesinde en iyi düzeyde olduğu görülmüştür. Ancak gruplardaki birim sayılarındaki farklılaşmanın aşırı bir düzeyde gözlemlendiği ve gruplardaki birim sayısına göre ilgili varyans değerlerinin ters bir şekilde eşlenerek oluşturulduğu gözlem

kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları Peterson kriterine göre incelendiğinde AG testinin Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olduğu görülmektedir. Alexander ve Govern (1994), Myers (1998), Oshima ve Algina (1992) ve Wilcox (1989) çalışmalarında AG testinin, dağılımın normal dağılıma uygunluk göstermesi ancak varyans homojenliği ön şartlarının yerine getirilmediği durumlarda Tip- I hatayı koruma bakımından performansının yeterli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. DeShon ve Alexander (1996), normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlandığı ancak varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği durumlarda AG testinin F testinden daha iyi sonuçlar verdiğini ve bunun örneklem büyüklüklerinin eşit olup olmaması, varyansların homojenlikten sapma derecesi, grup varyansları ile örneklem sayıları arasında doğru ya da ters bir ilişkinin olması durumunda da geçerli olabileceğini belirtilmiştir.

Verilerin log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği ve varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, gruptaki birim sayılarının eşit ya da eşit olmadığı ve aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde AG testi Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde yeterli performans gösterememiş ve sapmalı sonuçlar vermiştir. Varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği, gruptaki birim sayılarının eşit ya da eşit olmadığı ve ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları Peterson kriterine göre incelendiğinde AG testinin, F testinin bu deneme düzenlerinde en iyi alternatiflerinden biri olduğu görülmüştür. Gruptaki birim sayılarının aşırı farklılık gösterdiği durumlarda ise Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuştur. Alexander ve Govern (1994), Oshima ve Algina (1992) ve Wilcox (1989) çalışmalarında normal dağılıma uygunluk ve varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği durumlarda AG testinin kullanılabilirliği için örneklem büyüklüğüne dikkat edilmesi gerektiğini belirtmişlerdir. Myers (1998) çalışmasında, AG testinin verilerin dağılım şeklinin simetrik olup olmamasından oldukça etkilendiği sonucunu elde etmiştir ve normal dağılıma uygunluk ve varyansların homojenliği varsayımının ihlal edildiği durumlarda AG testinin kullanılabilir olduğu sonucuna ulaşmıştır. Hsiung ve Olejnik (1994) ile Schneider ve Penfield (1997), AG, Welch ve JSO testlerini karşılaştırdıkları çalışmalarında, varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği ve grup

sayısının arttığı simülasyon çalışmalarında AG testinin daha iyi sonuçlar verdiği görülmüştür. Çalışmamızda AG testinin performansının verinin dağılımından daha etkin bir şekilde varyansların homojenliğinden daha çok etkilendiği; varyansların homojenliğinin bozulması durumunda Tip- I hatayı koruma eğiliminde bir tutum sergilediği söylenebilir. Bununla birlikte varyansların heterojen olduğu senaryolarda AG testinin performansının, karşılaştırılacak olan gruplardaki birim sayısının dengeli olmasından ya da olmamasından ve karşılaştırılacak olan grup sayısındaki değişimden etkilenmeden bu sağlamlığını sürdürdüğü görülmektedir. Ancak gruplardaki birim sayısının aşırı bir düzeyde farklılık gösterdiği durumlarda çalışmamızda yer verilen diğer testlerde olduğu gibi AG testinin de Tip- I hatayı koruma yönünde süreklilik gösteremediği görülmüş buna karşın; varyansların homojenliğinin ihlal edildiği durumda gözlemlenen sağlamlığının ise ters eşleme varyasyonlarını içeren senaryolarda öne çıktığı görülmüştür.

James Second Order (JSO), James (1951) tarafından F testine alternatif olarak önerilen parametrik bir testtir. Normal dağılıma uygunluk ve varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, gruplardaki birim sayılarının eşit, eşit olmadığı ve aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde JSO testi Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde yeterli performansı gösterememiştir. Normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlandığı ancak varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği, gruplardaki birim sayılarının eşit olduğu ya da olmadığı ve gruplardaki birim sayılarına göre varyans değerlerinin ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları Peterson kriterine göre incelendiğinde karşılaştırılan grup sayısının artmasıyla birlikte performansı olumsuz şekilde etkilenmiş olsa da JSO testinin bu deneme düzenlerinde, F testinin alternatifleri arasında gösterilebileceği düşünülmektedir. JSO testi, gruplardaki birim sayılarının aşırı farklılık gösterdiği durumlarda ise Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuştur. JSO testinin, verilerin dağılımının simetrik olduğu, varyansların homojenliği ön şartının sağlanmadığı durumlarda F testi yerine kullanılabilir iyi bir alternatif olduğu belirtilmiştir (Alexander ve Govern, 1994; Myers,1998). Cribbie ve ark. (2012) çalışmalarında JSO testinin karşılaştırılan gruplardaki birim sayılarının eşit olmadığı durumlarda, varyans heterojenliğinden etkilenmediği sonucunu elde etmişlerdir. Hsiung ve Olejnik (1996) ile Wang (1971)

çalışmalarında benzer sonuca ulaşmışlardır. Çalışmamız bu bulgulara ek olarak gruptaki birim sayısındaki farklılaşmanın düzeyinin aşırı olduğu durumlarda da (özellikle karşılaştırılacak olan grup ya da gruptan birkaçının birim sayısının $n=3$ ve $n=5$ olduğu durumlarda) JSO testinin performansının süreklilik gösteremediğini raporlayarak literatüre katkıda bulunmayı amaçlamaktadır.

