
GAZİ ÜNİVERSİTESİ
Gazi
1926

DENGELİ IXJ TASARIMLARI İÇİN SENKRONİZE PERMÜTASYON TESTLERİNDE YENİ BİR YAKLAŞIM

Dilşad YILDIZ KAÇAR

DOKTORA TEZİ
İSTATİSTİK ANA BİLİM DALI

GAZİ ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

AĞUSTOS 2021

ETİK BEYAN

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

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

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

Dilşad YILDIZ KAÇAR

06/08/2021

DENGELİ IXJ TASARIMLARI İÇİN SENKRONİZE PERMÜTASYON TESTLERİNDE YENİ BİR YAKLAŞIM

(Doktora Tezi)

Dilşad YILDIZ KAÇAR

GAZİ ÜNİVERSİTESİ

FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

Ağustos 2021

ÖZET

$I \times J$ faktöriyel tasarımlar iki faktör ve düzeylerinin çeşitli kombinasyonlarının yanıt değişkeni üzerindeki etkilerinin araştırıldığı deneydir. Başta mühendislik alanlarında olmak üzere, sağlık bilimleri, zootekni ve tarım araştırmalarında yaygın olarak kullanılan bu tasarımın en önemli avantajı, incelenen özelliği etkileyebileceği düşünülen faktörlerin hem ana etkilerini hem de etkileşimlerini en küçük hatayla tahmin edebilmesidir. İki yönlü ANOVA (Varyans Analizi) metodolojisi birçok araştırma alanlarında kullanılan deney tasarım teorisindeki önemli modellerden biridir . Yaygın olarak $I \times J$ faktöriyel tasarımlarda ana etki ve etkileşim etkisi İki yönlü ANOVA ile test edilir. İki yönlü ANOVA için gerekli varsayımlar sağlanmadığı durumlarda varsayımlardan etkilenmeyen permütasyon testleri parametrik olmayan bir yöntem olarak uygulanabilmektedir. Bu yöntemlerden biri olan Senkronize permütasyon testleri $I \times J$ faktöriyel tasarımlarında iki ana etki ve etkileşim etkisi için birbiri ile ilişkisiz üç ayrı tam test üretmektedir. Bu çalışmada, senkronize permütasyon testlerinin ana faktörlerin etkisi ve etkileşim etkisi için test istatistiklerinin sahip olduğu karesel form mutlak değer ile değiştirilrilerek yenilenmiştir. $I \times J$ dengeli faktöriyel tasarımlar için hata terimlerinin normal dağılıma sahip olmadığı durumlarda karesel form içeren test istatistiklerine sahip Senkronize permütasyon testi, mutlak değer fonksiyonu içeren test istatistiklerine sahip Senkronize permütasyon testi ve iki yönlü ANOVA I.tip hata ve testin gücü bakımından karşılaştırılmıştır. Senkronize permütasyon testinde permütasyon prosedürleri incelenmiş olup bu prosedürlerden kısıtlı senkronize permütasyonlara (CSP_s) alternatif olarak tekrar sayısı n>7 olduğu durumlar için rasgele seçimli permütasyon prosedürü önerilmiş ve bu yöntem senkronize permütasyon testi altında I.tip hata ve testin gücü bakımından kısıtlı senkronize permütasyonlar ile karşılaştırılmıştır.

Bilim Kodu	:	20507
Anahtar Kelimeler	:	İki yönlü ANOVA, Senkronize permütasyon testi, Permütasyon testi
Sayfa Adedi	:	166
Danışman	:	Prof. Dr. Hülya BAYRAK
2. Danışman	:	Prof. Dr. Fikri GÖKPINAR

A NEW APPROACH IN SYNCHRONIZED PERMUTATION TESTS FOR BALANCED IXJ DESIGNS

(Ph. D. Thesis)

Dilşad YILDIZ KAÇAR

GAZİ UNIVERSITY

GRADUATE SCHOOL OF NATURAL AND APPLIED SCIENCES

August 2021

ABSTRACT

$I \times J$ factorial designs are experiments in which the effects of various combinations of two factors and their levels on the response variable are examined. The most important advantage of this design, which is widely used in engineering, health sciences, zootechnical and agricultural research, is that it can predict both the main effects and interactions of the factors that are thought to affect the studied feature with the least error. Two-way ANOVA (Analysis of Variance) methodology is one of the important models in experiment design theory used in many research areas. In cases where the assumptions for two-way ANOVA are not provided, permutation tests that are not affected by the assumptions can be applied as a non-parametric method. Synchronized permutation tests provide three uncorrelated exact tests for two main effects and interaction effects in factorial designs. In this study, the square form of the test statistics for the effect of the main factors and the interaction effect of the synchronized permutation test was replaced with the absolute value function and for balanced $I \times J$ factorial designs, Synchronized permutation test with tests statistics containing square form, synchronized permutation test with tests statistics containing absolute value function and two-way ANOVA in cases where error terms are not normally distributed and normally distributed were compared in terms of Type I error rates and power of the test. At the same time, permutation procedures were examined in the synchronized permutation tests and a random selection permutation procedure was proposed as an alternative to constrained synchronized permutations (CSP_s) for cases where the number of replication is greater than 7 and this method was compared to the constrained synchronized permutations in terms of power and type I error rates of the synchronized permutation tests.

Science Code	:	20507
Key Words	:	Two-way ANOVA, Synchronized permutation tests, Permutation tests
Page Number	:	166
Supervisor	:	Prof. Dr. Hülya BAYRAK
Co-Supervisor	:	Prof. Dr. Fikri GÖKPINAR

TEŞEKKÜR

Her zaman yanımda olan ve bana desteklerini hiçbir zaman eksik etmeyen sevgili annem Gülüşan YILDIZ'a, babam Şadan Kemal YILDIZ'a ve kardeşim Samet Ali YILDIZ'a, akademik çalışmalarımda engin bilgisiyle bana yön verip her zaman yanımda olup beni desteklediği için danışman hocam Sayın Prof. Dr. Hülya BAYRAK'a, bu tez çalışmasında zamanını ve bilgisini benden eksik etmeyen eş danışmanım Sayın Prof. Dr. Fikri GÖKPINAR'a, tez izleme komitelerinde beni sabır ile dinleyerek çalışmama sundukları değerli katkılarından dolayı Sayın Prof. Dr. Serpil AKTAŞ ALTUNAY'a ve Sayın Prof. Dr. Hacı Hasan ÖRKCÜ'ye sonsuz teşekkürlerimi sunuyorum. Bu süreçte yanımda olan sevgili eşim Sadrettin KAÇAR'a ve tez çalışması sürecinde hayatıma dahil olan varlıklarıyla bu çalışmayı daha anlamlı kılan sevgili oğlum İbrahim Tuna ve kızım Zeynep Meriç'e teşekkür ediyorum.

İÇİNDEKİLER

Sayfa

ÖZET iv

ABSTRACT v

TEŞEKKÜR vi

İÇİNDEKİLER vii

ÇİZELGELERİN LİSTESİ ix

ŞEKİLLERİN LİSTESİ xiii

SİMGELER VE KISALTMALAR xxviii

1. GİRİŞ 1

2. DENEY TASARIMI 5

2.1. Faktöriyel Tasarımlar 6

2.1.1. *IxJ* faktöriyel tasarımlar 7

2.1.2. *IxJ* faktöriyel tasarımların istatistiksel analizi 9

3. PERMÜTASYON TESTİ 15

3.1. Sınrlı Permütasyon (Restricted Permutation) ve Senkronize Permütasyonlar 18

3.2. Test İstatistikleri 21

3.3. Kısıtlı ve Kısıtsız Senkronize Permütasyonlar 27

3.4. Rasgele Seçim ile Senkronize Permütasyon 33

3.5. Rasgele Permütasyonların Seçimi İçin Metod 34

3.6. Senkronize Permütasyon Testinde Test Istatistiklerine Yeni Bir Yaklaşım 36

3.6.1. Test istatistikleri 37

4. UYGULAMA 39

4.1. Simülasyon Çalışmalarının Tasarımı 39

4.2. Bulgular 44

5. SONUÇ VE ÖNERİLER 157

Sayfa

KAYNAKLAR 161

ÖZGEÇMİŞ 165

ÇİZELGELERİN LİSTESİ

Çizelge **Sayfa**

Çizelge 2.1. 3×4 faktöriyel tasarımı 7

Çizelge 2.2. Her kare toplamı için serbestlik dereceleri 10

Çizelge 2.3. İki faktörlü faktöriyel düzende, sabit etki modeli için ANOVA tablosu . 11

Çizelge 2.4. Pil tasarımı deneyi için dayanma süresi (saat olarak) 12

Çizelge 2.5. İki faktörlü faktöriyel düzende, sabit etki modeli için ANOVA tablosu . 12

Çizelge 3.1. Bir *2x2* tamamlanmış faktöriyel tasarım 28

Çizelge 3.2. y_{121} ve y_{221} gözlemlerinin karşılıklı yer değiştirdiği durum 29

Çizelge 3.3. y_{121} ve y_{222} gözlemlerinin karşılıklı yer değiştirdiği durum..... 29

Çizelge 3.4. y_{122} ve y_{221} gözlemlerinin karşılıklı yer değiştirdiği durum 30

Çizelge 3.5. y_{122} ve y_{222} gözlemlerinin karşılıklı yer değiştirdiği durum..... 30

Çizelge 3.6. y_{121}, y_{122} ile y_{221}, y_{222} gözlemlerinin karşılıklı yer değiştirdiği durum.... 31

Çizelge 3.7. Tekrar sayısı *n*=2 ile bir 2x2 tsasarımında tüm mümkün CSP_S listesi 31

Çizelge 3.8. Tekrar sayısı *n*=2 ile bir 2x2 tasarımında tüm mümkün USP_S listesi..... 32

Çizelge 3.9. CSP_s ile elde edilen permütasyonların toplam sayıları..... 33

Çizelge 4.1. Testin gücü için $\mu = 0$, $\forall b_j = 0$ ile farklı Δ etki değerleri 40

Çizelge 4.2. Testin gücü çalışması için farklı Δ etki değerleri 41

Çizelge 4.3. Hata terimleri farklı çarpık dağılımlardan geldiğinde güç simülasyonu için veri kümelerinde "Δ" farklı etkiler 43

Çizelge 4.4. *n*=5,7,10 ile 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) test istatistiklerinin deneysel I. tip hata oranları 45

Çizelge 4.5. *n*=5,7,10 ile 3x3 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olduğunda testlerin deneysel I.tip hata oranları 45

Çizelge **Sayfa**

Çizelge 4.6. *n*=5,7,10 ile 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olduğunda testlerin güç değerleri 46

Çizelge 4.7. *n*=5,7,10 ile 3x3 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olduğunda testlerin güç değerleri 47

Çizelge 4.8. *n*= 8,9,10 ile 3x2 tasarımında rasgele permütasyon yöntemiyle senkronize permütsyon testlerinin I. tip hata oranları 48

Çizelge 4.9. *n*= 8,9,10 ile 3x3 tasarımında rasgele permütasyon yöntemiyle senkronize permütasyon testlerinin I. tip hata oranları 49

Çizelge 4.10. *n*=8,9,10 ile 3x2 tasarımında CSP_s ile senkronize permütasyon testlerinin I. tip hata oranları 49

Çizelge 4.11. *n*=8,9,10 ile 3x3 tasarımında CSP_s ile senkronize permütasyon testlerinin I. tip hata oranları 50

Çizelge 4.12. *n*=8,9,10 ile 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace(0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olduğunda rasgele permütasyon yöntemiyle testlerin güç değerleri..... 51

Çizelge 4.13. *n*=8,9,10 ile 3x3 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olduğunda rasgele permütasyon yöntemiyle testlerin güç değerleri..... 52

Çizelge 4.14. *n*=8,9,10 ile 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olduğunda CSP_s yöntemiyle senkronize testlerinin güç değerleri..... 53

Çizelge 4.15. *n*=8,9,10 ile 3x3 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olduğunda CSP_s yöntemiyle senkronize testlerinin güç değerleri..... 54

Çizelge 4.16. Hata terimlerinin dağılımı Log-Normal ($\mu = 0, \sigma = 3$) olduğunda I. tip hata oranları..... 55

Çizelge 4.17. Hata terimlerinin dağılımı Log-Normal ($\mu = 0, \sigma = 2$) olduğunda I. tip hata oranları..... 57

Çizelge 4.18. Hata terimlerinin dağılımı Log-Normal ($\mu = 0, \sigma = 1,5$) olduğunda I. tip hata oranları..... 58

Çizelge 4.19. 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=2) olduğunda testlerin güç değerleri 59

Çizelge **Sayfa**

Çizelge 4.20. 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ =0, σ =3) olduğunda testlerin güç değerleri 64

Çizelge 4.21. 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ =0, σ =1,5) olduğunda testlerin güç değerleri 68

Çizelge 4.22. 3x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ =0, σ =2) olduğunda testlerin güç değerleri 73

Çizelge 4.23. 4x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ =0, σ =2) olduğunda testlerin güç değerleri 77

Çizelge 4.24. 3x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ =0, σ =3) olduğunda testlerin güç değerleri 81

Çizelge 4.25. 4x4 tasarımında Hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ =0, σ =3) olduğunda testlerin güç değerleri 85

Çizelge 4.26. 3x4 tasarımında Hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ =0, σ =1,5) olduğunda testlerin güç değerleri 89

Çizelge 4.27. 4x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ =0, σ =1,5) olduğunda testlerin güç değerleri 94

Çizelge 4.28. Hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss ($\mu = 1, \sigma = 0,05$) olduğunda I. tip hata oranları 98

Çizelge 4.29. Hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss ($\mu = 1, \sigma = 0,01$) olduğunda I. tip hata oranları 100

Çizelge 4.30. 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ =1, σ =0,05) olduğunda testlerin güç değerleri 102

Çizelge 4.31. 3x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ =1, σ =0,05) olduğunda testlerin güç değerleri 106

Çizelge 4.32. 4x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ =1, σ =0,05) olduğunda testlerin güç değerleri 110

Çizelge 4.33. 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ =1, σ =0,01) olduğunda testlerin güç değerleri 114

Çizelge 4.34. 3x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ =1, σ =0,01) olduğunda testlerin güç değerleri 119

Çizelge 4.35. 4x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ =1, σ =0,01) olduğunda testlerin güç değerleri 123

Çizelge **Sayfa**

Çizelge 4.36. Hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ =1, k=0,25) olduğunda I. tip hata oranları 129

Çizelge 4.37. Hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ =1, k=0,5) olduğunda I. tip hata oranları 130

Çizelge 4.38. 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ =1, k=0,25) olduğunda testlerin güç değerleri 132

Çizelge 4.39. 3x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ =1, k=0,25) olduğunda testlerin güç değerleri 136

Çizelge 4.40. 4x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ =1, k=0,25) olduğunda testlerin güç değerleri 140

Çizelge 4.41. 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ =1, k=0,50) olduğunda testlerin güç değerleri 144

Çizelge 4.42. 3x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ =1, k=0,50) olduğunda testlerin güç değerleri 148

Çizelge 4.43. 4x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ =1, k=0,50) olduğunda testlerin güç değerleri 152

ŞEKİLLERİN LİSTESİ

Şekil **Sayfa**

Şekil 2.1. Örnek 2.1'de yer alan her işlem kombinasyonunda ortalamaların tepkilerini gösteren bir grafik 13

Şekil 3.1. Sütun içi permütasyon gösterimi 20

Şekil 3.2. Satır içi permütasyon gösterimi 20

Şekil 4.1. Log Normal (μ =0, σ =2) dağılımına ilişkin hata terimleri ve *n*=5 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 60

Şekil 4.2. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=5 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 60

Şekil 4.3. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=5 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 61

Şekil 4.4. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=7 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 61

Şekil 4.5. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=7 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 61

Şekil 4.6. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=7 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 62

Şekil 4.7. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=10 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 62

Şekil 4.8. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 62

Şekil 4.9. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 63

Şekil 4.10. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve *n*=5 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 65

Şekil **Sayfa**

Şekil 4.11. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=5 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 65

Şekil 4.12. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=5 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 65

Şekil 4.13. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=7 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 66

Şekil 4.14. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=7 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 66

Şekil 4.15. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=7 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 66

Şekil 4.16. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=10 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3×2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 67

Şekil 4.17. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 67

Şekil 4.18. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 67

Şekil 4.19. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 69

Şekil 4.20. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3×2 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 69

Şekil 4.21. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 70

Şekil 4.22. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 70

Şekil 4.23. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 70

Şekil **Sayfa**

Şekil 4.24. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 71

Şekil 4.25. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 71

Şekil 4.26. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 71

Şekil 4.27. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 72

Şekil 4.28. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 74

Şekil 4.29. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 74

Şekil 4.30. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 74

Şekil 4.31. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 75

Şekil 4.32. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 75

Şekil 4.33. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 75

Şekil 4.34. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 76

Şekil 4.35. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 76

Şekil 4.36. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 76

Şekil **Sayfa**

Şekil 4.37. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 78

Şekil 4.38. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 78

Şekil 4.39. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 78

Şekil 4.40. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 79

Şekil 4.41. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 79

Şekil 4.42. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 79

Şekil 4.43. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 80

Şekil 4.44. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 80

Şekil 4.45. Log Normal (μ=0, σ=2) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 80

Şekil 4.46. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 82

Şekil 4.47. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 82

Şekil 4.48. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 82

Şekil 4.49. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 83

Şekil **Sayfa**

Şekil 4.50. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 83

Şekil 4.51. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 83

Şekil 4.52. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 84

Şekil 4.53. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 84

Şekil 4.54. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 84

Şekil 4.55. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 86

Şekil 4.56. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 86

Şekil 4.57. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 86

Şekil 4.58. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 87

Şekil 4.59. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 87

Şekil 4.60. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 87

Şekil 4.61. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 88

Şekil 4.62. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 88

Şekil **Sayfa**

Şekil 4.63. Log Normal (μ=0, σ=3) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 88

Şekil 4.64. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 90

Şekil 4.65. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 90

Şekil 4.66. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 90

Şekil 4.67. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 91

Şekil 4.68. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 91

Şekil 4.69. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 92

Şekil 4.70. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 92

Şekil 4.71. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 92

Şekil 4.72. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 93

Şekil 4.73. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 95

Şekil 4.74. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 95

Şekil 4.75. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 95

Şekil **Sayfa**

Şekil 4.76. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 96

Şekil 4.77. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 96

Şekil 4.78. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 96

Şekil 4.79. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 97

Şekil 4.80. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 97

Şekil 4.81. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 97

Şekil 4.82. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri..... 103

Şekil 4.83. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve n=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 103

Şekil 4.84. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 103

Şekil 4.85. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri..... 104

Şekil 4.86. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 104

Şekil 4.87. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 104

Şekil **Sayfa**

Şekil 4.88. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri 105

Şekil 4.89. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 105

Şekil 4.90. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 105

Şekil 4.91. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) hata terimleri ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri 107

Şekil 4.92. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 107

Şekil 4.93. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 107

Şekil 4.94. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri 108

Şekil 4.95. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 108

Şekil 4.96. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 108

Şekil 4.97. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri 109

Şekil 4.98. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 109

Şekil 4.99. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 109

Şekil **Sayfa**

Şekil 4.100. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri 111

Şekil 4.101. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 111

Şekil 4.102. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 111

Şekil 4.103. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri 112

Şekil 4.104. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 112

Şekil 4.105. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 112

Şekil 4.106. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri 113

Şekil 4.107. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 113

Şekil 4.108. Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 113

Şekil 4.109. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri 115

Şekil 4.110. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 115

Şekil 4.111. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 116

Şekil **Sayfa**

Şekil 4.112. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri 116

Şekil 4.113. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 116

Şekil 4.114. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 117

Şekil 4.115. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri 117

Şekil 4.116. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 117

Şekil 4.117. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 118

Şekil 4.118. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) hatalar için satır etkisi *A* etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri 120

Şekil 4.119. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) hatalar için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 120

Şekil 4.120. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) hatalar için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 120

Şekil 4.121. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) hatalar için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri 121

Şekil 4.122. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) hatalar için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 121

Şekil 4.123. Ter Gauss (μ=1 σ=0,01) hatalar için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 121

Şekil 4.124. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) hatalar için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri 122

Şekil **Sayfa**

Şekil 4.125. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) hatalar için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 122

Şekil 4.126. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 122

Şekil 4.127. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri 124

Şekil 4.128. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 124

Şekil 4.129. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 125

Şekil 4.130. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri 125

Şekil 4.131. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 126

Şekil 4.132. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 126

Şekil 4.133. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri 127

Şekil 4.134. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 127

Şekil 4.135. Ter Gauss (μ=1, σ=0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama) 128

Şekil 4.136. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 133

Şekil **Sayfa**

Şekil 4.137. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 133

Şekil 4.138. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 133

Şekil 4.139. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 134

Şekil 4.140. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 134

Şekil 4.141. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 134

Şekil 4.142. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 135

Şekil 4.143. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 135

Şekil 4.144. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 135

Şekil 4.145. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 137

Şekil 4.146. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 137

Şekil 4.147. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 137

Şekil 4.148. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 138

Şekil 4.149. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 138

Şekil **Sayfa**

Şekil 4.150. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 138

Şekil 4.151. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 139

Şekil 4.152. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 139

Şekil 4.153. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 139

Şekil 4.154. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 141

Şekil 4.155. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 141

Şekil 4.156. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 141

Şekil 4.157. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 142

Şekil 4.158. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 142

Şekil 4.159. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 142

Şekil 4.160. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 143

Şekil 4.161. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 143

Şekil 4.162. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 143

Şekil 4.163. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 145

Şekil **Sayfa**

Şekil 4.164. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 145

Şekil 4.165. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 145

Şekil 4.166. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 146

Şekil 4.167. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 146

Şekil 4.168. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 146

Şekil 4.169. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 147

Şekil 4.170. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 147

Şekil 4.171. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 147

Şekil 4.172. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 149

Şekil 4.173. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 149

Şekil 4.174. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 149

Şekil 4.175. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 150

Şekil 4.176. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 150

Şekil **Sayfa**

Şekil 4.177. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 150

Şekil 4.178. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 151

Şekil 4.179. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 151

Şekil 4.180. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 151

Şekil 4.181. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 153

Şekil 4.182. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 153

Şekil 4.183. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 153

Şekil 4.184. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 154

Şekil 4.185. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 154

Şekil 4.186. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 154

Şekil 4.187. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri 155

Şekil 4.188. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 155

Şekil 4.189. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)..... 155

SİMGELER VE KISALTMALAR

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

Simgeler	**Açıklamalar**
ANOVA	Varyans analizi
CSPs	Kısıtlı senkronize permütasyonlar
USPs	Kısıtsız senkronize permütasyonlar

1. GİRİŞ

Faktöriyel tasarımlar (factorial designs) bir deneyde en az iki işlem faktörünün bulunduğu deneysel tasarımlardır. Faktöriyel tasarımlarda ana faktörlerin etkileri ile bunların etkileşim etkilerinin yanıt değişkeni üzerindeki etkilerin araştırılmasında yaygın olarak iki yönlü varyans analizi (two-way ANOVA) yöntemi kullanılmaktadır. İki yönlü ANOVA çok geniş araştırma alanında kullanılan istatistiksel bir araçtır. ANOVA'nın temel prensibi gruplar arasındaki varyans tahminlerinin karşılaştırılmasıdır.