Log-normal dağılıma uygunluk gösteren ve varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, gruptaki birim sayılarının eşit olduğu ya da eşit olmadığı ve aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde JSO testi Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde yine yeterli performansı gösterememiştir. Varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği, gruptaki birim sayılarının eşit olarak alındığı ya da alınmadığı ve ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları Peterson kriterine göre incelendiğinde JSO testinin, F testinin bu deneme düzenlerinde en iyi alternatiflerinden biri olduğu ifade edilebilir. Gruptaki birim sayılarının aşırı farklılık gösterdiği durumlarda Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde yine yeterli performansı gösterememiştir. Oshima ve Algina (1992) ile Wilcox (1989) çalışmalarında JSO testinin, normal dağılıma uygunluk göstermeyen, varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği durumlarda da kullanılabilen en iyi alternatif test olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Wilcox (1989) çalışmasında ek olarak grup varyanslarındaki farklılaşmanın artması durumunda JSO testinin, Tip- I hata düzeyini koruma yönünde en iyi performansı ortaya koyan testlerden biri olduğu sonucuna ulaşmış olsa da; çalışmamızda grup varyanslarındaki farklılaşma miktarıyla birlikte grupta ait gözlem sayılarının aşırı düzeyde farklılık gösterdiği senaryolar dışında gözlem sayısındaki farklılaşmanın Tip- I hatayı koruma yönündeki performansı üzerinde ileri derecede olumsuz etkiye sahip olmadığı ve Wilcox (1951)' un çalışmasını doğrular nitelikte bir performans gösterdiği ifade edilebilir. Aynı şekilde JSO testinin grup varyanslarının heterojenliği karşısında gösterdiği sağlamlık verinin dağılımından etkilenmemekte ancak karşılaştırılacak olan grup sayısındaki değişimin karşısında sürekliliğini devam ettirememektedir. Grup sayısındaki artış JSO testinin performansını olumsuz yönde etkilemektedir.

Normal dağılıma uygunluk ve varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, gruptaki birim sayılarının eşit olduğu ve eşit olmadığı gözlem kombinasyonlarını

içeren simülasyon senaryoları Peterson kriterine göre incelendiğinde Kruskal-Wallis (KW) testinin, F testinin bu deneme düzenlerinde en iyi alternatiflerinden biri olduğu görülmüştür. Gruplardaki birim sayılarının aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde KW testi, Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuştur. Bu da KW testinin performansı için gruplardaki birim sayısının eşit olup olmamasının önemli bir kriter olduğunu, gruplardaki birim sayılarının eşit olmaması durumunda ise özellikle bu farklılığın aşırı olarak gözlenmesi durumunda test performansının bundan olumsuz yönde etkilenmesine neden olduğunu göstermektedir. Çalışmamızda, karşılaştırılacak olan gruplardaki birim sayısının aşırı olarak farklılık gösterdiği durumlardan özellikle beş grup karşılaştırmasında birim sayısının $n=3$ ve $n=5$ olduğu durumlarda KW testinin performansının yetersiz olduğu görülmektedir. Normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlandığı ancak varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği, gruplardaki birim sayılarının eşit olduğu, eşit olmadığı, aşırı farklılık gösterdiği ve ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde KW testi grup varyanslarındaki bozulmadan fazlaca etkilenmiş ve Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuş ve oldukça sapmalı sonuçlar vermiştir. Tez çalışmamızda elde ettiğimiz sonuçlar, varyansların homojenliği ön şartının sağlanamadığı durumlarda KW testinin kullanılmasının, Tip- I hatayı nominal düzeyde koruyamadığını raporlayan Hoeffding (1951) ve Terry (1952) ile benzer bulunmuş ve literatürü destekler biçimdedir. Oshima ve Algina (1992), Tomarken ve Serlin (1986), Zimmerman (1998) de çalışmalarında varyansların homojen olmadığı ve örneklem büyüklükleri ile varyanslar arasında ters eşlemenin olması durumunda KW testinin performansının yeterli olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Log-normal dağılıma uygunluk gösteren ve varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, gruplardaki birim sayılarının eşit olduğu, eşit olmadığı ve aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde KW testinin bu sonuçlara göre performansı Peterson kriteri dikkate alınarak incelendiğinde, yine F testinin bu deneme düzenlerinde en iyi alternatiflerinden biri olduğu görülmüştür. Box and Anderson (1955), Lantz (2013), Lieberman (1997), Luh ve Guo (2000), Srivastava (1959), Tiku (1971),

Tiku ve Sing (1981), Jett ve Speer (2016) ve Wilcox (1995) çalışmalarında verilerin normal dağılıma uygunluk ön şartını sağlamadığı ancak varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı durumlarda, KW testinin tercih edilmesi gerektiğini belirterek tez çalışmamızı destekleyici sonuçlar elde etmişlerdir. KW testinin, varyansların homojenliği varsayımının sağlanmadığı gruptaki birim sayılarının eşit olarak alındığı ya da alınmadığı, gruptaki birim sayılarının aşırı farklılaştığı ve ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde grup varyanslarındaki bozulmalardan fazlaca etkilenmiş ve Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olduğu görülmüştür. Liu (2015) çalışmasında, tez çalışmamızla benzer sonuca ulaşmıştır ve varyansların heterojen olduğu, dağılımın normal dağılıma uygunluk göstermediği durumda KW testinin en kötü performansı sergilediğini belirtmiştir. Gruptaki birim sayılarına göre varyans değerlerinin ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları için Oshima ve Algina (1992), Tomarken ve Serlin (1986), Zimmerman (1998) da çalışmalarında benzer şekilde KW testinin performansının yeterli olmadığı sonucu raporlamışlardır. Hoeffding (1951) ve Terry (1952) de çalışmalarında varyansların homojenliği ön şartının sağlanmadığı durumlarda KW testinin kullanılmasının Tip- I hatanın korunamamasına yol açtığını belirtmiştir.

Normal dağılıma uygunluk ve varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, gruptaki birim sayılarının eşit olmadığı ve aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları Peterson kriterine göre incelendiğinde Kruskal-Wallis testinin permütasyon testi üzerine temellenen modifiye versiyonunun, bu deneme düzenlerinde F testi ile benzer sonuçlar verdiği ve F testinin en iyi alternatif olduğu görülmüştür. KW testinin permütasyon versiyonu, gruptaki birim sayılarının dengeli olması durumunda diğer gözlem kombinasyonlarından elde edilen sonuçlara göre Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde yeterli performansı sergileyememiştir. Normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlandığı ancak varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği, gruptaki birim sayılarının eşit, eşit olmadığı, aşırı farklılık gösterdiği ve ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde KW testinin permütasyon testi üzerine temellenen modifiye versiyonu Tip- I hatayı nominal

düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuş ve oldukça sapmalı sonuçlar vermiştir.

Log-normal dağılıma uygunluk gösteren ve varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, gruplardaki birim sayılarının eşit olmadığı ve aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde KW testinin permütasyon testi üzerine temellenen modifiye versiyonu başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$) tahmin etme adına başarılı bir performans göstermiştir. Gruplardaki birim sayılarının eşit olduğu gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde ise KW testinin permütasyon versiyonu, Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde yeterli performansı gösterememiştir. Varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği, gruplardaki birim sayılarının eşit, eşit olmadığı, aşırı farklılık gösterdiği ve ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde KW testinin permütasyon testi üzerine temellenen modifiye versiyonu Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuş ve oldukça sapmalı sonuçlar vermiştir.

Agresti (1992), Good (2000) ve Pesarin (2001) çalışmalarında permütasyon testinin normal dağılıma uygunluk ve varyansların homojenliği ön şartı gerektirdiğini, elde edilen Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruduğunu ve test istatistiklerinin sonuçlarının kesin olmasını sağlayan istatistiksel bir prosedürdür olduğunu belirtsele de çalışmamızda elde ettiğimiz sonuçlar KW testinin permütasyon versiyonunun verilerin normal dağılıma uygunluk ve varyansların homojenliği ön şartının sağlanmaması durumundan oldukça etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. Odiase ve Ogbonmwan (2005) çalışmasında permütasyon testinin, verilerin dağılımı için varsayım şartı gerektirmediğini, normal dağılıma uygunluk gösteren ve normal dağılıma uygunluk göstermeyen veriler üzerinde iyi bir performans gösterdiğini raporlamıştır.

Normal dağılıma uygunluk ve varyansların homojenliği ön şartlarının sağlandığı, gruplardaki birim sayılarının eşit olduğu, eşit olmadığı ve aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde Mood'un medyan testinin (MM) başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$)

yani nominal düzeyi tahmin etme adına yeterli bir performans gösterememiştir. Gruplardaki birim sayılarının eşit olduğu karşılaştırmalarda grup sayısındaki artış, MM testinin performansına olumlu yönde etki etse de Tip- I hatayı tahmin etme yönünden en yetersiz performanslardan bir tanesini ortaya koyan test olması bakımından F testi için alternatifi olarak önerilememektedir. Normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlandığı ancak varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği, gruplardaki birim sayısının eşit olduğu ve eşit olmadığı durumlarda karşılaştırılacak grup sayısının artması MM testinin performansını olumlu yönde etkilese de Tip- I hatayı koruma yönünde yeterli performans elde edilememiştir. MM testinin, gruplardaki birim sayılarının aşırı farklılık gösterdiği ve ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde, Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olduğu ve oldukça sapmalı sonuçlar verdiği görülmüştür.

Log-normal dağılıma uygunluk gösteren, varyansların homojenlik ön şartının sağlandığı ve homojenliği ön şartının sağlanmadığı gruplardaki birim sayılarının eşit olduğu, eşit olmadığı, aşırı farklılık gösterdiği ve ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde karşılaştırılan grup sayısı arttıkça performansının da iyileşmesine rağmen MM testi Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuştur. Jett ve Speer (2016) yürüttükleri simülasyon çalışmalarında MM testinin performansının Tip- I hatayı koruma yönünde yeterli olmadığını belirtmişler ve çalışmamızı destekleyici bulgularla raporlamışlardır.