Parametrik bir analiz olan varyans analizi (ANOVA) hata bileşenleri aynı ve normal dağıldığı, varyansların homojen olduğu varsayımlarına dayanır. Varyans analizi için doğrusal modelde, hata terimleri normal dağılıma sahip olmadığı durumlarda parametrik analizler uygun olmayabilir. Parametrik F testi simetrik olmayan dağılımlarda ve çarpık dağılımlarda güçlü bir test değildir [1,2]. Adams ve Anthony (1996) davranış çalışmalarında elde edilen verilerin, dağılımlarının normal olmayışı sebebiyle geleneksel parametrik yöntemlerle analiz edilemeyeceklerini bildirmişlerdir [3]. Bu durumlarda parametrik olmayan çözümler tercih edilebilir. Parametrik olmayan yöntemlerden biri hata bileşenlerinin normal dağıldığı varsayımını dikkate almayan kesin testlerin elde edilebildiği permütasyon testleridir [4-6].

Routledge (1997) tarafından yapılan çalışmada permütasyon testinin F testine bir alternatif olarak kullanılacağı ve özellikle küçük örneklerde elde edilen p değerleri bakımından iki test arasındaki I. tip hata farklığının daha büyük olduğu bildirilmiştir [7].

Parametrik testlerin ihtiyaç duyduğu varsayımlar sağlanmadığında testlerin gücü düştüğünden, bu durumlarda permütasyon testleri iyi bir yaklaşımdır [8]. Permütasyon testleri çarpıklığa neden olan uç değerler için iyi bir koruma sağlayabilmektedir [9]. Balasubramani ve diğerleri (2005) dağılımların bilinmediği ve örnek genişliğinin küçük olduğu zamanlarda permütasyon testinin parametrik testlere göre daha uygun olduğunu göstermişlerdir [10]. Heller ve Venkatraman (1996), Bootstrap ve permütasyon testlerinin dağılım normal olmadığı durumlarda tavsiye edilebileceğini göstermişlerdir [11].

Permütasyon testi, bir test istatistiğinin yokluk dağılımının, gözlemlerin sınıf etiketlerinin rastgele permütasyonu ile tahmin edildiği parametrik olmayan randomizasyon testinin bir türüdür. Bir permütasyon testi, verilerin rastgele yeniden sıralanmasından sonra test istatistiklerinin yeniden hesaplanmasıyla, belirlenen sıfır hipotezi altında test istatistiğinin gözlenen değerlerinden eşit ya da büyük olan değerlerin olasılığını hesaplamaktadır [12].

Permütasyon testleri, gözlenen verilerin sıfır hipotezi altında test edilen gruplar arasında değiştirilebilir olması koşuluna dayanır [13]. Değişebilirlik gözlemlenen verilerin olasılığı indekslerin rastgele permütasyonlarına göre değişmez olmasıdır. Kısaca permütasyon testleri hipotez testlerinin uygulanması için dağılımdan bağımsız bir yöntemdir. Parametrik testlerin koşulları geçerli olsa bile, bir permütasyon testi hemen hemen parametrik testler kadar güçlüdür [14]. Çok büyük örnek genişliklerinde permütasyon testinin t ve F testi ile benzer sonuçlar verdiği gösterilmiştir [15].

Deney tasarımı için permütasyon yaklaşımı ilk kez Fisher (1935) tarafından randomizasyon testi adı altında sunulmuştur. Deney tasarımı çatısında birden fazla faktör olduğu durumlarda permütasyon testi için farklı stratejiler geliştirilmiştir. Bunlardan bazıları gözlemlerin (ya da ham verinin) permütasyonu ve farlı tip artıkların permütasyonudur [17]. Gonzalez ve Manly (1998) farklı permütasyon yaklaşımlarını, incelemiş ve karşılaştırmışlardır. Yaptıkları simülasyon çalışmalarına göre, ham verilerin permütasyonu bazı durumlarda diğer yaklaşımlardan nispeten daha fazla güce sahip olduğunu göstermişlerdir [18].

Permütasyon testleri kesin testler ve yakınsak testler olmak üzere sınıflandırılabilirler [17]. Eğer yokluk hipotezi altında I. tip hatanın olasılığı testin nominal seviyesine eşit ise permütasyon testleri kesin test olarak adlandırılır [19,20]

Gözlemlerin (ham verinin) permütasyonu için farklı yaklaşımlar vardır bunlardan biri kesin bir test olmayan ham verinin sınırsız permütasyonudur [21]. Diğeri ise iki yönlü ANOVA için ana etkilerin testinde permütasyon testlerinin çerçevesinde gözlemlerin permütasyonun sadece test edilmeyen faktörler içinde yapılmasına izin verildiği sınırlandırılmış permütasyon stratejisi ile F istatistiğinin kullanılmasıdır[20,22]. Bu permütasyon testi tam bir testtir ve ana faktor etkilerini etkileşim etkisinden bağımsız test eder. Diğer yaklaşım

dengeli faktöriyel tasarımlar için kısıtlı permütasyonu temel alan kesin bir test olan senkronize permütasyon testidir [23-25].

Anderson ve Ter Braak (2003), ham verinin permütasyonu için tam bir permütasyon testi elde etmek için değiştirilebilir birimleri belirlemek için sunmuşlardır [19].

Sprent (1998) bir faktöriyel tasarımda ana etkileri test ederken etkileşim etkisinden bağımsız olmayan test istatistiği ile permütasyon testi önermiştir [26].

Pesarin (2001) gözlemlerin permütasyonunda dengeli faktöriyel tasarımlar için kısıtlı permütasyonu temel alan senkronize permütasyonla kesin testler önermişlerdir [23]. Salmaso (2003) 2^k faktöriyel tasarımlarda sabit etkilerin testi için senkronize permütasyon testini incelemiştir [24].

Basso ve diğerleri (2007) dengeli tekrarlı $I \times J$ tasarımlarda sabit etkilerin testi için senkronize permütasyon testini incelemişlerdir. Yaptıkları simülasyon çalışması ile hata terimleri normal dağılıma sahip olmadığı durumlar için senkronize permütasyonun daha güçlü bir test olduğunu göstermişlerdir [25]

Hahn ve diğerleri, hata terimleri simetrik ve çarpık dağılımdan geldiğinde farklı tekrar sayıları ile dengeli ve dengeli olmayan 2^2 faktöriyel tasarımlarda senkronize permütasyon testini ve ANOVA ile ANOVA'ya alternatif diğer parametrik olmayan testlerin karşılaştırmasını yapmışlardır ve varyansların homojenliğinin sağlanmadığında ki durumları da incelemişlerdir [27].

2. DENEY TASARIMI

Deney (experiment), kontrol altındaki çeşitli durumların yada koşulların, deney birimlerinin (experimental unit) bilinmeyen karakteristik özellikleri üzerindeki etkisini test etmek amacıyla uygulanan bir işlem (veya süreç) olarak tanımlanabilir. Deney tasarımı (experimental design) ise deney birimlerinin maruz kalacağı kontrol altındaki durumların / koşulların düzenlenmesiyle ilgilidir [28]. Bu durumların/koşulların düzenlenmesi belli ilkeler ve kurallar çerçevesinde geliştirilen tasarımlar yardımıyla yapılır. Deney tasarımı, belirlenen hedeflere ulaşmak için bir çalışmayı planlama sürecidir.

Doğru bir deney planlaması, doğru araştırma türündeki soruları mümkün olduğunca net ve verimli bir şekilde cevaplamak için doğru veri tipinin ve yeterli örneklem büyüklüğünün ve gücünün mevcut olmasını sağlamak için oldukça önemlidir.

Deney tasarımında ilgilenilen durumlar/koşullar faktör (factor) olarak adlandırılmaktadır. Faktörler iki ya da daha fazla seviyeye sahip olabilirler. Bir deney tasarımında faktörler nitel (qualitative) değişken veya nicel (quantitative) değişken de olabilir. Bir faktörün sahip olduğu düzeyleri deneme (treatment) olarak adlandırılır.

Fisher, deney tasarımının üç prensibini açıklamıştır. Bunlar lokal kontrol (bloklama, tabakalama), tekrarlama ve ratgeleleştirmedir [29]. Deneysel çalışmalarda yanlılık (bias) probleminin çözümü olan rastgeleleştirme (randomizasyon) yöntemi ilk olarak Fisher (1923) tarafından kullanılmıştır. Rastgeleleştirme genellikle deneysel sapmanın etkisini azaltmak için güvenilen yöntemlerden biridir. Rastgeleleştirme, bir faktörün tüm seviyelerinin gürültü faktörlerinden etkilenme konusunda eşit şansa sahip olmasını sağlamaktır bir başka deyişle deney birimlerinin denemelere atanma olasılıklarının eşit olmasını sağlar. Rastgeleleştirme, bir deneydeki faktörlerin arasındaki farkları karşılaştırmak için hata varyansının geçerli bir tahminini elde etmek için gereklidir [30]. Fisher, ortalama karenin ya da bir hata varyansının geçerli bir tahminini, faktörün kendisinden kaynaklanan hariç, faktör etkilerini etkileyen tüm varyasyon kaynaklarını içerir şeklinde tanımlamıştır [29]. Bu, tahmin edilen varyansın benzer şekilde muamele edilen deneme birimleri arasında olması gerektiği, gözlemler arasında olmasının zorunlu olmadığı anlamına gelir [30].

Bir deney yürütülürken göz önünde bulundurulacak üç çeşit birim vardır. Bunlar, gözlem birimi, örnek ya da örnekleme birimi ve deneme birimidir [31]. Gözlem birimi, bir ölçümün ya da bir yanıtın alındığı en küçük birimdir. Bir popülasyon ya da bir dağılım, örnek birimleri ya da örnekleme birimlerinden oluşur. Deney birimi, bir muamelenin uygulanacağı en küçük deney materyalidir. Pek çok denemede, bu üç tip birim tektir ya da aynıdır [30].

Denemelerin uygulandıkları deney birimi sayısına tekrar denir. Denemelerin deney birimi sayısı eşit ise bu tasarımlara dengeli (balanced) tasarımlar, eşit değil ise de (en az bir deneme için) dengeli olmayan (unbalanced) tasarımlar denir. Eğer tekrar sayısı bir veya birime eşitse, faktörlerin veya etkileşimlerin etkisiyle ilgili tatmin edici sonuçlar çıkarmak mümkün olmayabilir. Öte yandan deney tasarımında yeterli sayıda deney biriminin tekrarına sahip olunması halinde, faktörlerin veya etkileşimlerin etkisi hakkında güvenle tatmin edici çıkarımlar yapılabilir [32].

Her bir deney için uygun yanıt modelinin tanımlanması gerekir. Bir deneyde ya da araştırmada varyasyonun modeline karar vermek ve verilen bir tasarım için bir yanıt modelinin verilen tasarımdaki tüm denemelere uyduğunu varsaymak gerekir [30]. Bilgisayar kullanılarak, araştırma modeli seçimi bir deneydeki varyasyon modellerine karar vermek için kullanılabilir [33]. Seçilen deney tasarımının doğası ve deneyin yürütülmesi sırasında oluşturulan varyasyon, varyasyon modelini belirler. Bir deney ya da araştırmanın yürütülmesi, deney ya da araştırma tasarımının bir parçasıdır [30].

Bir deney tasarımında faktör veya faktörlerin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığı yaygın olarak parametrik bir analiz olan Varyans Analizi (Analysis Of Variance-ANOVA) uygulanarak belirlenir.

2.1. Faktöriyel Tasarımlar

Fisher (1935) ve Yates (1937) tarafından önerilen faktöriyel tasarımlar birden fazla faktörün ana etkilerini ve etkileşim etkilerini birlikte araştırmak için kullanılan tasarımlardır.

Başta Mühendislik olmak üzere, tıp, ilaç sanayi, tarım alanları gibi yaygın bir kullanıma sahiptirler. Faktöriyel tasarımlar, her seferde bir tane faktörün etkisini araştıran geleneksel

tasarımlara göre faktörler arasındaki etkileşim veya etkileşimleri araştırması bakımından daha etkindirler.

Faktöriyel tasarımlarda her faktör nicel veya nitel olabilen değerler alır. Bu değerlere seviye veya düzey denir. Çeşitli faktörler bir deneyde gözlendiğinde, onların seviyelerinin olası tüm kombinasyonuna işlem denir. Her faktör bağımsız bir değişkendir.

Faktöriyel tasarımlarda herhangi bir faktörün seviyelerinin tamamı diğer faktör ya da faktörlerin her bir seviyesinde aynıdır. Bu aynı zamanda faktörler arasındaki etkileşimin temel sebebidir.

Faktöriyel tasarımlarda, denemeler, faktör kombinasyonlarını ifade eder. Örneğin, A ve B faktörleri sırasıyla 3 ve 4 seviyeye sahip olsun ve bu seviyeler, (A_1, A_2, A_3) ve (B_1, B_2, B_3, B_4) sembolleriyle gösterilsin. Bu deneyde, toplam 3×4= 12 tane deneme vardır. Bu tasarım, 3×4 faktöriyel tasarım olarak adlandırılır ve Çizelge 2.1' de verildiği gibidir.

Çizelge 2.1. 3×4 faktöriyel tasarımı

		Faktör B			
		B_1	B_2	B_3	B_4
Faktör A	A_1	a_1b_1	a_1b_2	a_1b_3	a_1b_4
	A_2	a_2b_1	a_2b_2	a_2b_3	a_2b_4
	A_3	a_3b_1	a_3b_3	a_3b_3	a_3b_4

2.1.1. *I*x*J* faktöriyel tasarımlar

A ve B gibi iki faktörün olduğu ve A faktörünün seviyelerinden a'yı ve B faktörünün seviyelerinden b özel olarak seçildiği düşünerek, bu faktör seviyeleri bir faktöriyel tasarımda düzenlenebilir.

Faktöriyel tasarımlar için yaygın olarak kullanılan üç adet istatistiksel model vardır. Bunlar sabit etki modeli, rassal etki modeli ve karışık etkili modelidir. Sabit etki modelleri, gözlemlerin varyansının birbirleriyle ilişkili verilerden kaynaklandığını varsaymaktadır [34]. Bu tez çalışmasında *IxJ* faktöriyel tasarımlar için sabit etkili model incelenmiştir.

Bir faktöriyel deneyde, gözlemler Eş. 2.1'de verilen bir model yardımıyla tanımlanabilir.

$$y_{ijk} = \mu + a_i + b_j + (ab)_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad i = 1,\ldots,I \quad j = 1,\ldots,J \text{ ve } \quad k = 1,\ldots,n \tag{2.1}$$

μ genel ortalama etkisi, a_i *A* satır faktörünün *i*. seviyesinin etkisi, b_j *B* sütun faktörünün *j*. seviyesinin etkisi, $(ab)_{ij}$ ise a_i ve b_j'nin etkileşim etkisi ve ε_{ijk} değişebilir rastgele hata terimini göstermektedir.

Tüm faktör seviyeleri özel seçimlidir ve işlem etkileri genel ortalamadan sapmalar olarak tanımlanmıştır. Deneyde *n* adet tekrar olduğundan, toplam gözlem sayısı *abn* olarak hesaplanır. Böylece a_i, b_j ve $(ab)_{ij}$ için kısıtlar Eş. 2.2'deki gibi ifade edilir.

$$\sum_i a_i = 0 \quad \sum_j b_j = 0 \quad \sum_i (ab)_{ij} = 0 \,\forall j \quad \sum_j (ab)_{ij} = 0 \,\forall i \tag{2.2}$$

İki faktörlü faktöriyel düzenlerde, satır ve sütun etkisi eşit ilgi konusuna sahiptir. Bundan dolayı satır faktörünün seviyelerinin eşitliğini test eden hipotezler;

$$\begin{aligned} H_0 &: \{a_i = 0, \forall i\} \\ H_1 &: \{\exists i : a_i \neq 0\} \end{aligned} \tag{2.3}$$

Sütun faktörünün seviyelerinin eşitliğini test eden hipotezler;

$$\begin{aligned} H_0 &: \{b_j = 0, \forall j\} \\ H_1 &: \{\exists j : b_j \neq 0\} \end{aligned} \tag{2.4}$$

Aynı zamanda satır ve sütun faktörlerinin etkileşim etkisinin seviyelerinin eşitliğini test eden hipotezler;

$$\begin{aligned} H_0 &: (ab)_{ij} = 0, \forall i, j \\ H_1 &: \exists i, j : (ab)_{ij} \neq 0 \end{aligned} \tag{2.5}$$

şeklinde verilebilir. Bu çalışmada tekrar sayısı $n \geq 5$ olduğu durumlar için dengeli tamamlanmış *IxJ* faktöriyel tasarımları incelenmiştir.

2.1.2. *IxJ* faktöriyel tasarımların istatistiksel analizi

$y_{i..}$ *A* faktörünün *i*. seviyesindeki tüm gözlemlerin toplamını, $y_{.j.}$ *B* faktörünün *j*. seviyesindeki tüm gözlemlerin toplamını, $y_{ij.}$ *ij*. hücredeki tüm gözlemlerin toplamını ve $y_{...}$ da tüm gözlemlerin genel toplamını göstersin. $\bar{y}_{i..}, \bar{y}_{.j.}, \bar{y}_{ij.}$ ve $\bar{y}_{...}$ uygun düşen satır, sütun, hücre ve genel ortalamalar olarak tanımlansın. Matematiksel olarak formülle aşağıda verildiği gibi ifade edilirler.

$$y_{i..} = \sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{n} y_{ijk} \text{ ve } \bar{y}_{i..} = \frac{y_{i..}}{bn} \qquad i = 1,2, \ldots, I \tag{2.7}$$

$$y_{.j.} = \sum_{i=1}^{a}\sum_{k=1}^{n} y_{ijk} \text{ ve } \bar{y}_{.j.} = \frac{y_{.j.}}{an} \qquad j = 1,2, \ldots, J \tag{2.8}$$

$$y_{ij.} = \sum_{k=1}^{n} y_{ijk} \text{ ve } \bar{y}_{ij.} = \frac{y_{ij.}}{n} \qquad i = 1,2, \ldots, I \quad j = 1,2, \ldots, J \tag{2.9}$$

$$y_{...} = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{n} y_{ijk} \text{ ve } \bar{y}_{...} = \frac{y_{...}}{abn} \tag{2.10}$$

Buna göre, toplam kare toplamının, "satır" veya "*A* faktörüne" göre kare toplamı (SS_A), "sütun" veya "*B* faktörüne göre kare toplamı (SS_B), *AB* etkileşim etkisinin kare toplamı (SS_{AB}) ve hata kare toplamı (SS_E) olarak parçalara ayrılır. Eş. 2.11'deki sağ tarafındaki son terimde, hata kare toplamı elde edebilmek için, en azından iki tekrar olmalıdır ($n \geq 2$). Toplam düzeltilmiş kare toplamı da Eş. 2.11' deki gibi yazılabilir;

$$SS_T = SS_A + SS_B + SS_{AB} + SS_E \tag{2.11}$$

Burada,

$$SS_T = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{n}(y_{ijk} - \bar{y}_{...})^2 \tag{2.12}$$

$$SS_A = bn\sum_{i=1}^{a}(\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...})^2 \tag{2.13}$$

$$SS_B = an\sum_{j=1}^{b}\left(\bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...}\right)^2 \tag{2.14}$$

$$SS_{AB} = n\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\left(\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...}\right)^2 \tag{2.15}$$

$$SS_E = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{n}\left(y_{ijk} - \bar{y}_{ij.}\right)^2 \tag{2.16}$$

olarak tamamlanır. Her kare toplamı için serbestlik dereceleri Çizelge 2.2'de gösterilmiştir.