Normal dağılıma uygunluk ve varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, gruplardaki birim sayılarının aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde Van der Waerden (VW) testi, başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$) yani nominal düzeyi tahmin etme adına başarılı performansı gösteren testtir. Luepsen (2017) çalışmasında grup varyansları ile gruplara ait gözlem sayılarının arasında ilişki olmadığı durumlarda VW testi, Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$) yani nominal düzeyi tahmin etme adına F testinden sonra en başarılı performansı gösteren test olduğunu belirtmiştir. Gruplardaki birim sayılarının aşırı farklılık gösterdiği durumda elde edilen sonuçlara göre gruplardaki birim sayılarının eşit olduğu ya da eşit olmadığı gözlem kombinasyonlarını içeren

simülasyon senaryoları Peterson kriterine göre incelendiğinde VW testinin Tip- I hatayı koruyamadığı sonucuna ulaşılmıştır. Birim sayının eşit olmadığı grup karşılaştırmalarında, birim sayısı 20’den büyük olduğunda VW testinin, Tip- I hatayı konservatif bir şekilde yani başlangıçta belirlenen Tip- I hata oranının ($\alpha=0,05$) altında tahmin etme eğiliminde olduğu görülmüştür fakat genel olarak değerlendirildiğinde performansının yeterli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlandığı ancak varyansların homojenliği varsayımının gerçekleşmediği, gruptaki birim sayılarının eşit olduğu, eşit olmadığı, aşırı farklılık gösterdiği ve ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde VW testinin Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuş ve oldukça sapmalı sonuçlar vermiştir.

Log-normal dağılıma uygunluk gösteren ve varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı, gruptaki birim sayılarının aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde VW testi, başlangıçta belirlenen Tip- I hatayı tahmin etme adına F ve KW testlerinden sonra en başarılı performansı gösteren testtir. Gruptaki birim sayılarının eşit olduğu ve eşit olmadığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde VW testi başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$) tahmin etme yeterli performansı gösterememiştir. Varyansların homojenliği varsayımının sağlanmadığı simülasyon senaryoları incelendiğinde VW testi, grup varyanslarındaki bozulmadan fazlaca etkilenmiş ve Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuş ve oldukça sapmalı sonuçlar vermiştir. Dijkstra (1987), çalışmasında varyansların heterojen olduğu ve dağılımın normal dağılıma uygunluk göstermediği verilerde VW testinin genel olarak iyi performans gösterdiğine dikkat çekse de çalışmamızda verilerin dağılımına bakılmaksızın VW testinin, grup varyanslarındaki bozulmadan fazlaca etkilenmiş olduğu görülmektedir.

Normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlandığı ancak varyansların homojen ve homojenliği ön şartının sağlanmadığı, gruptaki birim sayılarının eşit olduğu, eşit olmadığı, aşırı farklılık gösterdiği ve ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde Savage testi, Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde yeterli performansı sergileyememiştir ve oldukça sapmalı sonuçlar vermiştir.

Log-normal dağılıma uygunluk gösteren, varyansların homojenlik ön şartının sağlandığı ve homojenliği ön şartının sağlanmadığı gruplardaki birim sayılarının eşit, eşit olmadığı, aşırı farklılık gösterdiği ve ters eşleme yapıldığı gözlem kombinasyonlarını içeren simülasyon senaryoları incelendiğinde Savage testi Tip- I hatayı nominal düzeyde ($\alpha=0,05$) koruma yönünde başarısız olmuştur. Tez çalışmamız doğrultusunda, literatürde Savage testine ait incelenen bir çalışma bulunamamıştır. Çalışmamız, Savage testinin ise diğer testlere göre Tip- I hatayı koruma yönündeki performansının oldukça kötü ve sapmalı sonuçlar verdiğini raporlayarak literatüre katkıda bulunmayı amaçlamaktadır.

Çalışmamızda gerçekleştirilen simülasyon senaryoları incelendiğinde başlangıçta belirlenen Tip- I hata düzeyini ($\alpha=0,05$) yani nominal düzeyi tahmin etme adına Peterson performans değerlendirme kriterine göre aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir.

F testi, normal dağılıma uygunluk ve varyansların homojenliği ön şartının sağlandığı durumlarda beklenildiği üzere en başarılı performansı gösteren testtir. Veriler log-normal dağılıma uygunluk gösterdiği ve varyansların homojen olduğu durumlarda da diğer alternatif testlere göre en başarılı performansı gösteren testtir. Varyansların homojenliğinin ihlalinin F testinin performansı üzerindeki etkisinin, normal dağılıma uygunluk varsayımının ihlalinden daha fazla olduğu görülmüştür. Welch, AG ve JSO testlerinin verilerin ise dağılımından etkilenmedikleri, varyansların homojen olmadığı durumlarda ise Tip- I hatayı koruma yönünde eğilim gösterdikleri belirlenmiştir. BF testinin, verilerin normal ve log-normal dağılım gösterdiği, varyansların homojenlik ön şartının sağlandığı durumlarda ve karşılaştırılacak olan gruplardaki birim sayılarının eşit olmadığı durumlarda yeterli bir performans gösterdiği sonucuna varılmıştır. KW testinin Tip- I hatayı koruma yönündeki performansı üzerinde verilerin dağılımının etkili olmadığı, varyansların homojenliğinin ihlalinin ve gruplardaki birim sayılarının (eşit ve eşit olmadığı) etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. KW testinin permütasyon versiyonu, verilerin normal dağılıma uygunluk ön şartının sağlanması ya da sağlanmaması durumdan etkilenmemektedir; KW testi gibi varyansların homojenliği ihlalinden oldukça etkilenmektedir. Gruplardaki birim sayılarının eşit olmadığı ve aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonları için F testi için alternatif olarak önerilebilir. VW

testi, verilerin dađılımdan etkilenmemiş olup, grup varyanslarının homojen olduđu gruplardaki birim sayılarının aşırı farklılık gösterdiği gözlem kombinasyonlarında Tip- I hatayı koruma yönünde başarılı performans göstermiştir. VW testi, grup varyanslarındaki bozulmadan fazlaca etkilenmiştir. MM testi, karşılaştırılan grup sayısı arttıkça iyi performans gösterse de genel olarak Tip- I hatayı korumada başarılı bir performans gösterememiştir. Savage testinin ise diđer testlere göre Tip- I hatayı koruma yönündeki performanslarının oldukça kötü ve sapmalı sonuçlar verdiği elde edilmiştir.

6. KAYNAKLAR

- Agresti A. (1992) A survey of exact inference for contingency tables. *Statistical Science* 7:131-177.
- Alexander R., Govern D. (1994) A New and Simpler Approximation for ANOVA under Variance Heterogeneity. *Journal of Educational Statistics* 2: 91-101.
- Algina J., Olejnik S. (1986) Corrected Formulas for the K-Sample Siegel-Tukey and Klotz Tests. *The Journal of Experimental Education* 3:125-127.
- Bishop T., Dudewicz E. (1978.) Exact analysis of variance with unequal variances: test procedures and tables. *Technometrics* 20: 419-430.
- Blanca M. (2017) Non-normal data: Is ANOVA still a valid option? *Psicothema* 29 (4): 552-557.
- Bradley J. (1978) Robustness? *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology* 31: 144-152.
- Bradley J. V. (1968) *Distribution-Free Statistic*. 1st edition. London: Prentice Hall pp:1-388.
- Brain D., Patil G. (1988) *Applications in Ecology*. Editör: E. L. Crow, K. Shimizu 1st edition, Marcel Dekker, Inc. New York and Basel pp: 303-330.
- Brown G. W., Mood A. M. (1951) On Median Tests for Linear Hypotheses. *Proceedings of the Second Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, University of California Press. pp: 159-166
- Brown M., Forsythe A. (1974) The Small Sample Behavior of Some Statistics Which Test the Equality of Several Means. *Technometrics* 16: 129-132.
- Buning H. (1997) Robust Analysis of Variance. *Journal of Applied Statistics* 24: 319-332.
- Clinch J., Kesselman H. (1982) Parametric alternatives to the analysis of variance. *Journal of Educational Statistics* 7: 207-214.
- Conover W. (1999). *Practical Nonparametric Statistics*. 3rd Edition, Wiley, pp. 396-406.
- Conover W., Johnson M., Johnson M. (1981) A Comparative Study of Tests for Homogeneity of Variances, with Applications to the Outer Continental Shelf Bidding Data. *Technometrics* 4: 351-361.

- Cribbie R., Fiksenbaum L., Keselman H. et al (2012) Effect of non-normality on test statistics for one-way independent groups designs. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology* 56–73.
- DeBeuckelaer A. (1996). A closer examination on some parametric alternatives to the ANOVA F-test. *Statistical Papers*, 37(4), 291–305.
- DeShon J., Alexander R. (1996) Alternative procedures for testing regression slope homogeneity when group variances are unequal. *Psychological Methods* 1: 261-277.
- Desu M., Raghavarao D. (2003). *Nonparametric Statistical Methods For Complete and Censored Data*. 5th edition, CRC Press, Florida, pp:2 -384.
- Dijkstra J. B. (1987). *Analysis of means in some non-standard situations*. Technische Universiteit, Eindhoven DOI: 10.6100/IR272914.
- Efron B., Tibshirani R. (1994) *An Introduction to the Bootstrap*. 1st edition, New York: CRC Press, pp:3-456
- Pesarin F. (2001) *Multivariate Permutation Test With Application to Biostatistics*. 1st edition, New York: Wiley, pp: 1:432.
- Feir-Walsh B., Thoothaker L. (1974) An empirical comparison of the ANOVA F-test, normal scores test and Kruskal-Wallis test under violation of assumptions. *Educational and Psychological Measurement* 34: 789-799.
- Fisher R. A. (1935) *The Design of Experiments*. 1st edition, Edinburgh: Oliver and Boyd pp:1-263.
- Gamage J., & Weerahandi, S. (1998) Size performance of some tests in one-way ANOVA. *Communications in Statistics - Simulation and Computation* 27: 625-640.
- Gans DJ. (1981) Use of a Preliminary Test in Comparing Two Sample Means. *Communications in Statistics—Simulation and Computation* 10:163-174
- Gibbons J. D. (1991) Comparisons of the Mann–Whitney, Student’s t, and alternate t tests for means of normal distributions. *Journal of Experimental Education* 59: 258–267.
- Glass G., Peckham P., Sande J. (1972) Consequences of Failure to Meet Assumptions Underlying the Fixed Effects Analyses of Variance and Covariance. *Review of Educational Research* 42(3): 237-288.
- Good P. (1994) *Permutation Tests: A Practical Guide to Resampling Methods for Testing Hypotheses*. 2nd edition, New York: Springer pp:1-219.
- Good P. (2000) *Permutation tests: A practical guide to resampling methods for testing hypotheses* (2nd ed.), New York: Springer Verlag pp:1-235.
- Hajek J. (1969) *A Course in Nonparametric Statistics*. San Francisco: Holden-Day, 83.