Çizelge 2.2. Her kare toplamı için serbestlik dereceleri

Etki	Serbestlik Derecesi
A	*a*-1
B	*b*-1
AB	(*a*-1)(*b*-1)
Hata	*ab*(*n* -1)
Toplam	*abn* -1

Toplam serbestlik derecesinin (*abn*-1) kare toplamlarına bölüştürülmesini şu şekilde açıklanabilir: Ana etkiler *A* ve *B*'nin sırasıyla *a* ve *b* seviyeleri vardır. Bundan dolayı gösterildiği gibi (*a*–1) ve (*b*–1) serbestlik derecelerine sahip olurlar. *AB* etkileşim etkisinin serbestlik derecesi, hücreler için serbestlik derecesi olan ($ab-1$) eksi iki ana etki *A* ve *B*'nin serbestlik derecesi şeklinde hesaplanır. Her *ab* hücresinin içinde, *n* gözlem arasında (*n*-1) serbestlik derecesi vardır. Böylece hata serbestlik derecesi *ab*(*n*-1) kadardır. Her kare toplamı kendi serbestlik derecesine bölünürse kare ortalamaları bulunur.

Eğer yokluk hipotezleri; satır faktörünün etkisi önemsizdir, sütun faktörünün etkisi önemsizdir ve *AB* etkileşiminin etkisi önemsizdir doğru ise, o zaman MS_A, MS_B, MS_{AB} ve MS_E'nin hepsinin tahmini σ^2 'ye eşittir. Ancak, eğer satır faktörü etkilerinin arasında farklar varsa o zaman MS_A, MS_E'den büyük olur. Benzer şekilde, eğer sütun faktörü etkileri veya faktörlerin etkileşim etkileri farklılık gösteriyorlarsa, ilgili kare ortalaması MS_E'den büyük olur. Böylece, tüm ana etkilerin ve etkileşimlerinin önemini test etmek için sadece ilgili kare ortalamasını hata kare ortalamasına bölünür. Bu oranın büyük değerleri verinin yokluk hipotezini desteklemediğini gösterir.

Eğer Eş. 2.1'deki modelin yeterli olduğunu varsayılırsa ve modeldeki hata terimleri ε_{ijk} sabit varyanslı (σ^2), normal ve bağımsız dağılmışsa her bir kare ortalaması için oranlar MS_A / MS_E, MS_B / MS_E ve MS_{AB} / MS_E sırasıyla (a-1), (b-1) ve (a-1)(b-1)'e $ab(n$-1$)$ serbestlik dereceli F dağılımına uygun dağılırlar. Sabit etkili model için ANOVA tablosu Çizelge 2.3'te verildiği gibidir.

Çizelge 2.3. İki faktörlü faktöriyel düzende, sabit etki modeli için ANOVA tablosu

Değişimin Kaynağı	Kare Toplamları	s.d (d.f)	Kare Ortalamaları	F_0
A	SS_A	a-1	$MS_A = \frac{SS_A}{a-1}$	$F_0 = \frac{MS_A}{MS_E}$
B	SS_B	$b-1$	$MS_B = \frac{SS_B}{b-1}$	$F_0 = \frac{MS_B}{MS_E}$
AB	SS_{AB}	$(a-1)(b-1)$	$MS_{AB} = \frac{SS_{AB}}{(a-1)(b-1)}$	$F_0 = \frac{MS_{AB}}{MS_E}$
Hata	SS_E	ab(n - 1)	$MS_E = \frac{SS_E}{ab(n-1)}$	
Toplam	SS_T	$abn-1$		

Örnek 2.1

Bir mühendis, çok değişken sıcaklık seviyelerine maruz kalan bir düzenekte kullanılmak üzere bir pil tasarlıyor. Burada mühendisin seçebileceği tek tasarım parametresi pil için kullanılan levhanın çeşidi ve levha çeşidi için de 3 tane düzey belirliyor. Sıcaklık seviyelerini ise 15,70 ve 125 °F olarak belirliyor. Pillerin dayanma süreleri Çizelge 2.4'te gösterilmiştir. Her deney ilgili düzeyler için 4 kere tekrar edilmiştir ve gözlemler rasgelelik koşulu altında

elde edilmiştir. Mühendisin bilmek istediği, malzeme çeşidi ve sıcaklık seviyesinin, pil ömrü üzerinde ne gibi bir etkisi olduğu ve malzeme çeşitleri ve sıcaklık seviyeleri farklı düzeyleri için pil ömrünün farklılık gösterip göstermediğidir (Örnek 5-3.1, Montgomery (2001)).

Çizelge 2.4. Pil tasarımı deneyi için dayanma süresi (saat olarak)

Malzeme Çeşidi	Sıcaklık (°F)			y_i
	15	70	125	
1	74, 130, 155, 180	34. 40, 75, 80, 229	20, 58, 70, 82	998
2	126, 150, 159, 188	106, 115, 122, 136	25, 45, 58, 70	1300
3	110, 138, 160, 168	120,150, 174, 174	60, 82, 96, 104	1501
$y_{.j.}$	1738	1291	770	$y_{...}$=3799

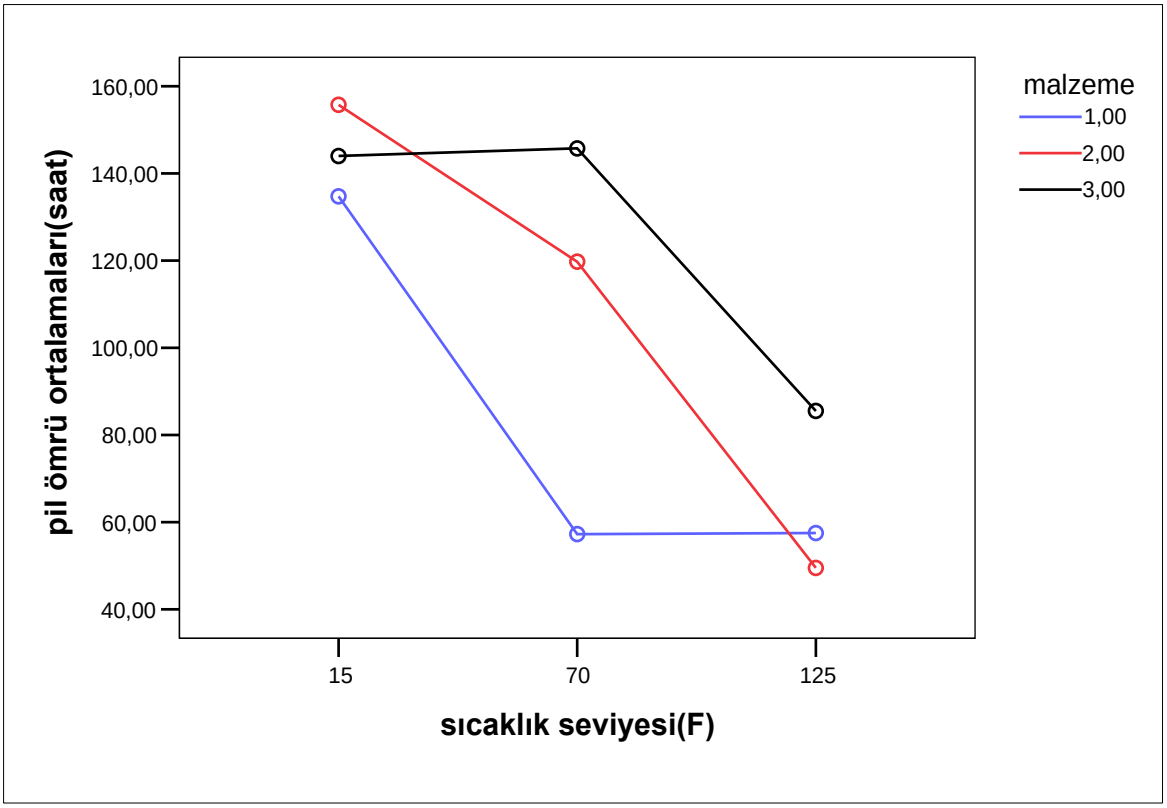
Kare toplamları, kare ortalamaları ve F değerleri Çizelge 2.5'te gösterilmiştir.

Çizelge 2.5. İki faktörlü faktöriyel düzende, sabit etki modeli için ANOVA tablosu

Değişimin Kaynağı	Kare Toplamları	s.d (d.f)	Kare Ortalamaları	F_0	p değeri
A etkisi	SS_A	2	5 341,861	7,911	0,002
B etkisi	SS_B	2	19 559,361	28,968	0,000
AB etkisi	SS_{AB}	4	2 403, 999	3,560	0,019
Hata	SS_E	27	675,213		
Toplam	SS_T	36			

$F_{0,05,4,27}$= 2,73 değerine göre, malzeme çeşidi ve sıcaklık arasında önemli bir etkileşim olduğu sonucuna varırız. Ayrıca $F_{0,05,2,27}$= 3,35 yani malzeme çeşidi ve sıcaklık ana etkileri de önemlidir. Test istatistiği için *p* değerleri de ANOVA tablosunda bulunmaktadır. Karar işlemi *p* değerlerine bakılarak yapılabilir.

Şekil 2.1 incelendiğinde etkileşimlerin önemi çizgilerin paralelliği ile belirtilmiştir. Verilen örnek için malzeme çeşidi ne olursa olsun uzun pil ömrüne düşük sıcaklıkta ulaşıldığı gözlemlenmiştir. Sıcaklığı düşük seviyeden orta seviyeye çıkarmak, 3. malzeme çeşidinde pil ömrünü artırırken, 1. ve 2. malzeme çeşitlerinde azaltacağı gözlemlenmiştir. Sıcaklık orta seviyeden yüksek seviyeye geldiğinde ise, pil ömrü 2 ve 3.çeşit malzemelerde azalırken 1.çeşit malzemede değişmediği gözlemlenmiştir.



Şekil 2.1. Örnek 2.1'de yer alan her işlem kombinasyonunda ortalamaların tepkilerini gösteren bir grafik

3. PERMÜTASYON TESTİ

Permütasyon testi fikri ilk olarak Fisher (1935) tarafından randomizasyon testi adı altında incelenmiştir. Bir test istatistiğinin gerçek değerini standart bir istatistik dağılımla karşılaştırmak yerine verinin kendisinden elde edilen referans dağılım ile karşılaştırılabileceğini göstermiştir [35].

Permütasyonun anlamı, deneydeki tekrarların deney tasarımındaki işlemlere rastgele atanması anlamına gelir. Permütasyon aynı zamanda permütasyon testleri sırasında verilere randomizasyon ilkesinin uygulandığı bir teknik olarak da kabul edilebilir. Edgington (1995), bir randomizasyon testinin randomizasyona dayanan bir permütasyon testi olarak tanımlamıştır [22]. Sonuç olarak listeratürde randomizasyon testi ifadesi ile permütasyon ifadesi aynı anlamda kullanılmaktadır.

Permütasyon testi, elde edilen gözlemlerin gözlem birimlerine her olası ataması için seçilen test istatistiğini hesaplayarak bir referans dağılımı oluşturur. . Permütasyon testi, örneklerin geldikleri dağılım hakkında herhangi bir varsayımı gerektirmez.

Bir tam permutasyon testi elde etmek için tek gereksinim yokluk hipotezi altında değişebilirliktir. Değişebilirlik yokluk hipotez altında, gözlemlerin ortak dağılımı, alt simgelerin permütasyonları altında değişmezdir [36]. Değişebilirlik, yokluk hipotezi permütasyon tekniği kullanılarak test edilecek ise gereklidir.

3.1. Tanım

Rastgele değişkenler $X_1, X_2, \ldots, X_n$, eğer rastgele vektör $(X_1, X_2, \ldots, X_n)$'nin dağılımı herhangi bir permütasyon $(\pi_1, \pi_2, \ldots, \pi_n)$ ile elde edilen $(X_{\pi 1}, X_{\pi 2}, \ldots, X_{\pi n})$ vektörünün dağılımı ile aynı ise değişebilir olarak adlandırılır. Kısaca değişebilirlik Eş. 3.1 şeklinde ifade edilir.

$$(X_1, X_2, \ldots, X_n) \overset{d}{=} (X_{\pi 1}, X_{\pi 2}, \ldots, X_{\pi n}) \tag{3.1}$$

$X_1, X_{2,} \ldots, X_n$ rastgele değişkenlerin bileşik olasılık yoğunluk fonksiyonu $f_{X_1, X_{2,} \ldots, X_n}(x_1, x_{2,} \ldots, x_n)$ olarak tanımlandığında X_i' nin değişebilir olması, $f_{X_1, X_{2,} \ldots, X_n}(x_1, x_{2,} \ldots, x_n) = f_{X_{\pi 1}, X_{\pi 2,} \ldots, X_{\pi n}}(x_{\pi 1}, x_{\pi 2,} \ldots, x_{\pi n})$ olması ile aynıdır. Eğer X_i kesikli ise bu durum $P(X_1 = x_1; X_2 = x_2; X_3 = x_3; X_4 = x_4) = P(X_3 = x_1; X_1 = x_2; X_2 = x_3; X_4 = x_4)$ şeklinde ifade edilebilir.

Örneğin eğer gözlem sayısı *n*=4 ise ve bu *n*=4 gözleme (3;1;2;4) permütasyonu uygulandığında değişebilirlik altında $f_{X_1, X_{2,} X_3, X_4}(x_1, x_{2,} x_3, x_4) = f_{X_3, X_1, X_2, X_4}(x_1, x_{2,} x_3, x_4)$ olması istenir.

3.2. Tanım

Eğer sonlu yığın $X_1, X_{2,} \ldots, X_n$ herhangi bir sonlu $n > 1$ için değişebilir ise sonsuz bir dizide $X_1, X_{2,} \ldots,$ rastgele değişkenler değişebilir olarak adlandırılır.

Örneğin $X_1, X_{2,} \ldots, X_n$ bağımsız ve aynı dağıldığında (idd: independent and identically distributed) $X_1, X_{2,} \ldots, X_n$ değişebilirdir denir.

X_i herhangi bir rastgele değişkenlerinin olasılık yoğunluk fonksiyonu *f(x)* olarak tanımlasın. Eğer tüm X_i aynı dağılımlı iseler hepsi aynı olasılık yoğunluk fonksiyonunu takip ederler. Bu ortak olasılık yoğunluk fonksiyonu

$$f_{X_1, X_{2,} \ldots, X_n}(x_1, x_{2,} \ldots, x_n) \overset{iid}{=} f(x_1) \cdot f(x_2) \cdots f(x_n) \tag{3.2}$$

olarak ifade edilir. Sağ taraftaki terimleri herhangi bir sırayla çarpılabileceğinden, sol taraf kendi argümanlarında açıkça simetriktir. Sonuç olarak $X_1, X_2, \ldots, X_n$ değişebilirdir.

Bir permütasyon testinin adımları şöyle açıklanabilir; öncelikle $X_1, X_{2,} \ldots, X_n$ rastgele değişkenlerin dağılımı $X \sim P$ olduğu ve test edilmek istenilen yokluk hipotezinin $H_0 : P \in P_0$ olduğu düşünülsün. Herhangi bir $P \in P_0$ altında π permütasyon seti için

$\pi(X) \sim P$ olduğu varsayılsın. Test istatistiği olarak $T = t(X)$ olarak ifade edildiğinde, H_0 yokluk hipotezi altında T' 'nın dağılımının hesaplanması istensin. Bu durumda permütasyon testi için aşağıdaki yollar izlenir:

1. $\pi_1, \pi_2, \ldots, \pi_n$ permütasyon oluşturulur.
2. Her bir *n* için $X_{\pi_n} = \pi_n(X)$ permute edilmiş yeni veri setleri oluşturulur.
3. Her bir *n* için permütasyon sonrası test istatistiği T_{π_n} hesaplanır.
4. T 'nin yokluk dağılımını yaklaşık olarak belirlemek için T_{π_n}'nin deneysel dağılımı kullanılır ve bu dağılımın deneysel miktarına dayanarak bir *p*-değeri hesaplanır. *p*-değeri elde edilen gözlemlerin gözlem birimlerine olan tüm mümkün atamaları için hesaplanan test istatistiğinin gözlem birimlerine verilen yanıtlar için hesaplanan test istatistiğinden büyük yada eşit olduğu durumların tüm mümkün durumlara oranıdır. H_0 hipotezi için elde edilen *p* değeri;

$$p = \frac{\left| T_{\pi_n} \geq T_{obs} \right|}{M} \tag{3.3}$$

burada "*M*" permütasyon testi için uygulanan toplam permütasyon sayısını göstermektedir.

Permütasyon testinin avantajı dağılım varsayımından bağımsız olmasıdır; yokluk hipotezi altında sadece değişebilirlik gerekir. Ayrıca, yokluk dağılımının bilinip bilinmediğine bakılmaksızın, herhangi bir test istatistiği için bir permütasyon testi vardır.

Faktöriyel tasarımda, farklı işlemler altında gözlemler farklı beklenen değerlere sahip olabileceğinden, yanıtlar genellikle birbiriyle değiştirilemez yani değişebilirlik varsayımı sağlanmaz. Bu nedenle, ana faktör / etkileşim etkileri hakkında ayrı çıkarımlar elde etmek için ya sınırlı türde bir permütasyona ihtiyaç vardır ya da yaklaşık çözümler dikkate alınmalıdır [37].

Sınırlı türde bir permütasyon yaklaşımı ile Salmaso (2003), faktöriyel tasarımlarda Eş. 2.3, Eş. 2.4 ve Eş. 2.5'te ilgilenilen yokluk hipotezlerinin her biri için ayrı ve ilişkisiz üç test bulunabileceğini göstermiştir [24]. Permütasyon testi ile bu amaca ulaşmak için

permütasyon çerçevesinde {H_{0B}, H_{0A}, H_{0AB}} hipotezleri altında yeterli istatistik kümesi elde edilmelidir [37]. Yeterli istatistik kümesi *IxJ* gözeye dağıtılmış gözlenen yanıtların vektörü $y = \left[y_{11}, y_{12}, \ldots, y_{IJ} \right]'$ olarak ifade edilsin. Yeterli istatistiğin tanımından, Eş. 3.4'te verilen yeterlilik oranı a_i, b_j, $(ab)_{ij}$'den bağımsız ise örnek uzayından iki nokta *y'* ve *y* yeterli istatistik ile aynı yörüngededir denir [25]. Bu durum *y'*, *y*'nin "blokları içinde" birimlerin rasgele permütasyonu ise sağlanabilir [37].

Eğer bir permütasyon testinde sınırlı rasgelelik sağlanır ise, ana etkiler ve etkileşim etkisinin her biri için birbirinden bağımsız kesin testler elde edilir [25]. Sınırlı permütasyon çatısı altındaki "*senkronize permütasyon testleri*" ana etkiler ve etkileşim etkisinin her biri için birbirinden bağımsız kesin testler elde eden bir permütasyon stratejidir [23-25].

$$\frac{L(a,b,ab;y)}{L(a,b,ab;y')} = \frac{\Pi_{ijk} L\left(a_i, b_j, (ab)_{ij}; y_{ijk}\right)}{\Pi_{ijk} L\left(a_i, b_j, (ab)_{ij}; y'_{ijk}\right)} = h\left(y, y'\right) \tag{3.4}$$

3.1. Sınrlı Permütasyon (Restricted Permutation) ve Senkronize Permütasyonlar

ANOVA tasarımlarında bağımsız terimlerin testleri için birkaç permütasyon stratejisi mümkündür. Bunlar, sınırlı permütasyonlar, tüm birim gruplarının permütasyonunu, bazı artıkların formlarının permütasyonunu veya bunların bazı kombinasyonlarını içerir [19].

Sınırlı permütasyon stratejisi, test altında olmayan faktörün seviyeleri içinde gözlemlerin permütasyonu ile test istatistiğinin dağılımını hesaplar. Sınırlı permütasyon stratejisi kullanan bir testler kesin testler olarak adlandırılırken özellikli kısıtlamalar olmadan gözlemleri permüte eden testler yaklaşık permütasyon testleri olarak adlandırılır [38].

Faktöriyel tasarımlarda yanıtın öğeleri değişebilir olmadığında, diğer permütasyon testlerine kıyasla sınırlı bir tür permütasyona ihtiyaç vardır. İki yönlü ANOVA'da ana etkilerin test edilmesi için permütasyon testi çerçevesinde Edgington (1995), gözlemlerin permütasyonuna yalnızca test edilmeyen faktör seviyeleri dahilinde izin verilen sınırlı permütasyon stratejisiyle olağan F-istatistiğinin kullanılmasını önermiştir [22,38]. Ancak bu yaklaşım sadece ana etkileri birbirinden bağımsız test ederken etkileşim etkisinin testi ana etkilerden bağımsız değildir. *IxJ* faktöriyel tasarımlarda sabit_etkileri test etmek için

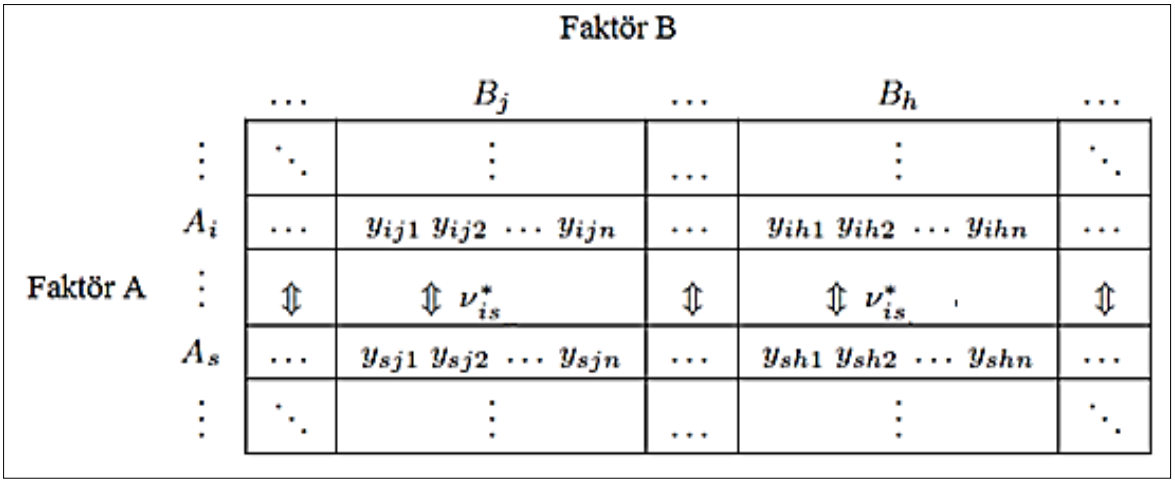
senkronize permütasyonlar [24], ana etkiler ve etkileşim etkisini birbirlerinden bağımsız olarak test edilebilmesini sağlayan bir sınırlı permütasyon prosedürüdür [25].