- Hajek J. (1974) Asymptotic Sufficiency of the Vector of Ranks in the Bahadur Sense. *The Annals of Statistics* 2:75-83.
- Hartung J., Argaç D., Makambi K.H (2002) Small Sample Properties of Tests on Homogeneity in One-Way Anova and Meta-Analysis, *Biometrical Journal* 43:135-146.
- Harwell M. R. (1992) Summarizing Monte Carlo results in methodological research: The one- and two-factor fixed effects ANOVA cases. *Journal of Educational and Behavioral Statistics* 17: 315-339.
- Hecke T. V. (2010) Power Study of Anova versus Kruskal-Wallis Test. ResearchGate DOI: 10.1080/09720510.2012.10701623.
- Hill G. (1970) Algorithm 395. Student's t-distribution. *Communications of the ACM* 13(10): 617-619.
- Hoeffding W. (1951) "Optimum" nonparametric tests. Editör: Neyman J. 2nd edition. Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability. University of California pp: 83-92
- Hollander M., Wolfe D. (1973) *Nonparametric Statistical Methods*. 2nd edition NewYork: John Wiley & Sons pp:1-503
- Hsiung T.-H., Olejnik S. (1996) Type I Error Rates and Statistical Power for the James Second-Order Test and the Univariate F Test in Two-Way Fixed-Effects ANOVA Models under Heteroscedasticity and/or Nonnormality. *The Journal of Experimental Education* 65: 57-71.
- James G. S. (1951) The Comparison of Several Groups of Observations When the Ratios of the Population Variances are Unknown. *Biometrika*, 38 (3/4): 324-329.
- Jett D, Speer J (2016) Comparison of parametric and nonparametric tests for differences in distribution. *The NCUR*. 1765-1770
- Kanji G. (1976) Effect of non-normality on the power in analysis of variance: A simulation study. *International Journal of Mathematical Education in Science and Technology* 7: 155-160.
- Karagöz Y. (2010) The Power And Effectiveness Of Nonparametric Techniques. *Electronic Journal of Social Sciences* 33: 18-40.
- Karaman F. (2009) Generalization of Klotz's Test. *Journal of Applied Sciences*, 9: , 2916-2924.
- Keselman H., Rogan J., Fier-Walsh B. (1977) An evaluation of some non-parametric and parametric tests for location equality. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 30(2): 213-221.
- Kohr R., Games P. (1974) Robustness of the Analysis of Variance, the Welch Procedure and a Box Procedure to Heterogeneous Variances. *Journal of Experimental Education* 43:61-69.

- Krishnamoorthy K. (2006) Lognormal Distribution. 2nd edition. Handbook of Statistical Distributions with Applications U.S.A.: CRC Press. pp: 247-254.
- Krishnamoorthy K., Mathew T. (2003) Inferences on the means of lognormal distributions using generalized p-values and generalized confidence intervals. *Journal of Statistical Planning and Inference* 115: 103-121.
- Kruskal W. H., Wallis A. (1952) Use of Ranks in One-Criterion Variance Analysis. *Journal of the American Statistical Association* 47:583-621.
- Lantz B. (2013) The impact of sample non-normality on ANOVA and alternative methods. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology* 66: 224-244.
- Lee S., Ahn C. (2003) Modified ANOVA for unequal variances. *Communications in Statistics - Simulation and Computation* 32: 987-1004.
- Leech N. L., Onwuegbuzie A. (2002) A Call for Greater Use of Nonparametric Statistics. *Speeches/Meeting Papers*.
- Levy K. J. (1977) Pairwise comparisons involving unequal sample sizes associated with correlations, proportions or variance. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology* 30:137-139.
- Levy K. J. (1978) Some Empirical Power Results Associated with Welch's Robust Analysis of Variance Technique. *Journal of Statistical Computation and Simulation* 8:42-48.
- Levy K. J. (1979) Pairwise Comparisons Associated With the K Independent Sample Median Test. *The American Statistician* 33: 138-139.
- Li X. Wang J., Liang H. (2011) Comparison of several means: A fiducial based approach. *Computational Statistics and Data Analysis* 55: 1993-2002.
- Liu H. (2015) Comparing Welch's ANOVA, a Kruskal-Wallis test and traditional ANOVA in case of Heterogeneity of Variance (Master Thesis, Virginia Commonwealth University).
- Lix L.M, Keselman J.C., Keselman H.J. (1996) Consequences of Assumption Violations Revisited: A Quantitative Review of Alternatives to the One-Way Analysis of Variance F Test. *Review of Educational Research* 66:579-619.
- Lix L.M, Keselman H.J. (1998) To trim or not trim: Tests of location equality under heteroscedasticity and nonnormality. *Educational and Psychological Measurement* 58:409-429.
- Lu F., Mathew T. (2007) A parametric bootstrap approach for ANOVA with unequal variances: Fixed and random models. *Computational Statistics & Data Analysis* 51(12): 5731-5742.
- Luepsen H. (2017) Haiko Luepsen Comparison of nonparametric analysis of variance methods: A vote for van der Waerden. *Communications in Statistics - Simulation and Computation*, DOI: 10.1080/03610918.2017.1353613.

- Luh W., Guo J (2000) Approximate transformation trimmed mean methods to the test of simple linear regression slope equality. *Journal of Applied Statistics* 7:843-857.
- Mangiafico S. S. (2016) Summary and Analysis of Extension Program Evaluation in R, version 1.11.1, rcompanion.org/handbook. (03.03.2018).
- Markowski C. A. (1990) Conditions for the Effectiveness of a Preliminary Test of Variance. *The American Statistician* 44(4):322-326.
- Marozzi M. (2013) Nonparametric Simultaneous Tests for Location and Scale Testing: A Comparison of Several Methods. *Communications in Statistics - Simulation and Computation* 42:1298-1317.
- McDonald P (1999) Power, Type I and Type III Error Rates of Parametric and Nonparametric Statistical Tests. *The Journal of Experimental Education* 67:367-379.
- McSeeney M., Katz B. (1978) Nonparametric statistics; Use and nonuse. *Perceptual and Motor Skills*. SAGE Journals 46:1023-1032.
- Mendeş M. (2002) Normal Dağılım Ve Varyansların Homojenliği Ön Şartlarının Gerçekleşmediği Durumlarda Varyans Analizi Tekniğinin Yerine Kullanılabilecek Bazı Parametrik Testlerin Tip- I Hata Ve Testin Gücü Bakımından İrdelenmesi. (Doktora Tezi, Ankara Üniversitesi).
- Mendeş M., Akkartal E. (2010) Comparison of ANOVA F and WELCH tests with their respective permutation versions in terms of type I error rates and test power. *Kafkas Üniv Vet Fak Derg* 16 (5),711-716.
- Mielke Jr., P., Berry K. (2007) *Permutation Methods A Distance Function Approach*. 2nd edition, Springer Series in Statistics, USA, pp:111-114.
- Moder K. (2007) How to keep the Type I Error Rate in ANOVA if variances are heteroscedastic. *Austrian Journal of Statistics* 36:179–188.
- Moder K. (2010) Alternatives to F-Test in One Way ANOVA in case of Heterogeneity of Variances (a simulation study). *Psychological Test and Assessment Modeling* 52(4): 343-353.
- Moffitt S. D. (2017) *Strategic Analysis of Financial Markets (Cilt 11)*. USA: World Scientific Series in Finance.
- Morton B., Forsythe A. (1974) The Small Sample Behavior of Some Statistics Which Test the Equality of Several Means. *Technometrics*, Vol. 16, pp. 129-132.
- Myers L. (1998) Comparability of the James' Second-Order Approximation Tests and The Alexander and Govern a Statistic for Non-Normal Heteroscedastic Data. *Journal of Statistical Computation & Simulation* 60: 207-223.
- Odiase J., Ogbonmwan S. (2005) JMASM20: Exact Permutation Critical Values for The Kruskal-Wallis One-Way ANOVA. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, Article 28, 4(2): 609-620.

- Oshima T., Algina J. (1992) Type I Error Rates for James's Second-Order Test and Wilcoxon's Hm Test under Heteroscedasticity and Non-Normality. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology* 45(2): 255–263.
- Parra-Frutos I. (2013) Testing Homogeneity of Variances with Unequal Sample Sizes. *Comput Stat* 28: 1269-1297.
- Patrick J. (2007) Simulations to Analyze Type I Error and Power in The Anova F Test and Nonparametric Alternatives (Master's thesis, University of West Florida).
- Pearson E. S. (1931) The Analysis of Variance in Cases of Non-Normal Variation. *Biometrika* 23 pp. 114-133.
- Penfield D.A (1994) Choosing a two- sample location test. *The Journal of Experimental Education* 62:343-360.
- Peterson K. (2002) Six Modifications Of The Aligned Rank Transform Test For Interaction. *Journal of Modern Applied Statistical Methods* 100-109.
- Piepho H.- P. (1996) A Monte Carlo test for variance homogeneity in linear models. *Biometrical Journal* 38:461-473.
- R Development Core Team. (2018) R: A Language and Environment for Statistical Computing [Computer software manual]. Vienna, Austria: <http://www.Rproject.org>. (23.02.2019)
- Rafinetti R (1996) Demonstrating the Consequences of Violations of Assumptions in Between-Subjects Analysis of Variance. *Teaching of Psychology* 23-51:54
- Rogan J.C, Keselman H.J (1977) Is the ANOVA F-test robust to variance heterogeneity when sample sizes are equal? An investigation via a coefficient of variation. *American Educational Research Journal* 14:493-498.
- Roth A. J. (1983) Robust Trend Tests Derived and Simulated: Analogs of the Welch and Brown-Forsythe. *Journal of the American Statistical Association* 78: 972-980.
- Rublík F. (2005) The Multisample Version Of The Lepage Test. *Kybernetika* 41: 713-733.
- Satterthwaite F. E. (1941) Synthesis of Variance. *Psychometrika* 6(5): 309-316.
- Scheffe H (1959) *The Analysis of Variance*. 1st edition. John Willey & Sons Inc. New York., pp:1-477
- Schneider P.J, Penfield D.A (1997) Alexander and Govern's Asroximation: Providing an Alternative to ANOVA Under Variance Heterogeneity. *The Journal of Experimental Education* 65:271-286.
- Schider E., Ziegler M., Danay E. et al. (2010) Iit really robust? Reinvestigating the robustness of ANOVA against violations of the normal distribution assumption. *Methodology* (6):147-151