Bir $I \times J$ tasarımında iki temel etkiyi ve etkileşim etkisini birbirinden bağımsız test etmek istenilen bir sonuçtur. Bu amaç doğrultusunda Eş. 2.3, Eş. 2.4 ve Eş. 2.5'te belirtilen yokluk hipotezleri için üç adet problem vardır [25]:

- H_{0B} ve H_{0AB} hipotezlerinin doğruluğundan bağımsız olarak $H_{0A}:\{a=0\}$ hipotezini test etmek,
- $H_{0A} \cup H_{0AB}$ hipotezlerinin doğruluğundan bağımsız olarak H_{0B} 'ı test etmek ve
- $H_{0A} \cup H_{0B}$ hipotezlerinin doğruluğundan bağımsız olarak H_{0AB} 'ı test etmek.

Senkronize permütasyonlar öncelikle bir sınırlı permütasyon prosedürü olduğundan permütasyonlar sadece test edilmeyen faktörlerin seviyeleri içinde gerçekleşir ve senkronize permütasyonların temel kavramı göz önüne alınan her bir blok çiftinin içinde "aynı ν sayıda" gözlem birimin rastgele yer değiştirmesidir. Böylece senkronize permütasyon testleri iki ana etki ve etkileşim etkisi için ayrı kesin test sağlar ve bu testlerin hepsi karşılıklı olarak ilişkisizdir [24].

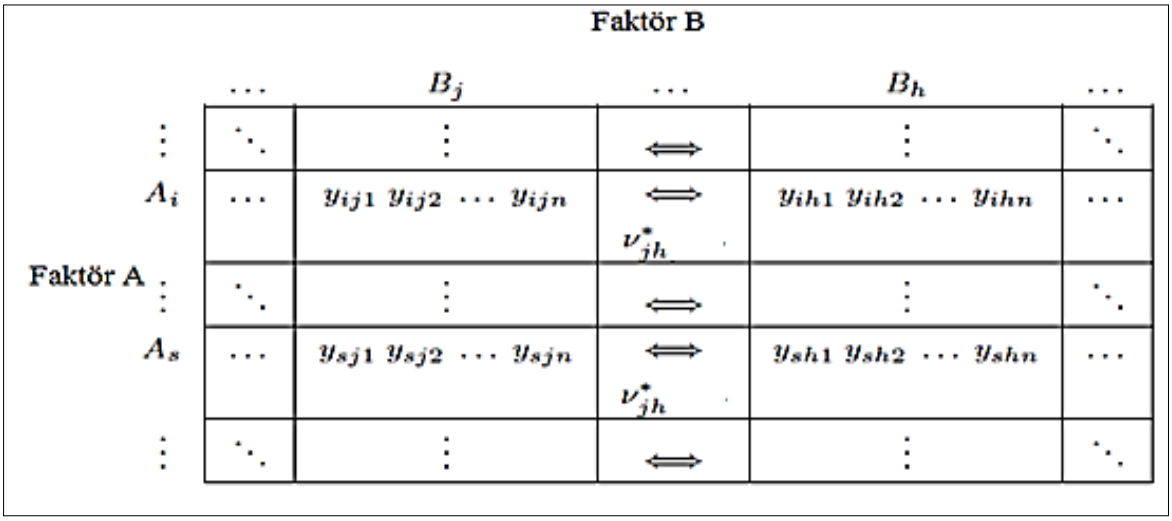
Satır faktörü *A*'nın etkisinin testi için senkronize permütasyon *B* faktörünün tüm seviyelerinin sabit tutulup, permütasyonların *A* faktörünün seviyeleri arasında görülmesini sağlar. Bu duruma ilişkin gösterim Şekil 3.1'de verilmiştir.



Şekil 3.1. Sütun içi permütasyon gösterimi

Burada ν^*_{is} gözlemi A_sB_j ve A_iB_j blokları arasında rasgele yer değiştiren birim sayısıdır. "*" sembolü A_sB_j ve A_iB_j bloklarındaki birimler arasında rasgele senkronize permütasyon uygulandığını ifade etmektedir. ν^*_{is}, *B'* faktörünün seviyeleri bakımından değişmediği için senkronize ifadesi kullanılır ($1 \le \nu^*_{is} \le n$) [38].

Sütun faktörü *B* 'nin etkisinin testi için senkronize permütasyon *A* faktörünün tüm seviyelerinin sabit tutulup permütasyonların *B* faktörünün seviyeleri arasında görülmesini sağlar. Bu duruma ilişkin gösterim Şekil 3.2'de verilmiştir



Şekil 3.2. Satır içi permütasyon gösterimi

Burada ν_{jh}^{*} , A_iB_j ve A_iB_h blokları arasında rasgele yer değiştiren birim sayısıdır. "*" sembolü A_iB_j ve A_iB_h bloklarındaki birimler arasında rasgele senkronize permütasyon uygulandığını gösterir. ν_{jh}^{*}, *A'* faktörünün seviyeleri bakımından değişmediği için senkronize ifadesi kullanılır ($1 \le \nu_{jh}^{*} \le n$).

3.2. Test İstatistikleri

IxJ faktöriyel tasarım için senkronize permütasyonları temel alan bir permütasyon çözümü elde etmek için ara istatistiklere ihtiyaç duyulmaktadır. Senkronize permütasyon çerçevesinde, *A* faktörü etkisinin testi için *B* faktörünün her bir sabit *j* ($j=1,\ldots,J$) seviyesinde *A* faktörünün iki sabit seviyeleri A_s ve A_i'yi ($1 \le i < s \le I$) etkilerini karşılaştırmak için uygun bir ara istatistik Eş. 3.5'te tanımlandığı gibidir [25].

$$ {}^{a}T_{is|j}^{*} = \sum_k y_{ijk}^{*} - \sum_k y_{sjk}^{*} \tag{3.5} $$

$\nu_{is|j}^{*}$ gözlemi A_sB_j ve A_iB_j blokları arasında rasgele yer değiştirildiği düşünülsün. Permütasyon sonrası A_iB_j ve A_sB_j bloklarının toplamları sırasıyla Eş. 3.6 ve Eş. 3.7'de verildiği gibidir ($1 \le i < s \le I \;\; j = 1,\ldots,J$).

$$ \sum_k^n y_{ijk}^{*} = \nu_{is|j}^{*}\left[\mu + a_s + b_j + (ab)_{sj}\right] + (n - \nu_{is|j}^{*})\left[\mu + a_i + b_j + (ab)_{ij}\right] + \sum_k^n \varepsilon_{ijk}^{*} \tag{3.6} $$

$$ \sum_k^n y_{sjk}^{*} = \nu_{is|j}^{*}\left[\mu + a_i + b_j + (ab)_{ij}\right] + (n - \nu_{is|j}^{*})\left[\mu + a_s + b_j + (ab)_{sj}\right] + \sum_k^n \varepsilon_{sjk}^{*} \tag{3.7} $$

Eş. 3.6 ve Eş. 3.7'de ifade edilen eşitliklerden yola çıkarak Eş. 3.5'te tanımlanan ara istatistiğin açılımı Eş. 3.8'da verildiği gibidir ($1 \le i < s \le I \;\; j = 1,\ldots,J$).

$$ {}^{a}T_{is|j}^{*} = \sum_k y_{ijk}^{*} - \sum_k y_{sjk}^{*} = (n - 2\nu_{is|j}^{*})\left[a_i - a_s + (ab)_{ij} - (ab)_{sj}\right] + \bar{\varepsilon}_{is|j}^{*} \tag{3.8} $$

Eş. 3.8'de yer alan $\bar{\varepsilon}^*_{is|j} = (n - \nu^*_{is|j})\left(\bar{\varepsilon}^*_{ij} - \bar{\varepsilon}^*_{sj}\right) + \nu^*_{is|j}\left(\tilde{\varepsilon}^*_{ij} - \tilde{\varepsilon}^*_{sj}\right)$ permütasyon hata terimidir ve $\bar{\varepsilon}^*_{sj}, \bar{\varepsilon}^*_{ij}, \tilde{\varepsilon}^*_{sj}, \tilde{\varepsilon}^*_{ij}$ iki bloktan gelen $n - \nu^*_{is|j}$ ve $\nu^*_{is|j}$ birimlerinin rastgele örnek ortalamasıdır. Faktör *B* 'nin tüm *j* ($j = 1, \ldots, J$) seviyeleri için $I\left(I-1\right)/2$ adet ara istatistik vardır, her biri faktör *A* 'nın iki farklı seviyesini karşılaştırır. Benzer şekilde sütun etkisinin B_h seviyesinde ara test istatistiği Eş. 3.9'da verildiği gibidir.

$$ {}^{a}T_{is|h}{}^{*} = \sum\nolimits_k y_{ihk}{}^{*} - \sum\nolimits_k y_{shk}{}^{*} = (n - 2\nu^*_{is|h})\left[a_i - a_s + (ab)_{ih} - (ab)_{sh}\right] + \bar{\varepsilon}^*_{is|h} \tag{3.9} $$

A faktörünün testi için senkronize permütasyon elde etmek için *B* faktörünün tüm seviyelerinde *A* faktörünün blok çiftlerinde aynı sayıda gözlem yer değiştirilmelidir. Diğer bir ifade ile senkronize permütasyon ile ana faktörler ve etkileşim etkisinin birbirinden bağımsız test edilebilmesi için *B* faktörünün tüm seviyelerinde rasgele yer değiştiren gözlem sayısı $\nu^*_{is|j} = \nu^*_{is}, \forall j$ ile değişmez olmalıdır [24].

$\nu^*_{is|j} = \nu^*_{is}, \forall j$ ile ${}^{a}T_{is|j}{}^{*}$ ara istatistiği etkileşim etkisinden bağımsız değildir. *A* faktörünün testi için senkronize permütasyon elde etmek için ${}^{a}T_{is|j}{}^{*}$ ara istatistiği bir adım daha ilerletilerek Eş. 3.10'da verilen ara istatistik elde edilir [38].

$$ \sum_j {}^{a}T_{is|j}{}^{*} = \sum_j \left\{\left(n - 2\nu^*_{is}\right)\left(a_i - a_s\right) + \bar{\varepsilon}^*_{is|j}\right\}, 1 \le i < s \le I \tag{3.10} $$

Eş. 3.10'da verilen ara istatistik *A* faktörünün etkilerine ve değişebilir hata terimlerine bağlıdır. Bu aşamada *A* faktörünün etkisinin testi için diğer faktörün etkisinden ve etkileşim etkisinden bağımsız tam bir test elde etmek için uygun bir test istatistiği $\nu^*_{is} = \nu$ olarak alındığında Eş. 3.11 'de verildiği gibidir [38].

$$ T^*_A = \sum\nolimits_{i<s}\left(\sum\nolimits_j {}^{a}T^*_{is|j}\right)^2 \tag{3.11} $$

T^*_A 'yi elde ederken $\sum_j {}^{a}T^*_{is|j}$ ara istatistiğin karesi faktör *A* 'nın bazı seviyelerinin kaybolmasını önlemek için alınmaktadır.

B faktörünün etkileri üzerindeki hipotezi test etmek için faktör *A* 'nin her bir sabit i ($i = 1,\ldots,I$) seviyesi için faktör B 'nın iki sabit seviyeleri B_j ve B_h'yi ($1 \le j < h \le J$) karşılaştırmak için uygun bir ara istatistik Eş. 3.12'de tanımlandığı gibidir.

$$ {}^{b}T_{jh|i}{}^{*} = \sum_k y_{ijk}{}^{*} - \sum_k y_{ihk}{}^{*} = (n - 2\nu^{*}_{jh|i})\left[b_j - b_h + (ab)_{ij} - (ab)_{ih} \right] + \bar{\varepsilon}^{*}_{jh|i} \tag{3.12} $$

A faktörünün tüm seviyelerinde senkronize permütasyon elde etmek için $\nu^{*}_{jh|i} = \nu^{*}_{jh}, \forall i$ ile değişmez olmalıdır ki ana faktörler ile etkileşim etkisi birbirinden bağımsız test edilebilsin. Eş. 3.12'de verilen ${}^{b}T_{jh|i}{}^{*}$ ara test istatistiği etkileşim etkisinden bağımsız değildir. *B* faktörünün etkisini ana etki ve etkileşim etkisinden bağısız test etmek için ${}^{b}T_{jh|i}{}^{*}$ ara test istatistiğini bir adım daha ilerleterek Eş. 3.13'te verilen ara istatistik elde edilir.

$$ \sum_i {}^{b}T_{jh|i}{}^{*} = \sum_j \left\{ \left(n - 2\nu^{*}_{jh} \right)\left(b_j - b_h \right) + \bar{\varepsilon}^{*}_{jh|i} \right\}, 1 \le j < h \le J \tag{3.13} $$

Eş. 3.13'te verilen ara istatistik *B* faktörünün etkilerine ve hata terimlerine bağlıdır. Bu aşamada *B* faktörünün etkisinin testi için diğer faktörün etkisinden ve etkileşim etkisinden bağımsız tam bir test elde etmek için uygun bir test istatistiği $\nu^{*}_{jh} = \nu$ olarak alındığında Eş. 3.14'te verildiği gibidir [25].

$$ T^{*}_{B} = \sum_{j<h} \left(\sum_i {}^{b}T^{*}_{jh|i} \right)^2 \tag{3.14} $$

T^{*}_{B} 'yi elde ederken $\sum_i {}^{b}T^{*}_{jl|i}$ ara istatistiğin karesi faktör *B* 'nın bazı seviyelerinin kaybolmasını önlemek için alınmaktadır.

Etkileşim etkisi üzerindeki hipotez testi için ara istatistikler *A* faktörü seviyeleri üzerinden ya da *B* faktörü seviyeleri üzerinden gidilerek elde edilebilir. *A* faktörü seviyeleri üzerinden gidildiğinde ${}^{a}T^{*}_{is|j} - {}^{a}T^{*}_{is|l}$ olarak verilen başka bir ara istatistikler kümesi göz önüne alınır ($1 \le i < s \le I, 1 \le j < l \le J$) ve bu ara istatistik Eş. 3.15'te verildiği gibidir [25].

$$ {}^{a}T^{*}_{is|j} - {}^{a}T^{*}_{is|l} = (n-2\nu)\left[(ab)_{ij} - (ab)_{sj} - (ab)_{il} + (ab)_{sl}\right] + \tilde{\varepsilon}^{*}_{is|j} - \tilde{\varepsilon}^{*}_{is|l} \tag{3.15} $$

Burada $\tilde{\varepsilon}^{*}_{is|j} = (n-\nu)\left(\bar{\varepsilon}^{*}_{ij} - \bar{\varepsilon}^{*}_{sj}\right) + \nu\left(\hat{\varepsilon}^{*}_{ij} - \hat{\varepsilon}^{*}_{sj}\right)$ ve $\tilde{\varepsilon}^{*}_{is|l} = (n-\nu)\left(\bar{\varepsilon}^{*}_{il} - \bar{\varepsilon}^{*}_{sl}\right) + \nu\left(\hat{\varepsilon}^{*}_{il} - \hat{\varepsilon}^{*}_{sl}\right)$ olarak ifade edilir. Sonuç olarak bu istatistik sadece etkileşim etkisine ve değişebilir hataların permütasyonuna bağlıdır.

AB etkileşim etkisinin testi için diğer faktörün etkisinden ve etkileşim etkisinden bağımsız tam bir test elde etmek için uygun bir test istatistiği Eş. 3.16 'da verildiği gibidir [25].

$$ {}^{a}T^{*}_{AB} = \sum_{i<s}\sum_{j<l}\left({}^{a}T^{*}_{is|j} - {}^{a}T^{*}_{is|l}\right)^{2} \quad (1 \le i < s \le I \text{ ve } 1 \le j < l \le J) \tag{3.17} $$

B faktörünün etkileri için kullanılan ara istatistiklerin farklarını alarak *AB* etkileşimi için alternatif istatistik Eş. 3.17'de verildiği gibidir.

$$ {}^{b}T^{*}_{AB} = \sum_{j<l}\sum_{i<s}\left({}^{b}T^{*}_{jl|i} - {}^{b}T^{*}_{jl|s}\right) (1 \le i < s \le I \text{ ve } 1 \le j < l \le J) \tag{3.17} $$

AB etkileşim etkisinin testi için Eş. 3.17'de ve Eş. 3.16'de verilen iki test istatistiği dikkate alınabilir. Bunların lineer kombinasyonunu ya da her biri etkileşim için test istatistiği olarak kullanılabilir [37]. Her iki durumda da aynı sonuçlara ulaşılır [23]. $H_{0F}\ (F = A, B, AB)$ yokluk hipotezine karşı kanıt varsa, ilgili test istatistiği yüksek değer sağlama eğilimindedir. Bu nedenle, ilgili *p* değeri, test istatistiğinin gözlenen değerini aşma olasılığı olarak tanımlanır.

H_0 hipotezi için elde edilen *p* değeri ;

$$ p_{obs,h} = \frac{\left|T^{*}_{h} \ge T_{obs,h}\right|}{M} \tag{3.18} $$

olarak hesaplanır. Burada $h = A, B, AB$ dir. *M* uygulanan rasgele permütasyon sayısıdır.

Senkronize permütasyon ile elde edilen istatistiklerin ilişkisizdir [37]. Bu ilişkisizliği göstermek için *A* faktörünün etkisi için $H_{0A}:\{a_i=0,\forall i\}$ yokluk hipotezinin test edildiği varsayılsın. Test istatistiği ${}^{a}T_A^*$ bir rastgele değişkendir ve olasılık fonksiyonu gözlemlerin sütunların içinden değişimi ile elde edilir, bu sütunların toplamı sabittir [37]. $Y_{.j}$ $(j=1,...,J)$ olmak üzere *j.* sütun toplamını belirttiğinde sütunlar içi gözlemlerin yer değişimi sonrası *B* faktörü için test istatistiği hesaplanır ise;

$$\sum_i T^*_{jh|i}=\sum_i\left[\sum_k y^*_{ijk}-\sum_k y^*_{ihk}\right]=\sum_i\sum_k y^*_{ijk}-\sum_i\sum_k y^*_{ihk}=Y_{.j}-Y_{.h} \tag{3.19}$$

olarak ifade edilebilir. Buradan ${}^{b}T_B^*$;

$${}^{b}T_B^*=\sum_{j<h}\left[\sum_i T^*_{jh|i}\right]^2=\sum_{j<h}\left(Y_{.j}-Y_{.h}\right)^2={}^{b}T_B \tag{3.20}$$

olarak yazılır ve ${}^{b}T_B$, *B* faktörünün test istatistiği için gözlenen değerdir. Sonuç olarak *A* faktörü için test istatistiği hesaplanırken *B* faktörünün test istatistiği sabit değerlidir. Buradan $\rho\left({}^{a}T_A^*,{}^{b}T_B^*\right)=0$ olduğu görülür [37].

${}^{a}T_A^*$, ${}^{a}T_{AB}^*$'nin olasılık fonksiyonları aynı permütasyondan elde edilir ve ayrıca ${}^{a}T_{AB}^*$, *A* faktörünü temel alan rastgele senkronize permütasyondan elde edilir. ${}^{a}T_A^*$ ve ${}^{a}T_{AB}^*$, Eş. 3.8' de ifade edilen ara istatistik $T^*_{is|j}$ ile elde edilir, bu da *n* bağımsız y^*_{ijk} rastgele değişkenin toplamının farkıdır. Sonuç olarak y^*_{ijk}, y^*_{ihk} arasındaki kovaryans $Cov(y^*_{ijk}, y^*_{ihk})=0$ 'dır. $T^*_{is|j}$ bağımsız aynı dağılımlı rastgele değişken olduğundan varyansı $Var\left[T^*_{is|j}\right]=2n\sigma^2$ ve $E\left[T^*_{is|j}\right]=\left(n-2\nu_{is}\right)\left(a_i-a_s+(ab)_{ij}-(ab)_{sj}\right)$ 'dir. *I=J=2* olacak şekilde bir faktöriyel tasarım için ${}^{a}T_A^*$ ve ${}^{a}T_{AB}^*$ Eş. 3.21'de verildiği gibidir.

$$\begin{aligned}{}^{a}T_A^*&={}^{a}T^*_{12|1}+{}^{a}T^*_{12|2}\\ {}^{a}T_{AB}^*&={}^{a}T^*_{12|1}-{}^{a}T^*_{12|2}\end{aligned} \tag{3.21}$$

Buradan $Var({}^{a}T^{*}_{12|1}) = Var({}^{a}T^{*}_{12|2}) = 2n\sigma^2$ olduğundan;

$$\begin{aligned} Cov\left({}^{a}T^{*}_{A}, {}^{a}T^{*}_{AB}\right) &= E\left[{}^{a}T^{*}_{A}, {}^{a}T^{*}_{AB}\right] - E\left[{}^{a}T^{*}_{A}\right]E\left[{}^{a}T^{*}_{AB}\right] \\ &= E\left[\left({}^{a}T^{*}_{12|1} + {}^{a}T^{*}_{12|2}\right)\left({}^{a}T^{*}_{12|1} - {}^{a}T^{*}_{12|2}\right)\right] - E\left({}^{a}T^{*}_{12|1} + {}^{a}T^{*}_{12|2}\right)E\left({}^{a}T^{*}_{12|1} - {}^{a}T^{*}_{12|2}\right) \\ &= E\left[({}^{a}T^{*}_{12|1})^2\right] - E\left[({}^{a}T^{*}_{12|2})^2\right] - E\left[({}^{a}T^{*}_{12|1})\right]^2 + E\left[({}^{a}T^{*}_{12|2})\right]^2 \\ &= Var({}^{a}T^{*}_{12|1}) - Var({}^{a}T^{*}_{12|2}) = 0 \end{aligned} \tag{3.22}$$

Eş. 3.22'de elde edilen sonuçtan $\rho\left({}^{a}T^{*}_{A}, {}^{a}T^{*}_{AB}\right) = 0$ 'dır. Benzer şekilde ${}^{b}T^{*}_{B}, {}^{b}T^{*}_{AB}$ için aynı adımlar takip edildiğinde $\rho\left({}^{b}T^{*}_{B}, {}^{b}T^{*}_{AB}\right) = 0$ sonucuna ulaşılabilir [37].

Benzer şekilde ${}^{b}T^{*}_{B}, {}^{b}T^{*}_{AB}$ arasındaki ilişkisizliği göstermek için aynı adımlar takip edilir. *B* faktörünün etkisi için $H_{0B}: \{b_j = 0, \forall j\}$ yokluk hipotezinin test edildiği varsayılsın. Test istatistiği ${}^{a}T^{*}_{B}$ bir rasgele değişkendir ve olasılık fonksiyonu gözlemlerin sütunların içinden değişimi ile elde edilir, bu sütunların toplamı sabittir [37]. $Y_{.i}$ $i = 1, ..., I$ olmak üzere *i.* satır toplamını belirttiğinde sütunlar içi gözlemlerin yer değişimi sonrası *A* faktörü için test istatistiği hesaplanır ise;

$$\sum\nolimits_j T^{*}_{is|j} = \sum\nolimits_j \left[\sum_k y^{*}_{ijk} - \sum_k y^{*}_{sjk}\right] = \sum\nolimits_j \sum\nolimits_k y^{*}_{ijk} - \sum\nolimits_j \sum\nolimits_k y^{*}_{sjk} = Y_{i.} - Y_{s.} \tag{3.23}$$

olarak ifade edilebilir. Buradan ${}^{b}T^{*}_{A}$;

$${}^{a}T^{*}_{A} = \sum_{i<s}\left[\sum_j T^{*}_{is|j}\right]^2 = \sum_{i<s}\left(Y_{i.} - Y_{s.}\right)^2 = {}^{b}T_{A} \tag{3.24}$$

olarak ifade edilir ve ${}^{a}T_{A}$, *A* faktörünün test istatistiği için gözlenen değerdir. Sonuç olarak *B* faktörü için test istatistiği hesaplanırken *A* faktörünün test istatistiği sabit değerlidir. Buradan $\rho\left({}^{a}T^{*}_{A}, {}^{b}T^{*}_{B}\right) = 0$ olduğu görülür.

${}^{b}T_{B}^{*}$, ${}^{b}T_{AB}^{*}$ 'nin olasılık fonksiyonları aynı permütasyondan elde edilir ve ayrıca ${}^{b}T_{AB}^{*}$ B faktörünü temel alan rasgele senkronize permütasyondan elde edilir. ${}^{b}T_{B}^{*}$ ve ${}^{b}T_{AB}^{*}$, Eş. 3.12' de ifade edilen ara istatistik $T_{jh|i}^{*}$ ile elde edilir, bu da n bağımsız y_{ijk}^{*} rasgele değişkenin toplamının farkıdır. Sonuç olarak y_{ijk}^{*}, y_{sjk}^{*} arasındaki kovaryans $Cov(y_{ijk}^{*}, y_{sjk}^{*}) = 0$'dır. $T_{jh|i}^{*}$ bağımsız aynı dağılımlı rasgele değişken olduğundan varyansı $Var\left[T_{jh|i}^{*}\right] = 2n\sigma^{2}$ ve $E\left[T_{jh|i}^{*}\right] = \left(n - 2\nu_{jh}\right)\left(b_{j} - b_{h} + (ab)_{ij} - (ab)_{ih}\right)$'dir. $I=J=2$ olacak şekilde bir faktöriyel tasarım için ${}^{b}T_{B}^{*}$ ve ${}^{b}T_{AB}^{*}$ Eş. 3.25'te verildiği gibidir.

$$\begin{aligned} {}^{b}T_{B}^{*} &= {}^{a}T_{12|1}^{*} + {}^{a}T_{12|2}^{*} \\ {}^{b}T_{AB}^{*} &= {}^{a}T_{12|1}^{*} - {}^{a}T_{12|2}^{*} \end{aligned} \tag{3.25}$$

Buradan $Var({}^{a}T_{12|1}^{*}) = Var({}^{a}T_{12|2}^{*}) = 2n\sigma^{2}$ olduğundan;

$$\begin{aligned} Cov\left({}^{b}T_{B}^{*}, {}^{b}T_{AB}^{*}\right) &= E\left[{}^{b}T_{B}^{*}, {}^{b}T_{AB}^{*}\right] - E\left[{}^{b}T_{B}^{*}\right]E\left[{}^{b}T_{AB}^{*}\right] \\ &= E\left[\left({}^{b}T_{12|1}^{*} + {}^{b}T_{12|2}^{*}\right)\left({}^{b}T_{12|1}^{*} - {}^{b}T_{12|2}^{*}\right)\right] - E\left({}^{b}T_{12|1}^{*} + {}^{b}T_{12|2}^{*}\right)E\left({}^{b}T_{12|1}^{*} - {}^{b}T_{12|2}^{*}\right) \\ &= E\left[({}^{b}T_{12|1}^{*})^{2}\right] - E\left[({}^{b}T_{12|2}^{*})^{2}\right] - E\left[({}^{b}T_{12|1}^{*})\right]^{2} + E\left[({}^{b}T_{12|2}^{*})\right]^{2} \\ &= Var({}^{b}T_{12|1}^{*}) - Var({}^{b}T_{12|2}^{*}) = 0 \end{aligned} \tag{3.26}$$

Eş. 3.26'da elde edilen sonuçtan $\rho\left({}^{b}T_{B}^{*}, {}^{b}T_{AB}^{*}\right) = 0$'dır.

3.3. Kısıtlı ve Kısıtsız Senkronize Permütasyonlar

Senkronize permütasyon testlerini uygulamak için senkronize permütasyon stratejisini tanımlamamız gerekir. Bu bölümde senkronize permütasyon testi çerçevesinde permütasyonların nasıl uygulanabileceğini incelenecektir.

Senkronize permütasyon, ilgilenilen blok çiftlerinde aynı ν sayıda birimin yer değiştirmesini temel alan bir permütasyon prosedürü olduğu belirtilmişti. Senkronize

permütasyonu elde etmek için iki yol vardır: Kısıtlı senkronize permütasyonlar (CSP_s) ve kısıtsız senkronize permütasyonlar (USP_s) [25].

Kısıtlı senkronize permütasyonlar (CSP_s) bloklar içinde birimleri aynı pozisyonda yer değiştirmesine dayanır. CSP_s için toplam permütasyon sayısı

$$M^{CSP} = \binom{2n}{n} \tag{3.27}$$

olarak hesaplanır ve sadece her bir A_iB_j blok içindeki *n* tekrar sayısına bağlıdır [25]. Faktör *A* 'yı test ettiğimiz düşünüldüğünde tekrar sayısı *n=2* ile bir *2x2* tasarımında tüm mümkün CSP_s sayısı $M^{CSP} = \binom{4}{2} = 6$ olacak şekilde tüm mümkün CSP_s listesi Çizelge 3.1'de verildiği gibidir.

Örneğin $n = 2$ yineleme sayısına sahip 2^2 tamamlanmış faktöriyel tasarım göz önüne alınsın. Aşağıdaki çizelgede bu yapı gösterilmektedir.

Çizelge 3.1. Bir *2x2* tamamlanmış faktöriyel tasarım

Faktör *B* / Faktör *A*	B_1	B_2
A_1	y_{111} , y_{112}	y_{121} , y_{122}
A_2	y_{211} , y_{212}	y_{221} , y_{222}

A faktörünün etkisini test edilmek istendiğinde test istatistiğinin senkronize permütasyon dağılımını elde etmek için CSP_s kullanalım. CSP_s kullanıldığında her bir blok çiftinde birimler test edilmeyen faktörün blokları içindeki aynı pozisyonlarında değiş tokuş edilecektir. A_1B_1 ve A_2B_1 bloklarına bakıldığında $\binom{4}{2} = 6$ farklı permütasyon vardır.

Bunlar;

1. Herhangi bir yer değiştirmenin olmadığı durum. Bu durumda hesaplanan test istatistiği gözlenen değerlerden elde edilen test istatistiği ile aynı değerdedir.
2. A_1B_1 ve A_2B_1 bloklarında y_{111} ve y_{211} gözlemleri ile CSP_s kullanıldığında her bir blok çiftinde birimler test edilmeyen faktörün blokları içindeki aynı pozisyonlarında değiş tokuş edileceğinden A_1B_2 ve A_2B_2 bloklarında y_{121} ve y_{221} gözlemlerinin karşılıklı yer değiştirdiği durum.

Çizelge 3.2. y_{121} ve y_{221} gözlemlerinin karşılıklı yer değiştirdiği durum

Faktör *B* / Faktör *A*	B_1	B_2
A_1	$\underline{y_{211}}, y_{112}$	$\underline{y_{221}}, y_{122}$
A_2	$\underline{y_{111}}, y_{212}$	$\underline{y_{121}}, y_{222}$

3. A_1B_1 ve A_2B_1 bloklarında y_{111} ve y_{212} gözlemleri ile CSP_s kullanıldığında her bir blok çiftinde birimler test edilmeyen faktörün blokları içindeki aynı pozisyonlarında değiş tokuş edileceğinden A_1B_2 ve A_2B_2 bloklarında y_{121} ve y_{222} gözlemlerinin karşılıklı yer değiştirdiği durum.

Çizelge 3.3. y_{121} ve y_{222} gözlemlerinin karşılıklı yer değiştirdiği durum

Faktör *B* / Faktör *A*	B_1	B_2
A_1	$\underline{y_{212}}, y_{112}$	$\underline{y_{222}}, y_{122}$
A_2	y_{211} , $\underline{y_{111}}$	y_{221} , $\underline{y_{121}}$

4. A_1B_1 ve A_2B_1 bloklarında y_{112} ve y_{211} gözlemleri ile CSP_s kullanıldığında her bir blok çiftinde birimler test edilmeyen faktörün blokları içindeki aynı pozisyonlarında değiş

tokuş edileceğinden A_1B_2 ve A_2B_2 bloklarında y_{122} ve y_{221} gözlemlerinin karşılıklı yer değiştirdiği durum.

Çizelge 3.4. y_{122} ve y_{221} gözlemlerinin karşılıklı yer değiştirdiği durum

Faktör B / Faktör A	B_1	B_2
A_1	y_{111} , $\underline{y_{211}}$	y_{121} , $\underline{y_{221}}$
A_2	$\underline{y_{112}}$, y_{212}	$\underline{y_{122}}$, y_{222}

5. A_1B_1 ve A_2B_1 bloklarında y_{112} ve y_{212} gözlemleri ile CSP_s kullanıldığında her bir blok çiftinde birimler test edilmeyen faktörün blokları içindeki aynı pozisyonlarında değiş tokuş edileceğinden A_1B_2 ve A_2B_2 bloklarında y_{122} ve y_{222} gözlemlerinin karşılıklı yer değiştirdiği durum.

Çizelge 3.5. y_{122} ve y_{222} gözlemlerinin karşılıklı yer değiştirdiği durum

Faktör B / Faktör A	B_1	B_2
A_1	y_{111} , $\underline{y_{212}}$	y_{121} , $\underline{y_{222}}$
A_2	y_{211} , $\underline{y_{112}}$	y_{221} , $\underline{y_{122}}$

6. A_1B_1 ve A_2B_1 bloklarında y_{112}, y_{111} ile y_{211}, y_{212} gözlemleri ile CSP_s kullanıldığında her bir blok çiftinde birimler test edilmeyen faktörün blokları içindeki aynı pozisyonlarında değiş tokuş edileceğinden A_1B_2 ve A_2B_2 bloklarında y_{121}, y_{122} ile y_{221}, y_{222} gözlemlerinin karşılıklı yer değiştirdiği durum. Bu durumda hesaplanan test istatistiği gözlenen değerlerden elde edilen test istatistiği ile aynı değerdedir.

Çizelge 3.6. y_{121}, y_{122} ile y_{221}, y_{222} gözlemlerinin karşılıklı yer değiştirdiği durum

Faktör *A* \ Faktör *B*	B_1	B_2
A_1	$\underline{y_{211}}, \underline{y_{212}}$	$\underline{y_{221}}, \underline{y_{222}}$
A_2	$\underline{y_{111}}, \underline{y_{112}}$	$\underline{y_{121}}, \underline{y_{122}}$

Çizelge 3.7. Tekrar sayısı *n*=2 ile bir 2x2 tsasarımında tüm mümkün CSP_S listesi

ν	B_1	B_2	${}^aT_A^*[\nu]$
$\nu_{si}=\nu=0$	Hiç Bir Değişim Yok	Hiç Bir Değişim Yok	${}^aT_A^*[0]$
$\nu_{si}=\nu=1$	$y_{111} \leftrightarrow y_{211}$	$y_{121} \leftrightarrow y_{221}$	${}^aT_A^*[1]$
$\nu_{si}=\nu=1$	$y_{111} \leftrightarrow y_{212}$	$y_{121} \leftrightarrow y_{222}$	${}^aT_A^*[2]$
$\nu_{si}=\nu=1$	$y_{112} \leftrightarrow y_{211}$	$y_{122} \leftrightarrow y_{221}$	${}^aT_A^*[3]$
$\nu_{si}=\nu=1$	$y_{112} \leftrightarrow y_{212}$	$y_{122} \leftrightarrow y_{222}$	${}^aT_A^*[4]$
$\nu_{si}=\nu=2$	$y_{111}, y_{112} \leftrightarrow y_{211}, y_{212}$	$y_{121}, y_{122} \leftrightarrow y_{221}, y_{222}$	${}^aT_A^*[5]$

Eş. 3.11, Eş. 3.12, Eş. 3.16 ve Eş. 3.17 verilen formüllerdeki karesel ifade test istatistiklerinin dağılımına simetriklik kazandırır. CSP_s'de ${}^aT_A^*$, ${}^bT_B^*$, ${}^aT_{AB}^*$, ${}^bT_{AB}^*$ her biri için elde edilen farklı test istatistikleri sayı $M^{CSP}/2$ kadardır [25]. Senkronize permütasyon yaklaşımında ${}^aT_A^*$, ${}^bT_B^*$, ${}^aT_{AB}^*$, ${}^bT_{AB}^*$'nın her bir değeri yokluk dağılımında aynı olasılığa sahiptir [37].

Sınırlandırılmamış senkronize permütasyonlar (USP_s) bloklar içindeki birimleri orijinal pozisyonlarını dikkate almadan birimlerin yer değiştirmesine dayanır. USP_s kullanılması toplam permütasyon sayısı test edilen faktörün seviyelerine bağlı olarak aşağıdaki gibi değişir [25].

$$M_A^{USP} = \sum_{\nu=0}^{n} \binom{n}{\nu}^{J \times I(I-1)} \quad \text{ve} \quad M_B^{USP} = \sum_{\nu=0}^{n} \binom{n}{\nu}^{I \times J(J-1)} \tag{3.28}$$

Sonuç olarak USP_s niceliği *I* ve *J* ye bağlıdır. Faktör *A* test edilmek istendiğinde tekrar sayısı *n=2* ile bir *2x2* tasarımında tüm mümkün USP_s sayısı $M^{USP} = \sum_{\nu=0} \binom{2}{\nu}^4 = 18$ olacak şekilde tüm mümkün USP_s listesi Çizelge 3.8'de verildiği gibidir.

Çizelge 3.8. Tekrar sayısı *n*=2 ile bir 2x2 tasarımında tüm mümkün USP_S listesi

ν	B_1	B_2	${}^aT_A^*[\nu]$
$\nu_{si} = \nu = 0$	Hiç Bir Değişim Yok	Hiç Bir Değişim Yok	${}^aT_A^*[0]$
$\nu_{si} = \nu = 1$	$y_{111} \leftrightarrow y_{211}$	$y_{121} \leftrightarrow y_{221}$	${}^aT_A^*[1]$
	$y_{111} \leftrightarrow y_{211}$	$y_{121} \leftrightarrow y_{222}$	${}^aT_A^*[2]$
	$y_{111} \leftrightarrow y_{211}$	$y_{122} \leftrightarrow y_{221}$	${}^aT_A^*[3]$
	$y_{111} \leftrightarrow y_{211}$	$y_{122} \leftrightarrow y_{222}$	${}^aT_A^*[4]$
	$y_{111} \leftrightarrow y_{212}$	$y_{121} \leftrightarrow y_{221}$	${}^aT_A^*[5]$
	$y_{111} \leftrightarrow y_{212}$	$y_{121} \leftrightarrow y_{222}$	${}^aT_A^*[6]$
	$y_{111} \leftrightarrow y_{212}$	$y_{122} \leftrightarrow y_{221}$	${}^aT_A^*[7]$
	$y_{111} \leftrightarrow y_{212}$	$y_{122} \leftrightarrow y_{222}$	${}^aT_A^*[8]$
	$y_{112} \leftrightarrow y_{211}$	$y_{121} \leftrightarrow y_{221}$	${}^aT_A^*[9]$
	$y_{112} \leftrightarrow y_{211}$	$y_{121} \leftrightarrow y_{222}$	${}^aT_A^*[10]$
	$y_{112} \leftrightarrow y_{211}$	$y_{122} \leftrightarrow y_{221}$	${}^aT_A^*[11]$
	$y_{112} \leftrightarrow y_{211}$	$y_{122} \leftrightarrow y_{222}$	${}^aT_A^*[12]$
	$y_{112} \leftrightarrow y_{212}$	$y_{121} \leftrightarrow y_{221}$	${}^aT_A^*[13]$
	$y_{112} \leftrightarrow y_{212}$	$y_{121} \leftrightarrow y_{222}$	${}^aT_A^*[14]$
	$y_{112} \leftrightarrow y_{212}$	$y_{122} \leftrightarrow y_{221}$	${}^aT_A^*[15]$
	$y_{112} \leftrightarrow y_{212}$	$y_{122} \leftrightarrow y_{222}$	${}^aT_A^*[16]$
$\nu_{si} = \nu = 2$	$y_{111}, y_{112} \leftrightarrow y_{211}, y_{212}$	$y_{121}, y_{122} \leftrightarrow y_{221}, y_{222}$	${}^aT_A^*[17]$

Eğer her bir bloktaki örnek genişliği $n < 5$ ise USP_s senkronize permütasyon dağılımını oluşturmak için yeterli permütasyon sayısını sağladığından tercih edilebilir, eğer $n \geq 5$ ise CSP_s ile elde edilen permütasyon sayısı senkronize permütasyon dağılımı elde etmek için yeteri kadar büyük olacağından tercih edilebilir [38]. Bu çalışmada $n \geq 5$ olan *IxJ* tasarımları incelendiğinden senkronize permütasyon testlerinde permütasyon stratejisi olarak toplam CSP_s üzerinde durulmuştur.

3.4. Rasgele Seçim ile Senkronize Permütasyon

Bir $I \times J$ faktöriyel tasarımında deney tekrar sayısı $n \geq 5$ ise CSP_s ile elde edilen permütasyon sayısı senkronize permütasyon dağılımı elde etmek için yeteri kadar büyük olacağından tercih edilebilir olduğu belirtilmişti. Bu tercihin sebeplerinden biri de $n \geq 5$ olduğu deneylerde USP_s ile senkronize permütasyon dağılımı elde ederken oldukça fazla permütasyon hesaplanması ve deney tekrar sayısı ile faktör seviyeleri arttıkça hesaplama zorluğu getirebilmesidir.

Deney tekrar sayıları *n*=5,7,8,9,10,11,12 için CSP_s ile elde edilen permütasyonların toplam sayıları Çizelge 3.9'da gösterilmektedir.

Çizelge 3.9. CSP_s ile elde edilen permütasyonların toplam sayıları

n	$M^{CSP} = \binom{2n}{n}$
5	252
6	924
7	3.432
8	12.870
9	46.620
10	184.756
11	705.432
12	2.704.156

Her bir ana etki ya da etkileşim etkisini test etmek için *n*=10 deneme sayısına sahip faktöriyel tasarım için CSP_s prosedürü kullanıldığında senkronize permütasyon testinin dağılımını oluşturmak için (3.3)'de verilen yokluk hipotezlerinin testinde her bir test için toplam 184.756 adet permütasyon elde edilmektedir. Çizelge 3.9 incelendiğinde özellikle tekrar sayısı 7 den büyük olduğu faktöriyel tasarım için deneme sayısı arttıkça USP_s 'de olduğu gibi CSP_s ile permütasyon testinin dağılımını oluşturmak için gerekli permütasyon sayısının hesaplama zorluğu oluşturacak şekilde artmakta olduğu görülmektedir. Bu çalışmada *n*>7 olduğu tasarımlar için hesaplama zorluğunu aşacak ve CSP_s 'ye alternatif olabilecek rasgele seçim ile senkronize permütasyon yöntemi önerilmiştir.

3.5. Rasgele Permütasyonların Seçimi İçin Metod

Hesaplamaları, muhtemel permütasyonlar setinden rastgele çizilen bir permütasyon alt grubu ile sınırlandırma fikri ilk olarak Dwass (1957) tarafından incelenmiştir [40].

Bu bölümde Çizelge 3.9'da verilen sayılar göz önüne alındığında senkronize permütasyon çerçevesinden çıkmadan toplam $M^{CSP} = \binom{2n}{n}$ adet permütasyondan rasgele M^R ($M^R < M^{CSP} = \binom{2n}{n}$ olacak şekilde) permütasyon seçim yöntemi açıklanmıştır.

Senkronize permütayon testinin güçlü yanı ana etki ve etkileşim etkilerini birbirinden bağımsız olarak test etmesidir. Bu bağımsızlığı sağlamak için ise temel prensibi aynı ν sayıda gözlemi ilgili satır ve sütun çiftlerinde değişimini sağlamaktır. İlgili satır ve sütun çiftlerinde yer değiştiren gözlem sayısı ν 'nin değişmezliği M^R seçiminde temel alınacaktır.

Senkronize permütasyon testi çerçevesinde rasgele permütasyon yöntemi ile oluşturulacak permütasyonlarda öncelikle test edilen etki yada etkileşim etkisinin seviye çiftlerinde değişecek olan birim sayısı $\nu_{si}^{*} = \nu$ rasgele seçimi yapılacaktır.

CSP_s senkronize permütasyon kullanıldığında n tekrar sayısı için toplam permütasyon sayısı $M^{CSP} = \binom{2n}{n} = \binom{n}{0}^2 + \binom{n}{1}^2 + \cdots + \binom{n}{n}^2 = \sum_{\nu=0}^{n} \binom{n}{\nu}^2$ temel alınarak farklı $\nu_{si}^{*} = \nu$ seçimleri için;

$$P(V = \nu) = \binom{n}{\nu}^2 \Big/ \sum_{\nu=0}^{n} \binom{n}{\nu}^2 \tag{3.29}$$

olacak şekilde olasılık dağılımı oluşturulur. Bu dağılım Binom dağılımına benzer bir dağılım sergilemektedir. Bu sebeple $0 \le \nu \le n$ aralığında [0, n] arasından $\frac{1}{n}$ eşit olasılıkla rasgele bir ν belirlemek doğru olmayacaktır.

$\nu_{si}^{*}=\nu$ rasgele seçiminde Eş. 3.29'da verilen olasılık dağılımdan yola çıkarak

$$P(V\le\nu)=\sum_{i=0}^{\nu}\binom{n}{i}^2\Bigg/\sum_{\nu=0}^{n}\binom{n}{\nu}^2 \tag{3.30}$$

olacak şekilde birikimli olasılık dağılımından ters dönüşüm tekniği ile yararlanılır. $k\sim U(0,1)$ dağılımından rasgele seçilen *k* değerleri için;

$$\begin{aligned}
&0\le k\le P(V\le 0) && \nu=0\\
&P(V\le 0)<k\le P(V\le 1) && \nu=1\\
&\vdots\\
&P(V\le n-1)<k\le P(V\le n) && \nu=n
\end{aligned} \tag{3.31}$$

birikimli olasılık dağılımındaki değerler ile karşılaştırılarak $\nu_{si}^{*}=\nu$ elde edilir. Burada öncelikle A_sB_j ve A_iB_j blokları arasında aynı sayıda $\nu_{si}^{*}=\nu$ birimin permütasyonu dikkate alındığında senkronize permütasyon prensibi temel alınmıştır. Böylece ana etki ve etkileşimlerin birbirinden bağımsız olarak test edilmesi sağlanmıştır. $T_h^{*}=T_{obs,h}$ olduğu durumlar ν_{si}^{*}=0 ve ν_{si}^{*}=*n* seçimlerine düşük olasılıklar verilerek testin gücü arttırılmıştır.

İlgili bloklarda permütasyon ile yer değiştirecek olan göze sayısı $\nu_{si}^{*}=\nu$ bu yöntemle belirlendikten sonra $\binom{n}{\nu}^2$ adet permütasyondan eşit olasılıkla rasgele biri seçilerek A_sB_j ve A_iB_j blokları arasında birimler seçilen permütasyona göre yer değiştirir. Seçilen bu permütasyon test edilen etkinin tüm blok çiftlerinde test edilmeyen etkinin tüm seviyelerinde uygulanır ve ilgili test istatistiği hesaplanır, böylece kısıtlı senkronize permütasyon prosedürü uygulanmaktadır. Bu yöntem ile CSP_s ile elde edilen toplam permütasyon sayısından daha az bir permütasyon sayısı ile senkronize permütasyon testinin uygulanabilmesi amaçlanmıştır.

Örneğin satır etkisi olan *A* Faktörünün etkisi test edilmek istenildiği varsayıldığında Eş. 3.10 'da verilen test istatistiğini elde etmek için A_sB_j ve A_iB_j blokları arasında rasgele yer değiştiren gözlem sayısı Eş. 3.28 ve Eş. 3.29'dan yararlanılarak $v_{si}^{*}=1$ olarak seçildiğini düşünelim. A_1B_1 ve A_2B_1 blokları arasında her bir blok içindeki toplam $\binom{n}{1}$ kombinasyondan biri eşit olasılıkla rasgele olarak seçilir. y_{11k} değerinin y_{21k} ile yer değiştirdiği permütasyon A_1B_j ile A_2B_j ($j=1,...,J$) blokları arasında da uygulanılarak önerilen test istatistiği için hesaplanması gereken Eş. 3.9'da verilen ara istatistik hesaplanır.

Bu rasgele seçilen permütasyon kuralı *A* Faktörünün $1\le s<i\le I$ olacak şekilde tüm ikili bloklarında uygulanarak Eş. 3.9 'da verilen ara test istatistiği hesaplanır. Burada CSP_s'de olduğu gibi test istatistiği elde edilirken test edilen faktörün ikili bloklarında uygulanan permütasyon kuralı değişmezdir. Ara istatistikler elde edildikten sonra Eş. 3.10 'da verilen test istatistiği hesaplanabilir, gözlenen test istatistiği ile $T_h^{*}\ge T_{obs,h}$ karşılaştırılması yapılır ve yokluk hipotezi için Eş. 3.18'de verilen *p* değeri hesaplanır.

3.6. Senkronize Permütasyon Testinde Test İstatistiklerine Yeni Bir Yaklaşım

Eş. 3.11, Eş. 3.12, Eş. 3.16 ve Eş. 3.17'de verilen test istatistiklerinde, ana etkiler ve etkileşim etkisinin bazı seviyelerinin kaybolmasını önlemek için karesel ifade kullanılmıştır. Salmaso ve Corain (2007) test istatistiklerinde yer alan karesel ifadeyi herhangi bir çift fonksiyon ile değiştirmenin mümkün olduğunu belirtilerek, örnek olarak karesel ifadenin yerinde mutlak değer fonksiyonunun kullanılabileceği ifade etmişlerdir [38].

Eş. 3.11, Eş. 3.14, Eş. 3.16 ve Eş. 3.17'de verilen test istatistiklerinde bulunan karesel ifadeler test istatistiklerinin dağılımında bir simetri üretir. Örneğin, satır faktörü olarak ifade edilen *A* faktörünün etkisi senkronize permütasyon testi ile test edilirken, test istatistiğinin aynı değerini veren iki farklı permütasyon vardır. (Eş. 3.11, Eş. 3.12, Eş. 3.16 ve Eş. 3.17 'de verilen test istatistiklerde yer alan karesel ifadenin yerine mutlak değer fonksiyonu kullanıldığında, test istatistiklerinin bu simetrik yapısı bozulmamaktadır. Test istatistiklerinde mutlak değer operatörü kullanıldığında, test istatistiklerinin her bir değeri, test istatistiklerinin yokluk dağılımında aynı olasılığa sahip olacaktır.

Çarpık dağılımlarda, Eş. 3.11, Eş. 3.14, Eş. 3.16 ve Eş. 3.17 'de verilen test istatistiklerinde bulunan karesel ifade daha yüksek değerlere daha fazla ağırlık vermenin yan etkisine sahip olabilir. Eğer hata terimlerinin istatistiksel dağılımı çarpık dağılım ise, az sayıda büyük değer çok geniş bir dağılıma sahip olduğu izlenimine yol açabilir. Ancak çoğu değer aslında birbirine oldukça yakındır. Bu nedenle hata terimlerinin için diğer metrikler bu durumda daha uygun olabilir [39].

Test istatistiklerinde karesel ifade yerine mutlak değer fonksiyonun kullanıldığında, test istatistiklerinin çarpık dağılımlara daha az duyarlı olmalarını sağlayabilir. Bu nedenle, bu bölümde yer alan çalışmada, hata terimleri çarpık dağılıma sahip oldukları durumlar için Eş. 3.11, Eş. 3.14, Eş. 3.16 ve Eş. 3.17'de verilen test istatistiklerinde yer alan karesel ifade yerine mutlak değer fonksiyonun kullanılarak test istatistikleri yenilenmiştir [45]. Test istatistiklerinde yer alan karesel ifade yerine mutlak değer fonksiyonun kullanıldığında test istatistiklerinin senkronize permütasyon testinin daha uygun bir çözüm vereceği, aynı zamanda hata terimleri simetrik dağılıma sahip olduğu durumlarda her iki formdaki test istatistiklerinin paralel sonuçlar vereceği düşünülmektedir.

3.6.1. Test istatistikleri

A faktörünün etkisinin testi için Eş. 3.11'de verilen test istatistiklerinde yer alan karesel ifade mutlak değer fonksiyonu ile değiştirildiğinde elde edilen test istatistikleri aşağıda verildiği gibidir:

$$U_A^* = \sum_{s<i} \left| \left(\sum_j {}^a T_{si|j}^* \right) \right| \tag{3.32}$$

B faktörünün etkisinin testi için Eş. 3.14'te verilen test istatistiklerinde yer alan karesel ifade mutlak değer fonksiyonu ile değiştirildiğinde elde edilen test istatistikleri aşağıda verildiği gibidir.

$$U_B^* = \sum_{j<h} \left| \left(\sum_i {}^b T_{jh|i}^* \right) \right| \tag{3.33}$$

Etkileşim etkisi *AB*'nin testi için Eş. 3.16 'da verilen test test istatistiğinde yer alan karesel ifade mutlak değer fonksiyonu ile değiştirildiğinde elde edilen test istatistiği aşağıda verildiği gibidir.

$$ {}^{a}U_{AB}^{*} = \sum_{s<i} \sum_{j<l} \left| \left({}^{a}T_{si|j}^{*} - {}^{a}T_{si|l}^{*} \right) \right| \tag{3.34} $$

Eş. 3.17'de verilen test istatistiğinde yer alan karesel ifade mutlak değer fonksiyonu ile değiştirildiğinde etkileşim etkisinin testi için elde edilen test istatistiği aşağıda verildiği gibidir.

$$ {}^{b}U_{AB}^{*} = \sum_{j<l} \sum_{s<i} \left| \left({}^{b}T_{jl|i}^{*} - {}^{b}T_{jl|s}^{*} \right) \right| \tag{3.35} $$

4. UYGULAMA

4.1. Simülasyon Çalışmalarının Tasarımı

Bu bölümde $I \times J$ tekrarlı faktöriyel tasarımlar için Bölüm 3'te verilen test istatistikleri ile senkronize permutasyon testinin davranışı güç ve deneysel birinci tip hata bakımından karşılaştırılması simülasyon yoluyla yapılarak sonuçlar gösterilmiştir.

Bölüm 3.2'de senkronize permütasyon testi için test istatistiklerinin birbirinden bağımsız olduğu gösterilmişti. Senkronize permütasyon testinde yokluk hipotezi altında satır etkisinin testi ile sütun etkisinin testi matematiksel olarak aynı olduğundan, $\forall b_j = 0$ alınarak simülasyon çalışmalarında satır etkisi *A* ve etkileşim *AB*'nin testi üzerinde durulmuştur. Tüm simülasyonlar $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinde yapılmıştır. Hata terimlerinin dağılımlarından türetilen tüm rasgele değişkenler beklenen değeri sıfır olmak üzere standartlaştırılmıştır. Çalışmada kullanılan tüm dağılımlar homojen varyansa sahiptir.

Bu bölümde yer alan simülasyon çalışmalarında test istatistikleri için algoritmalar tamamen ücretsiz olan Java yazılım dili ile yazılmıştır. Yazılım geliştirici platform olarak Oracle JDeveloper kullanılmıştır. Farklı dağılımlardan bağımsız örneklem seçimlerinde Java yazılım dili için yazılan ücretsiz bir kütüphane olan Apache Commons Math içinde yer alan AbstractRealDistribution sınıfından yararlanılmıştır. Apache Commons Math Java programlama dilinde veya Commons Lang'de bulunmayan en yaygın problemleri ele alan hafif, bağımsız matematik ve istatistik bileşenlerinden oluşan bir kütüphanedir.

Simülasyon çalışmalarında etki içermeyen veri kümelerini araştırarak farklı test istatistiği yaklaşımları ile senkronize permütasyon testinin nominal seviye olan $\alpha = 0,05$'i koruyup korumadığı incelenmiş olup etki içeren veri kümelerini araştırarak testlerin gücü incelenmiştir.

Tüm simülasyon çalışmalarında $I \times J$ dengeli tekrarlı tasarımları ile Eş.2.1. 'de verilen sabit etkili model üzerinden ele alınmıştır. Deneysel I. tip hata oranları elde edilirken verilerde hiçbir etkinin olmadığı durum Eş.2.1. 'de verilen sabit etkili model için $\forall a_i = 0, \forall b_j = 0, \forall a_i b_j = 0, \mu = 0$ şeklindedir.

Testlerin gücü için simülasyon çalışmalarında yer alan tüm $I \times J$ tasarımlarında Eş.2.1. 'de verilen sabit etkili model için $\mu = 0, \forall b_j = 0$ olmak üzere aktif etkiler "Δ" Çizelge 4.1'de verildiği gibidir.

Çizelge 4.1. Testin gücü için $\mu = 0$, $\forall b_j = 0$ ile farklı Δ etki değerleri

	3×2	3×3	3×4	4×3	4×4
a_1	Δ	Δ	Δ	Δ	Δ
a_2	-2Δ	-2Δ	-2Δ	$-\Delta$	$-\Delta$
a_3	Δ	Δ	Δ	0	Δ
a_4	-	-	-	0	$-\Delta$
$(ab)_{11}$	Δ	Δ	Δ	Δ	Δ
$(ab)_{12}$	$-\Delta$	-2Δ	$-\Delta$	$-\Delta$	$-\Delta$
$(ab)_{13}$	-	Δ	Δ	0	Δ
$(ab)_{14}$	-	-	$-\Delta$	-	$-\Delta$
$(ab)_{21}$	-2Δ	-2Δ	-2Δ	$-\Delta$	$-\Delta$
$(ab)_{22}$	2Δ	Δ	2Δ	Δ	Δ
$(ab)_{23}$	-	Δ	-2Δ	0	$-\Delta$
$(ab)_{24}$	-	-	2Δ	-	Δ
$(ab)_{31}$	Δ	Δ	Δ	0	Δ
$(ab)_{32}$	Δ	Δ	$-\Delta$	0	$-\Delta$
$(ab)_{33}$	-	$-\Delta$	Δ	0	Δ
$(ab)_{34}$	-	-	$-\Delta$	-	$-\Delta$
$(ab)_{41}$	-	-	-	0	$-\Delta$
$(ab)_{42}$	-	-	-	0	Δ
$(ab)_{43}$	-	-	-	0	$-\Delta$
$(ab)_{44}$	-	-	-	-	Δ

Simülasyon çalışmalarında yer alan çizelgelerde K_CSP, yokluk hipotezlerinin testinde permütasyon yöntemi olarak kesin CSP_s prosedürü uygulanılarak Eş. 3.11, Eş. 3.16 ve Eş. 3.17'de yer alan karesel formdaki test istatistiklerinin kullanıldığı senkronize permütasyon testini ifade edilmektedir. M_CSP, senkronize yokluk hipotezlerinin testinde permütasyon yöntemi olarak kesin CSP_s prosedürü uygulanarak Eş. 3.32, Eş. 3.34 ve Eş. 3.35'te yer alan mutlak değer fonksiyonu içeren test istatistiklerinin kullanıldığını senkronize permütasyon

testini ifade etmektedir. Bu bölümde ayrıca ANOVA ile ifade edilen yokluk hipotezlerinin testinde iki yönlü ANOVA için parametrik F testidir. *AB/A*, etkileşim etkisinin hipotez testi için *A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplanan Eş. 3.16 ve Eş. 3.34'te verilen test istatistiklerinden yararlanıldığını belirtir. *AB/B*, etkileşim etkisinin hipotez testi için *B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplanan Eş. 3.17 ve Eş. 3.35'te verilen test istatistiklerinden yararlanıldığını belirtir.

İlk olarak hata terimleri normal dağılımdan ve normal olmayan dağılımlardan geldiğinde, H_{0A} ve H_{0AB} altında senkronize permütasyon testinin ANOVA ile deneysel I. Tip hata ve testin gücü bakımından karşılaştırılması amaçlanmıştır. Bu karşılaştırma için tekrar sayısı $n=5$, 7 ve 10 ile 3×2 ve 3×3 dengeli faktöriyel tasarımları ele alınmıştır.

Hata terimlerinin dağılımı olarak;

- Normal dağılım (0,1),
- Normal olmayan dağılım temsili için Laplace (0,1), Cauchy (0,1), ve Logistik (0,1),

dağılımları alınmıştır. Bu dağılımların her biri için $n_{sim}=5000$ adet simülasyon çalışması sonucunda deneysel I. tip hata oranları ve güç değerleri hesaplanmıştır. Testin gücü çalışması için hata terimleri Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) dağılımlarından türetilen veri setleri için veri kümelerinde μ=0'dır ve "Δ" farklı etkiler Çizelge 4.2'de verildiği gibidir.

Çizelge 4.2. Testin gücü çalışması için farklı Δ etki değerleri

Normal (0,1)	$\Delta \in \{0,25;0,50;0,75;1,0\}$
Laplace (0,1)	$\Delta \in \{0,50;0,75;1,0\}$
Logistik (0,1)	$\Delta \in \{0,50;0,75;1,0;1,25;1,50\}$
Cauchy (0,1),	$\Delta \in \{8,0;9,0\}$

Tekrar sayısı $n=5$, 7 ve 10 ile 3×2 ve 3×3 dengeli faktöriyel tasarımları altında Hata terimlerinin dağılımları Normal (0,1), Laplace(0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olarak alındığında K_CSP, M_CSP ve ANOVA 'nın deneysel I.tip hata oranları Çizelge 4.4 ve

Çizelge 4.5'te, K_CSP, M_CSP ve ANOVA 'nın güç değerleri Çizelge 4.6 ve Çizelge 4.7'de verildiği gibidir.

Bir diğer simülasyon çalışmasında senkronize permütasyon testi çerçevesinde, $I \times J$ tamamlanmış tekrarlı faktöriyel tasarımlarda permütasyon yöntemi olarak CSP_s kesin permütasyon prosedürünün bu prosedüre alternatif olarak Bölüm 3.2.2'de açıklanan rasgele permütasyon yaklaşımı ile senkronize permütasyon testinin H_{0A} ve H_{0AB} altında deneysel I.tip hata ve testin gücü bakımından karşılaştırılması amaçlanmıştır. Hata terimlerinin dağılımı olarak;

- Normal dağılım (0,1),
- Normal olmayan dağılım temsili için Laplace(0,1), Cauchy (0,1), ve Logistik (0,1) dağılımları belirlenmiştir.

Her bir tekrar sayısı ve hata terimlerinin farklı dağılımlarından geldiğinde 3×2 ve 3×3 tasarımlarının her biri için rastgele $n_{perm} = 5000$ permütasyon ve $n_{sim} = 5000$ ile $\alpha = 0.05$ anlamlılık düzeyinde deneysel I. tip hata oranları ve güç değerleri hesaplanmıştır. Rasgele permütasyon yaklaşımının amacına göre tekrar sayıları incelenen tasarımlarda permütasyon sayıları hesaplama zorluğu getirebilecek büyüklükte olan $n =$ 8,9 ve 10 olarak belirlenmiştir.

Tekrar sayısı $n =$ 8,9 ve 10 ile 3×2 ve 3×3 dengeli faktöriyel tasarımları altında hata terimlerinin dağılımları Normal (0,1), Laplace (0,1),Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olarak alındığında rasgele permütasyon yöntemiyle K_CSP,M_CSP 'nin deneysel I.tip hata oranları Çizelge 4.8 ve Çizelge 4.9 da, rasgele permütasyon yöntemiyle K_CSP,M_CSP güç değerleri Çizelge 4.12 ve Çizelge 4.13'de verildiği gibidir. Çizelgelerde yer alan "(R)" ifadesi senkronize permütasyon testi çerçevesinde permütasyon yöntemi olarak Bölüm 3.2.2'de verilen rasgele permütasyon seçimi kullanıldığını ifade etmektedir.

Tekrar sayısı $n =$ 8,9 ve 10 ile 3×2 ve 3×3 dengeli faktöriyel tasarımları altında hata terimlerinin dağılımları Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olarak alındığında CSP_s ile K_CSP,M_CSP 'nin deneysel I.tip hata oranları Çizelge 4.10 ve Çizelge 4.11'de, rasgele permütasyon yöntemiyle K_CSP,M_CSP güç değerleri Çizelge 4.14 ve Çizelge 4.15'de verildiği gibidir.

Bir diğer simülasyon çalışmasında, senkronize permütasyon testi çerçevesinde hata terimleri Normal dağılımdan farklı olduğu durumların incelenmesine farklı çarpık dağılımlarla devam edilmiştir. Hata terimleri çarpık dağılımlardan geldiğinde Eş. 3.11, Eş. 3.16, Eş. 3.17'de ve Eş. 3.32, Eş. 3.34, Eş. 3.35 'de verilen test istatistikleri kullanıldığında, senkronize permütasyon testinin ANOVA ile deneysel I.tip hata ve testin gücü bakımından karşılaştırılması amaçlanmıştır. Bu karşılaştırma için tekrar sayısı $n=5,7$ ve 10 olan 3×2, $3\times 3, 3\times 4, 4\times 3$ve 4×4 tekrarlı dengeli $I\times J$ faktöriyel tasarımları ele alınmıştır. Tekrar sayısı $n=5,7$ olan tasarımlar için permütasyon yöntemi olarak CSP_s kullanılmıştır. Tekrar sayısı $n=10$ olduğu durumlarda permütasyon yöntemi olarak toplam permütasyon sayısı $n_{perm}=5000$ ile Bölüm 3.2'de verilen rasgele permütasyon seçimi kullanılmıştır. Öncelikle etki içermeyen veri kümelerini araştırarak farklı test istatistiği yaklaşımı ile senkronize permütasyon prosedürün nominal seviyeyi koruyup korumadığı incelenmiş olup etki içeren veri kümelerini araştırarak güç davranışı incelenmiştir. Hata terimleri için kullanılan farklı çarpık dağılımlar:

- Çarpık dağılımlar: Log Normal Dağılım (parametreler (μ=0, σ=2), (μ=0, σ=3), (μ=0, σ=1,5), Weibull Dağılımı(parametreler (λ=1,k=0,25), (λ=1,k=0,50)),Ters Gauss Dağılımı (parametreler (μ=1, λ=0,01), (μ=1, λ=0,05))

Testin gücü çalışması için etki içeren veri setleri göz önüne alınmıştır. Burada Hata terimleri için farklı çarpık dağılımlardan veri kümelerinde μ=0 ve Δ farklı etkiler Çizelge 4.3'te verildiği gibidir.

Çizelge 4.3. Hata terimleri farklı çarpık dağılımlardan geldiğinde güç simülasyonu için veri kümelerinde "Δ" farklı etkiler

Log Normal (μ=0, σ=2)	$\Delta \in$ {4,5,6,7,8,9,10}
Log Normal (μ=0, σ=1,5)	$\Delta \in$ {1,5;2;2,5;3;3,5;4;4,5}
Log Normal (μ=0, σ=3)	$\Delta \in$ {30,40,50,60,70,80,90,100}
Weibull Dağılımı (λ=1,k=0,25)	$\Delta \in$ {1,5;2;2,5;3;3,5;4}
Weibull Dağılımı (λ=1,k=0,50)	$\Delta \in$ {0,5;0,75;1;1,25;1,5;1,75}
Ters Gauss (μ=1, λ=0,05)	$\Delta \in$ {0,8;0,9;1;1,1;1,2;1,3;1,4;1,5}
Ters Gauss (μ=1, λ=0,01)	$\Delta \in$ {0,8;0,9;1;1,1;1,2;1,3;1,4;1,5}

4.2. Bulgular

Hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) ile K_CSP, M_CSP ve ANOVA'nın deneysel I.tip hata oranları Çizelge 4.4 ve Çizelge 4.5'te verildiği gibidir. Bu çizelgelerde yer alan verilere bakıldığında K_CSP ve M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının birbirine oldukça yakın olduğu görülmektedir. *A* faktörü için K_CSP ve M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının tüm incelenen dağılımlar için 0,058-0,070 arasında değişmekte olduğu görülmektedir. *AB* etkileşim etkisi için K_CSP ve M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranları, 3×2 tasarımında test istatistiği iki seviyeli *B* faktörü üzerinden hesaplandığında (*AB/B*) nominal α'ya yakın değerler verirken, test istatistiği üç seviyeli *A* faktörü üzerinden hesaplandığında (*AB/A*) 0,055 - 0,069 aralığında değiştiği görülmektedir. Bu durum *A* faktörünün ve *B* faktörünün seviyelerinin ikiden büyük olduğu 3×3 tasarımında farklılık göstermiştir. *AB* etkileşim etkisi için K_CSP ve M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının *A* faktörü üzerinden hesaplandığında (*AB/A*) 0,054-0,067 aralığında değiştiği, *B* faktörü üzerinden hesaplandığında (*AB/B*) 0,051 - 0,067 aralığında değiştiği görülmektedir.

Hata terimleri simetrik dağılımlar olan Normal, Logistik ve Laplace dağılımlarından geldiğinde *A* faktörü ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA'nın deneysel I. Tip hata oranlarının nominal α'ya K_CSP ve M_CSP'nin deneysel I tip hata oranlarından daha yakın olduğu görülmüştür. Hata terimleri Cauchy gibi ağır kuyruklu bir dağılıma sahip olduğunda, ANOVA 'nın deneysel I. tip hata oranlarının nominal α'dan oldukça düşük olduğu görülmektedir. Hata terimleri Cauchy gibi ağır kuyruklu bir dağılıma sahip olduğunda K_CSP ve M_CSP 'nin deneysel I. tip hata oranlarının nominal α'ya ANOVA'nın deneysel I .tip hata oranlarından daha yakın olduğu görülmektedir.

Çizelge 4.4. *n*=5,7,10 ile 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) test istatistiklerinin deneysel I. tip hata oranları

		K_CSP			M_CSP			ANOVA		
		n=5	*n=7*	*n=10*	*n=5*	*n=7*	*n=10*	*n=5*	*n=7*	*n=10*
A	Normal	0,066	0,065	0,064	0,062	0,064	0,062	0,047	0,047	0,051
	Laplace	0,063	0,070	0,061	0,062	0,070	0,059	0,045	0,048	0,049
	Cauchy	0,063	0,062	0,063	0,060	0,061	0,060	0,019	0,019	0,018
	Logistik	0,063	0,063	0,061	0,060	0,060	0,058	0,048	0,045	0,051
AB/A	Normal	0,067	0,064	0,060	0,069	0,064	0,058	0,050	0,051	0,053
	Laplace	0,061	0,062	0,066	0,064	0,062	0,061	0,043	0,043	0,049
	Cauchy	0,064	0,066	0,061	0,063	0,062	0,059	0,018	0,022	0,023
	Logistik	0,063	0,062	0,059	0,062	0,059	0,056	0,046	0,046	0,046
AB/B	Normal	0,049	0,051	0,047	0,049	0,051	0,045	0,050	0,051	0,053
	Laplace	0,047	0,043	0,050	0,046	0,046	0,052	0,043	0,043	0,049
	Cauchy	0,046	0,055	0,049	0,047	0,053	0,048	0,018	0,022	0,023
	Logistik	0,045	0,049	0,045	0,044	0,049	0,045	0,046	0,046	0,046

Çizelge 4.5. *n*=5,7,10 ile 3x3 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olduğunda testlerin deneysel I.tip hata oranları

		K_CSP			M_CSP			ANOVA		
		n=5	*n=7*	*n=10*	*n=5*	*n=7*	*n=10*	*n=5*	*n=7*	*n=10*
A	Normal	0,067	0,068	0,062	0,067	0,064	0,063	0,049	0,052	0,049
	Laplace	0,071	0,067	0,061	0,067	0,064	0,057	0,052	0,051	0,045
	Cauchy	0,059	0,065	0,061	0,058	0,060	0,058	0,015	0,022	0,017
	Logistik	0,068	0,064	0,066	0,066	0,063	0,063	0,044	0,050	0,052
AB/A	Normal	0,064	0,069	0,062	0,064	0,066	0,060	0,051	0,050	0,046
	Laplace	0,064	0,062	0,060	0,063	0,062	0,056	0,044	0,046	0,047
	Cauchy	0,067	0,060	0,060	0,066	0,058	0,060	0,017	0,017	0,018
	Logistik	0,056	0,062	0,063	0,057	0,060	0,061	0,047	0,049	0,050
AB/B	Normal	0,063	0,061	0,061	0,063	0,062	0,059	0,051	0,050	0,046
	Laplace	0,066	0,062	0,061	0,067	0,063	0,059	0,044	0,046	0,047
	Cauchy	0,066	0,065	0,059	0,065	0,062	0,057	0,017	0,017	0,018
	Logistik	0,064	0,064	0,061	0,065	0,064	0,059	0,047	0,049	0,050

Tekrar sayısı *n*=5,7,10 ve hata terimlerinin dağılımları Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) ile K_CSP, M_CSP ve ANOVA'nın güç değerleri Çizelge 4.6. ve 4.7. 'de gibidir.

Çizelge 4.6. *n*=5,7,10 ile 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olduğunda testlerin güç değerleri

			K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	n	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB*
Normal	5	0,75	0,794	0,787	0,753	0,788	0,784	0,753	0,808	0,798
		1,00	0,969	0,959	0,949	0,971	0,958	0,950	0,973	0,968
	7	0,75	0,932	0,930	0,924	0,930	0,932	0,925	0,935	0,936
		1,00	0,996	0,996	0,994	0,997	0,996	0,996	0,997	0,997
	10	0,75	0,990	0,991	0,989	0,990	0,991	0,990	0,989	0,990
		1,00	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Laplace	5	0,75	0,538	0,557	0,506	0,532	0,550	0,502	0,529	0,537
		1,00	0,763	0,764	0,733	0,755	0,755	0,730	0,768	0,769
	7	0,75	0,691	0,703	0,662	0,687	0,699	0,663	0,677	0,684
		1,00	0,899	0,904	0,889	0,900	0,904	0,891	0,905	0,905
	10	0,75	0,990	0,991	0,989	0,990	0,991	0,990	0,989	0,990
		1,00	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Logistik	5	1,25	0,727	0,725	0,695	0,723	0,723	0,695	0,734	0,742
		1,50	0,853	0,863	0,839	0,855	0,864	0,840	0,873	0,876
	7	1,25	0,883	0,877	0,867	0,882	0,878	0,868	0,885	0,882
		1,50	0,964	0,962	0,956	0,962	0,962	0,957	0,965	0,963
	10	1,25	0,966	0,966	0,961	0,968	0,965	0,961	0,966	0,965
		1,50	0,997	0,995	0,996	0,997	0,996	0,996	0,997	0,996
Cauchy	5	8,00	0,853	0,856	0,850	0,863	0,861	0,855	0,769	0,769
		9,00	0,861	0,869	0,865	0,869	0,879	0,872	0,788	0,789
	7	8,00	0,852	0,847	0,840	0,860	0,856	0,848	0,773	0,772
		9,00	0,869	0,866	0,861	0,879	0,878	0,870	0,797	0,798
	10	8,00	0,860	0,863	0,856	0,869	0,874	0,866	0,781	0,786
		9,00	0,883	0,882	0,878	0,888	0,890	0,886	0,806	0,808

Çizelge 4.7. *n*=5,7,10 ile 3x3 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olduğunda testlerin güç değerleri

			K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	n	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB*
Normal	5	0,25	0,523	0,405	0,402	0,511	0,408	0,408	0,525	0,389
		0,50	0,978	0,958	0,955	0,972	0,963	0,964	0,987	0,966
	7	0,25	0,708	0,584	0,581	0,695	0,593	0,590	0,705	0,563
		0,50	0,999	0,996	0,996	0,998	0,997	0,997	0,999	0,996
	10	0,25	0,843	0,769	0,762	0,832	0,777	0,771	0,842	0,752
		0,50	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Laplace	5	0,50	0,806	0,731	0,731	0,793	0,741	0,736	0,830	0,727
		0,75	0,983	0,964	0,967	0,981	0,970	0,972	0,989	0,971
	7	0,50	0,936	0,879	0,871	0,931	0,886	0,883	0,939	0,869
		0,75	0,999	0,995	0,996	0,998	0,996	0,996	0,999	0,996
	10	0,50	0,989	0,975	0,976	0,987	0,978	0,977	0,988	0,970
		0,75	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Logistik	5	0,50	0,613	0,495	0,497	0,599	0,502	0,498	0,616	0,475
		0,75	0,913	0,844	0,840	0,902	0,857	0,852	0,927	0,850
	7	0,50	0,769	0,671	0,670	0,758	0,681	0,681	0,776	0,653
		0,75	0,983	0,963	0,961	0,978	0,966	0,968	0,986	0,961
	10	0,50	0,921	0,848	0,851	0,911	0,860	0,863	0,918	0,839
		0,75	0,999	0,996	0,997	0,999	0,997	0,998	1,000	0,997
Cauchy	5	8,00	0,915	0,914	0,915	0,921	0,937	0,937	0,866	0,852
		9,00	0,924	0,921	0,922	0,930	0,944	0,943	0,879	0,861
	7	8,00	0,911	0,901	0,900	0,910	0,921	0,918	0,868	0,843
		9,00	0,921	0,914	0,915	0,923	0,932	0,932	0,882	0,866
	10	8,00	0,927	0,917	0,917	0,928	0,942	0,945	0,870	0,861
		9,00	0,934	0,932	0,932	0,937	0,956	0,954	0,876	0,872

Çizelge 4.6 ve Çizelge 4.7 incelendiğinde hata terimlerinin dağılımı simetrik dağılımlar olan Normal, Laplace ve Logistik dağılımlarından geldiğinde *A* faktörü ve *AB* etkileşim etkisi için K_CSP, M_CSP ve ANOVA güç değerlerinin birbirine oldukça yakın olduğu görülmektedir. Hata terimlerinin dağılımı Cauchy dağılımından geldiğinde 3×2 ve 3×3 tasarımlarında K_CSP, M_CSP güç değerlerinin ANOVA'nın güç değerlerinden daha yüksek olduğu görülmektedir.

Tekrar sayısı $n=$ 8,9 ve 10 ile 3×2 ve 3×3 dengeli faktöriyel tasarımları altında hata terimlerinin dağılımları Normal (0,1) , Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olarak alındığında rasgele permütasyon yöntemiyle K_CSP ,M_CSP 'nin deneysel I. tip hata oranları 3×2 tasarımı için Çizelge 4.8.'de ve 3×3 tasarımı için Çizelge 4.9'da verildiği gibidir.

Tekrar sayısı $n=$ 8,9 ve 10 ile 3×2 ve 3×3 dengeli faktöriyel tasarımları altında hata terimlerinin dağılımları Normal (0,1) , Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olarak alındığında CSP_s permütasyon yöntemiyle K_CSP, M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranları 3x2 tasarımı için Çizelge 4.10'da ve 3x3 tasarımı için Çizelge 4.11'de verildiği gibidir.

Çizelge 4.8. *n*= 8,9,10 ile 3x2 tasarımında rasgele permütasyon yöntemiyle senkronize permütsyon testlerinin I. tip hata oranları

	K_CSP (R)			M_CSP (R)		
	n=8	*n=9*	*n=10*	*n=8*	*n=9*	*n=10*
			A			
Normal	0,066	0,069	0,062	0,064	0,065	0,061
Laplace	0,060	0,063	0,067	0,061	0,059	0,065
Cauchy	0,064	0,062	0,062	0,063	0,062	0,058
Logistik	0,065	0,056	0,066	0,063	0,056	0,061
			AB/A			
Normal	0,068	0,066	0,064	0,067	0,065	0,061
Laplace	0,060	0,056	0,066	0,058	0,052	0,064
Cauchy	0,068	0,066	0,062	0,065	0,061	0,058
Logistik	0,064	0,067	0,065	0,061	0,063	0,062
			AB/B			
Normal	0,055	0,062	0,048	0,053	0,064	0,048
Laplace	0,046	0,055	0,054	0,047	0,051	0,052
Cauchy	0,052	0,060	0,049	0,052	0,058	0,049
Logistik	0,049	0,051	0,049	0,051	0,052	0,050

Çizelge 4.9. *n*= 8,9,10 ile 3x3 tasarımında rasgele permütasyon yöntemiyle senkronize permütasyon testlerinin I. tip hata oranları

	K_CSP (R)			M_CSP (R)		
	n=8	*n=9*	*n=10*	*n=8*	*n=9*	*n=10*
			A			
Normal	0,066	0,061	0,058	0,061	0,059	0,059
Laplace	0,058	0,064	0,058	0,054	0,062	0,054
Cauchy	0,059	0,058	0,054	0,057	0,056	0,052
Logistik	0,068	0,066	0,067	0,064	0,063	0,062
			AB/A			
Normal	0,063	0,067	0,059	0,060	0,066	0,058
Laplace	0,063	0,060	0,060	0,060	0,059	0,059
Cauchy	0,055	0,062	0,066	0,055	0,060	0,058
Logistik	0,063	0,062	0,056	0,060	0,064	0,056
			AB/B			
Normal	0,065	0,068	0,061	0,064	0,066	0,060
Laplace	0,060	0,064	0,061	0,058	0,059	0,060
Cauchy	0,060	0,063	0,065	0,057	0,059	0,061
Logistik	0,060	0,064	0,059	0,056	0,061	0,058

Çizelge 4.10. *n*=8,9,10 ile 3x2 tasarımında CSP_s ile senkronize permütasyon testlerinin I. tip hata oranları

	K_CSP			M_CSP		
	n=8	*n=9*	*n=10*	*n=8*	*n=9*	*n=10*
			A			
Normal	0,067	0,070	0,064	0,065	0,065	0,062
Laplace	0,069	0,065	0,061	0,065	0,062	0,059
Cauchy	0,058	0,065	0,063	0,056	0,060	0,060
Logistik	0,064	0,069	0,061	0,062	0,069	0,058
			AB/A			
Normal	0,066	0,060	0,060	0,065	0,057	0,058
Laplace	0,060	0,063	0,066	0,059	0,063	0,061
Cauchy	0,062	0,062	0,061	0,060	0,059	0,059
Logistik	0,066	0,064	0,059	0,066	0,061	0,056
			AB/B			
Normal	0,051	0,047	0,047	0,052	0,046	0,045
Laplace	0,048	0,051	0,050	0,048	0,051	0,052
Cauchy	0,051	0,052	0,049	0,052	0,053	0,048
Logistik	0,047	0,048	0,045	0,048	0,049	0,045

Çizelge 4.11. n=8,9,10 ile 3x3 tasarımında CSP_s ile senkronize permütasyon testlerinin I. tip hata oranları

	K_CSP			M_CSP		
	n=8	*n=9*	*n=10*	*n=8*	*n=9*	*n=10*
			A			
Normal	0,065	0,065	0,062	0,062	0,063	0,063
Laplace	0,060	0,062	0,061	0,059	0,060	0,057
Cauchy	0,062	0,068	0,061	0,058	0,063	0,058
Logistik	0,063	0,068	0,066	0,058	0,067	0,063
			AB/A			
Normal	0,063	0,063	0,062	0,061	0,058	0,060
Laplace	0,060	0,060	0,060	0,062	0,057	0,056
Cauchy	0,061	0,062	0,060	0,057	0,062	0,060
Logistik	0,068	0,066	0,063	0,065	0,061	0,061
			AB/B			
Normal	0,062	0,061	0,061	0,063	0,061	0,059
Laplace	0,063	0,063	0,061	0,062	0,059	0,059
Cauchy	0,064	0,062	0,059	0,058	0,061	0,057
Logistik	0,067	0,066	0,061	0,064	0,061	0,059

Çizelge 4.8 ile Çizelge 4.10'da yer alan veriler karşılaştırıldığında, senkronize permütasyon testi çerçevesinde Eş. 3.11, Eş. 3.16 ve Eş. 3.17'de verilen test istatistikleri ile rasgele permütasyon yöntemi kullanıldığında K_CSP (R)'nin I. tip hata oranları ile CSP_S prosedürü kullanıldığında K_CSP'nin I. tip hata oranlarının birbirine yakın değerler olduğu görülmektedir. Benzer durum senkronize permütasyon testi çerçevesinde Eş. 3.32, Eş. 3.34 ve Eş. 3.35'de verilen test istatistikleri ile rasgele permütasyon yöntemi kullanıldığında M_CSP(R)'nin deneysel I. tip hata oranları ile CSP_s prosedürü kullanıldığında M_CSP'nin I. tip hata oranlarının birbirine yakın olduğu görülmektedir.

Çizelge 4.9 ile Çizelge 4.11'de yer alan veriler karşılaştırıldığında, senkronize permütasyon testi çerçevesinde Eş. 3.11, Eş. 3.16 ve Eş. 3.17'de verilen test istatistikleri ile rasgele permütasyon yöntemi kullanıldığında K_CSP(R)'nin deneysel I. tip hata oranları ile CSP_s prosedürü kullanıldığında K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının birbirine yakın değerler olduğu görülmektedir. Benzer durum senkronize permütasyon testi çerçevesinde Eş. 3.32, Eş. 3.34 ve Eş. 3.35'te verilen test istatistikleri ile rasgele permütasyon yöntemi kullanıldığında M_CSP (R)'nin deneysel I. tip hata oranları ile CSP_s prosedürü kullanıldığında M_CSP'nin I. tip hata oranlarının birbirine yakın olduğu görülmektedir.

Tekrar sayısı $n=$ 8,9 ve 10 ile 3×2 ve 3×3 dengeli faktöriyel tasarımları altında hata terimlerinin dağılımları Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olarak alındığında rasgele permütasyon yöntemiyle K_CSP,M_CSP 'nin güç değerleri Çizelge 4.12 ve Çizelge 4.13'te verildiği gibidir.

Tekrar sayısı $n=$ 8,9 ve 10 ile 3×2 ve 3×3 dengeli faktöriyel tasarımları altında hata terimlerinin dağılımları Normal (0,1) , Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olarak alındığında CSP_s ile K_CSP,M_CSP 'nin güç değerleri Çizelge 4.14 ve Çizelge 4.15'de verildiği gibidir.

Çizelge 4.12. *n*=8,9,10 ile 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace(0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olduğunda rasgele permütasyon yöntemiyle testlerin güç değerleri

			K_CSP (R)			M_CSP(R)		
	n	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*
Normal	8	0,75	0,966	0,965	0,955	0,963	0,967	0,960
		1,00	0,999	1,000	1,000	0,999	0,999	0,999
	9	0,75	0,966	0,965	0,955	0,963	0,967	0,960
		1,00	0,999	1,000	1,000	0,999	0,999	0,999
	10	0,75	0,990	0,990	0,989	0,990	0,990	0,990
		1,00	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Laplace	8	0,75	0,753	0,767	0,738	0,747	0,761	0,732
		1,00	0,938	0,933	0,923	0,933	0,934	0,924
	9	0,75	0,799	0,798	0,798	0,797	0,794	0,799
		1,00	0,957	0,949	0,952	0,956	0,949	0,954
	10	0,75	0,858	0,855	0,836	0,854	0,852	0,836
		1,00	0,978	0,977	0,972	0,979	0,976	0,973
Logistik	8	1,25	0,929	0,930	0,916	0,928	0,929	0,918
		1,50	0,984	0,984	0,982	0,985	0,981	0,982
	9	1,25	0,955	0,949	0,948	0,955	0,950	0,951
		1,50	0,991	0,991	0,991	0,991	0,991	0,992
	10	1,25	0,978	0,975	0,968	0,978	0,974	0,969
		1,50	0,997	0,995	0,994	0,997	0,995	0,993
Cauchy	8	8,00	8,00	0,866	0,859	0,852	0,872	0,868
		9,00	9,00	0,880	0,880	0,876	0,888	0,888
	9	8,00	0,860	0,846	0,848	0,871	0,855	0,856
		9,00	0,869	0,871	0,874	0,873	0,876	0,879
	10	8,00	0,858	0,862	0,854	0,866	0,868	0,860
		9,00	0,878	0,872	0,867	0,882	0,879	0,873

Çizelge 4.13. *n*=8,9,10 ile 3x3 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olduğunda rasgele permütasyon yöntemiyle testlerin güç değerleri

			K_CSP(R)			M_CSP(R)		
	n	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*
Normal	8	0,25	0,753	0,646	0,645	0,742	0,654	0,658
		0,50	1,000	0,999	0,998	0,999	0,999	0,999
	9	0,25	0,802	0,707	0,710	0,792	0,720	0,724
		0,50	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	10	0,25	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
		0,50	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Laplace	8	0,50	0,962	0,929	0,934	0,957	0,935	0,939
		0,75	1,000	0,999	0,999	1,000	0,999	0,999
	9	0,50	0,979	0,951	0,953	0,976	0,960	0,961
		0,75	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	10	0,50	0,985	0,968	0,968	0,983	0,974	0,974
		0,75	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Logistik	8	0,50	0,837	0,760	0,766	0,825	0,770	0,772
		0,75	0,992	0,983	0,985	0,987	0,985	0,987
	9	0,50	0,876	0,790	0,789	0,869	0,799	0,804
		0,75	0,998	0,990	0,989	0,997	0,992	0,991
	10	0,50	0,922	0,848	0,850	0,912	0,858	0,861
		0,75	0,998	0,996	0,996	0,998	0,997	0,997
Cauchy	8	8,00	0,916	0,909	0,910	0,917	0,933	0,935
		9,00	0,928	0,925	0,924	0,929	0,955	0,956
	9	8,00	0,919	0,913	0,914	0,921	0,938	0,940
		9,00	0,934	0,923	0,923	0,933	0,945	0,944
	10	8,00	0,926	0,906	0,907	0,929	0,932	0,934
		9,00	0,935	0,928	0,927	0,935	0,954	0,953

Çizelge 4.14. n=8,9,10 ile 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olduğunda CSP_s yöntemiyle senkronize testlerinin güç değerleri

			K_CSP			M_CSP		
	n	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*
Normal	8	0,75	0,958	0,967	0,960	0,960	0,965	0,960
		1,00	0,999	0,998	0,999	0,999	0,999	0,998
	9	0,75	0,980	0,978	0,975	0,980	0,978	0,975
		1,00	0,999	1,000	1,000	0,999	1,000	1,000
	10	0,75	0,990	0,991	0,989	0,990	0,991	0,990
		1,00	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Laplace	8	0,75	0,691	0,703	0,662	0,687	0,699	0,663
		1,00	0,899	0,904	0,889	0,900	0,904	0,891
	9	0,75	0,757	0,747	0,727	0,752	0,744	0,727
		1,00	0,935	0,929	0,917	0,933	0,930	0,918
	10	0,75	0,816	0,814	0,793	0,813	0,808	0,795
		1,00	0,960	0,960	0,953	0,960	0,959	0,952
Logistik	8	1,25	0,930	0,924	0,915	0,931	0,923	0,918
		1,50	0,984	0,986	0,983	0,983	0,985	0,984
	9	1,25	0,949	0,953	0,944	0,948	0,953	0,946
		1,50	0,992	0,991	0,989	0,992	0,990	0,989
	10	1,25	0,966	0,966	0,961	0,968	0,965	0,961
		1,50	0,997	0,995	0,996	0,997	0,996	0,996
Cauchy	8	8,00	0,860	0,865	0,862	0,868	0,875	0,870
		9,00	0,874	0,878	0,875	0,882	0,886	0,882
	9	8,00	0,862	0,861	0,855	0,872	0,869	0,862
		9,00	0,870	0,880	0,875	0,881	0,887	0,880
	10	8,00	0,860	0,863	0,856	0,869	0,874	0,866
		9,00	0,883	0,882	0,878	0,888	0,890	0,886

Çizelge 4.15. n=8,9,10 ile 3x3 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Normal (0,1), Laplace (0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) olduğunda CSP_s yöntemiyle senkronize testlerinin güç değerleri

			K_CSP			M_CSP		
	n	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*
Normal	8	0,25	0,758	0,655	0,658	0,745	0,665	0,664
		0,50	0,999	0,998	0,999	0,999	0,998	0,999
	9	0,25	0,804	0,712	0,710	0,790	0,722	0,722
		0,50	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	10	0,25	0,843	0,769	0,762	0,832	0,777	0,771
		0,50	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Laplace	8	0,50	0,963	0,9228	0,9238	0,9584	0,9284	0,9298
		0,75	0,999	0,998	0,999	1,000	0,999	0,999
	9	0,50	0,974	0,9552	0,952	0,9694	0,9596	0,9574
		0,75	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
	10	0,50	0,989	0,975	0,976	0,987	0,978	0,977
		0,75	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Logistik	8	0,50	0,832	0,742	0,746	0,820	0,755	0,756
		0,75	0,992	0,980	0,981	0,990	0,981	0,983
	9	0,50	0,877	0,801	0,805	0,866	0,815	0,821
		0,75	0,998	0,990	0,990	0,997	0,992	0,992
	10	0,50	0,921	0,848	0,851	0,911	0,860	0,863
		0,75	0,999	0,996	0,997	0,999	0,997	0,998
Cauchy	8	8,00	0,922	0,921	0,922	0,924	0,946	0,946
		9,00	0,924	0,922	0,921	0,929	0,951	0,952
	9	8,00	0,921	0,910	0,912	0,924	0,936	0,938
		9,00	0,930	0,922	0,921	0,930	0,947	0,946
	10	8,00	0,927	0,917	0,917	0,928	0,942	0,945
		9,00	0,934	0,932	0,932	0,937	0,956	0,954

Çizelge 4.12 ve Çizelge 4.14' de yer alan veriler ile Çizelge 4.13 ve Çizelge 4.15'de yer alan veriler karşılaştırıldığında, senkronize permütasyon testi çerçevesinde Eş. 3.11, Eş. 3.16 ve Eş. 3.17'de verilen test istatistikleri ile rasgele permütasyon yöntemi kullanıldığında K_CSP (R) güç değerleri ile CSP_s prosedürü kullanıldığında K_CSP güç değerlerinin birbirine yakın değerler olduğu görülmektedir. Benzer durum senkronize permütasyon testi çerçevesinde Eş. 3.32, Eş. 3.34, ve Eş. 3.35'de verilen test istatistikleri ile rasgele permütasyon yöntemi kullanıldığında M_CSP (R) güç değerleri ile CSP_S prosedürü kullanıldığında M_CSP elde edilen güç değerlerinin birbirine yakın değerler olduğu görülmektedir. Bu değerlere bakıldığında tekrarlı $I \times J$ tasarımlarında senkronize permütasyon testi çerçevesinde yokluk hipotezlerinin testinde tekrar sayısı $n > 7$ olduğu durumlarda, permütasyon seçimi olarak rasgele permütasyon yaklaşımı CSP_s ile

karşılaştırıldığında hem deneysel I tip hata oranlarının hem de güç değerlerinin birbirine oldukça yakın değerler oldukları görülmektedir. Böylece Bölüm 3.2'de verilen rasgele permütasyon seçiminin CSP_s'ye bir alternatif olduğu söylenebilir.

Çizelge 4.16. hata terimlerinin dağılımı Log-Normal ($\mu=0,\sigma=3$) olduğunda 3×2, 3×3, 3×4, 4×3 ve 4×4 tasarımlarında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testinin ve ANOVA'nın deneysel I.tip hata oranlarını vermektedir.

Çizelge 4.16. Hata terimlerinin dağılımı Log-Normal ($\mu=0,\sigma=3$) olduğunda I. tip hata oranları

		Log-Normal ($\mu=0,\sigma=3$)				
		3×2	3×3	3×4	4×3	4×4
n	Faktör	K_CSP				
5	*A*	0,037	0,038	0,039	0,031	0,038
	AB/A	0,062	0,060	0,062	0,061	0,057
	AB/B	0,048	0,059	0,055	0,054	0,056
7	*A*	0,041	0,041	0,039	0,033	0,035
	AB/A	0,060	0,061	0,057	0,057	0,061
	AB/B	0,053	0,057	0,062	0,059	0,056
10	*A*	0,039	0,044	0,038	0,033	0,038
	AB/A	0,058	0,061	0,061	0,056	0,054
	AB/B	0,045	0,062	0,059	0,052	0,057
		M_CSP				
5	*A*	0,042	0,046	0,044	0,042	0,046
	AB/A	0,056	0,052	0,051	0,055	0,051
	AB/B	0,051	0,050	0,053	0,051	0,053
7	*A*	0,044	0,046	0,045	0,043	0,043
	AB/A	0,056	0,051	0,047	0,052	0,050
	AB/B	0,053	0,047	0,052	0,051	0,051
10	*A*	0,043	0,045	0,041	0,041	0,043
	AB/A	0,057	0,055	0,048	0,055	0,050
	AB/B	0,047	0,058	0,052	0,054	0,052
		ANOVA				
5	*A*	0,011	0,010	0,016	0,014	0,017
	AB	0,010	0,014	0,020	0,019	0,020
7	*A*	0,012	0,013	0,014	0,013	0,015
	AB	0,011	0,014	0,017	0,015	0,021
10	*A*	0,012	0,016	0,012	0,015	0,017
	AB	0,011	0,017	0,016	0,013	0,021

Çizelge 4.16'da yer alan deneysel I. tip hata oranları incelendiğinde, senkronize permütasyon testi çerçevesinde K_CSP'nin I.tip hata oranları ile M_CSP'nin I. tip hata oranlarının nominal

α'ya ANOVA I. tip hata oranlarından daha yakın olduğu, ANOVA'nın I. tip hata oranların nominal α'dan oldukça düşük değerler olduğu gözlenmektedir. İncelenen tüm tasarımlarda *A* faktörünün testine ilişkin M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının nominal seviyeye K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarından daha yakın değerler olduğu gözlenmektedir. Ancak bu değerler nominal α'dan düşük değerler olduğu gözlenmektedir. Etkileşim etkisi *AB'* nin testine ilişkin, 3×2 tasarımında elde edilen verilere göre *AB/B* ve *AB/A* için M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarına yakın değeler olduğu ve bu değerlerin de nominal α'ya yakın olduğu gözlenmektedir. $3\times 3, 3\times 4$, $4\times 3, 4\times 4$ tasarımlarında *AB/B, AB/A* için M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının nominal α'ya K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarından daha yakın değerler olduğu gözlenmektedir.

Çizelge 4.17 hata terimlerinin dağılımı Log-Normal ($\mu = 0, \sigma = 2$) olduğunda 3×2, 3×3, 3×4, 4×3 ve 4×4 tasarımlarında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testinin ve ANOVA'nın deneysel I. tip hata oranlarını vermektedir.

Çizelge 4.17. Hata terimlerinin dağılımı Log-Normal ($\mu=0,\sigma=2$) olduğunda I. tip hata oranları

		Log-Normal ($\mu=0,\sigma=2$)				
		3×2	3×3	3×4	4×3	4×4
n	Faktör	K_CSP				
5	*A*	0,043	0,045	0,047	0,043	0,042
	AB/A	0,061	0,051	0,055	0,055	0,052
	AB/B	0,049	0,053	0,057	0,052	0,055
7	*A*	0,043	0,048	0,046	0,040	0,041
	AB/A	0,052	0,055	0,051	0,054	0,050
	AB/B	0,046	0,052	0,052	0,047	0,053
10	*A*	0,045	0,046	0,046	0,042	0,045
	AB/A	0,066	0,055	0,049	0,061	0,055
	AB/B	0,047	0,059	0,054	0,050	0,056
M_CSP						
5	*A*	0,047	0,052	0,053	0,052	0,049
	AB/A	0,058	0,051	0,052	0,053	0,052
	AB/B	0,047	0,052	0,050	0,047	0,054
7	*A*	0,048	0,051	0,048	0,047	0,051
	AB/A	0,051	0,052	0,051	0,053	0,046
	AB/B	0,046	0,053	0,053	0,047	0,052
10	*A*	0,046	0,050	0,047	0,050	0,052
	AB/A	0,060	0,054	0,049	0,059	0,055
	AB/B	0,047	0,053	0,055	0,046	0,055
ANOVA						
5	*A*	0,022	0,022	0,021	0,020	0,022
	AB	0,015	0,020	0,025	0,023	0,027
7	*A*	0,021	0,021	0,024	0,022	0,024
	AB	0,015	0,019	0,023	0,024	0,026
10	*A*	0,026	0,023	0,026	0,023	0,022
	AB	0,020	0,022	0,021	0,028	0,029

Çizelge 4.17'de yer alan deneysel I. tip hata oranları incelendiğinde, senkronize permütasyon testi çerçevesinde K_CSP'nin I. tip hata oranları ile M_CSP'nin I. tip hata oranlarının nominal α'ya ANOVA I. tip hata oranlarından daha yakın olduğu, ANOVA'nın I.tip hata oranların nominal α'dan oldukça düşük değerler olduğu gözlenmektedir. *A* faktörünün testi göz önüne alındığında incelenen tüm tasarımlarda genel olarak M_CSP'nin deneysel I.tip hata oranlarının nominal seviyeye K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarından daha yakın değerler olduğu gözlenmektedir. Etkileşim etkisi *AB'* nin testi göz önüne alındığında, 3×2, $3\times3, 3\times4, 4\times3, 4\times4$ tasarımlarında elde edilen verilere göre *AB/B* ve *AB/A* için M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarına yakın değeler olduğu ve bu değerlerin de nominal α'ya yakın olduğu gözlenmektedir.

Çizelge 4.18 hata terimlerinin dağılımı Log-Normal ($\mu=0,\sigma=1,5$) olduğunda 3×2, 3×3, 3×4, 4×3 ve 4×4 tasarımlarında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testinin ve ANOVA'nın deneysel I. tip hata oranlarını vermektedir.

Çizelge 4.18. Hata terimlerinin dağılımı Log-Normal ($\mu=0,\sigma=1,5$) olduğunda I. tip hata oranları

		Log-Normal ($\mu=0,\sigma=1,5$)				
		3×2	3×3	3×4	4×3	4×4
n	Faktör	K_CSP				
5	*A*	0,051	0,047	0,048	0,048	0,048
	AB/A	0,060	0,058	0,055	0,055	0,053
	AB/B	0,047	0,062	0,063	0,050	0,055
7	*A*	0,047	0,046	0,045	0,043	0,049
	AB/A	0,063	0,055	0,050	0,050	0,055
	AB/B	0,047	0,057	0,057	0,045	0,055
10	*A*	0,047	0,051	0,044	0,044	0,048
	AB/A	0,064	0,055	0,048	0,052	0,051
	AB/B	0,051	0,060	0,059	0,046	0,050
		M_CSP				
5	*A*	0,053	0,054	0,050	0,052	0,050
	AB/A	0,059	0,056	0,056	0,056	0,057
	AB/B	0,050	0,055	0,060	0,053	0,052
7	*A*	0,049	0,048	0,048	0,052	0,054
	AB/A	0,062	0,053	0,052	0,051	0,053
	AB/B	0,046	0,058	0,056	0,047	0,057
10	*A*	0,051	0,054	0,047	0,054	0,054
	AB/A	0,062	0,055	0,047	0,054	0,054
	AB/B	0,052	0,054	0,059	0,045	0,050
		ANOVA				
5	*A*	0,030	0,029	0,028	0,021	0,026
	AB	0,025	0,030	0,031	0,025	0,034
7	*A*	0,028	0,024	0,027	0,031	0,031
	AB	0,028	0,028	0,027	0,028	0,033
10	*A*	0,031	0,028	0,029	0,032	0,035
	AB	0,027	0,030	0,031	0,024	0,033

Çizelge 4.18 hata terimlerinin dağılımı Log-Normal ($\mu=0,\sigma=1,5$) olduğunda 3×2, 3×3, 3×4, 4×3 ve 4×4 tasarımlarında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testinin ve ANOVA'nın deneysel I. tip hata oranlarını vermektedir. Çizelge 4.18'de yer alan deneysel I. tip hata oranları incelendiğinde, senkronize permütasyon testi çerçevesinde K_CSP'nin I. tip hata oranları ile M_CSP'nin I. tip hata oranlarının nominal α'ya yakın olduğu, ANOVA'nın I. tip hata oranların nominal α'dan oldukça düşük değerler olduğu

gözlenmektedir. *A* faktörünün testi göz önüne alındığında incelenen tüm tasarımlarda genel olarak M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarına yakın değerler olduğu gözlenmektedir. Bu değerlerin nominal α'ya yakın değerler olduğu gözlenmektedir. Etkileşim etkisi *AB'* nin testi göz önüne alındığında, $3\times2, 3\times3, 3\times4, 4\times3$, 4×4 tasarımlarında elde edilen verilere göre *AB/B* ve *AB/A* için M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarına yakın değeler olduğu ve bu değerlerin de nominal α'ya yakın olduğu gözlenmektedir.

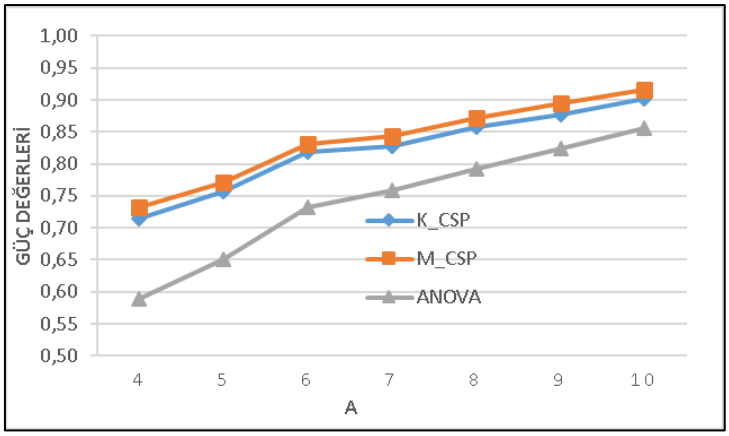
Çizelge 4.19 hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=2) olduğunda 3x2 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

Çizelge 4.19. 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=2) olduğunda testlerin güç değerleri