- Scholz F. W. , Stephens M. A. (1987) K-sample Anderson-Darling Tests. *Journal of the American Statistical Association* 399: 918–924.
- Schol F., Zhu A. (2017) K-Sample Rank Tests and their Combinations. R Package 'kSamples'. Available from <https://cran.r-project.org/web/packages/kSamples/kSamples.pdf> (26.01.2019)
- Steel R. T. (1997) *Principles and procedures of statistics*. 2nd edition, New York, USA: pp: 666.
- Steinhaus H. (1999) *Mathematical Snapshots*. 3rd edition. New York, Dover, pp: 285-290.
- Terry M.H (1952) Some rank order test which are most powerful against specific parametric alternatives. *Annals of Mathematical Statistics* 23: 346:366.
- Tomarken A., Serlin R. (1986) Comparison of ANOVA alternatives under variance heterogeneity and specific noncentrality structures. *Psychological Bulletin* 99(1): 90-99.
- van der Waerden B. (1953) Order Tests for The Two-Sample Problem, II, III, *Proceedings of the Koninklijke Nederlandse Akademie van Wetenschappen. Serie A*, 564, pp 303–310 ve pp 311–316.
- Wang Y.Y (1971) Probabilities of the Type I Error of the Welch Tests for the Behrens-Fisher Problem. *Journal of American Statistical Association* 66:605-608.
- Welch B. (1951) On the Comparison of Several Mean Values: An Alternative Approach. *Biometrika* 38: 330-336.
- Welch B. L. (1947) The Generalization of 'Student's' Problem when Several Different Population Variances are Involved. *Biometrika* 34(1-2):28-35.
- Wilcox R. R., Charlin V.L., Thompson K.L. (1986) New Monte Carlo Result on The Robustness of the ANOVA F, W and F* Statistics. *Journal of Statistical Computation and Simulation* 15:33-943.
- Wilcox R. R. (1995) ANOVA: A Paradigm for Low Power and Misleading Measures of Effect Size? *Review of Educational Research* 65:51-77.
- Wilcox R. R. (1998) A new alternative to the ANOVA F and new result on James's second-order method. *Journal of Mathematical and Statistical Psychology* 41:109-117.
- Winner B.J, Brown D.R., Michels K.M (1995) *Statistical Principles in Experimental Design*. 3rd edition. McGraw-Hill, Inc. pp:1-1057.
- Zimmerman D., Zumbo B. (1993) Rank transformations and the power of the student t test and welch t' test for non-normal populations with unequal variances. *Canadian Journal of Experimental Psychology*, 47: 523-539.

7. SİMGELER VE KISALTMALAR

AG: Alexander- Govern Testi

JSO: James Second-Order Testi

BF: Brown-Forsythe Testi

KW: Kruskal-Wallis Testi

KW testinin permütasyon testi üzerine temellenen modifiye versiyonu: Kruskal Wallis testinin permütasyon testi üzerine temellenen modifiye versiyonu

MM: Mood'un Medyan Testi

VW: Van der Waerden Testi

8. TEŞEKKÜR

Yüksek lisans eğitimim boyunca değerli yardımlarını benden esirgemeyen, her zaman yanımda olarak beni destekleyen hocam ve tez danışmanım sayın Doç. Dr. Gökhan OCAKOĞLU'na en içten saygı ve teşekkürlerimi sunarım.

Yüksek lisans eğitimim boyunca eğitimime katkıda bulunan anabilim dalımızdaki hocalarıma teşekkürlerimi sunarım.

Son olarak bu meşakkatli süreçte bana destek olan aileme ve arkadaşlarıma teşekkürü bir borç bilirim.

9.ÖZGEÇMİŞ

22 Ocak 1993 yılında Tekirdağ'da doğdum. Hacettepe Üniversitesi İstatistik bölümünden 2016 yılında şeref öğrencisi olarak mezun oldum. Aynı yıl Bursa Uludağ Üniversitesi Biyoistatistik Anabilim Dalında yüksek lisans eğitimime başladım.

BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ

TEZ ÇOĞALTMA VE ELEKTRONİK YAYIMLAMA İZİN FORMU

Yazar Adı Soyadı	Aslı Ceren MACUNLUOĞLU
Tez Adı	Bir Yönlü Varyans Analizine Alternatif Olan Parametrik ve Parametrik Olmayan k-Örneklem Test Prosedürlerinin Performanslarının Karşılaştırılması
Enstitü	Sağlık Bilimleri
Anabilim Dalı	Biyoistatistik
Tez Türü	Yüksek Lisans Tezi
Tez Danışman(lar)ı	Doç. Dr. Gökhan OCAKOĞLU
Çoğaltma (Fotokopi Çekim) İzni Kısıtlama	<input type="checkbox"/> Patent Kısıt (2 yıl) <input checked="" type="checkbox"/> Genel Kısıt (6 ay) <input type="checkbox"/> Tezimin elektronik ortamda yayımlanmasına izin veriyorum.

Hazırlamış olduğum tezimin belirttiğim hususlar dikkate alınarak, fikri mülkiyet haklarım saklı kalmak üzere Bursa Uludağ Üniversitesi Kütüphane ve Dokümantasyon Daire Başkanlığı tarafından hizmete sunulmasına izin verdiğimi beyan ederim.

Tarih: 01/08/2019

İmza:

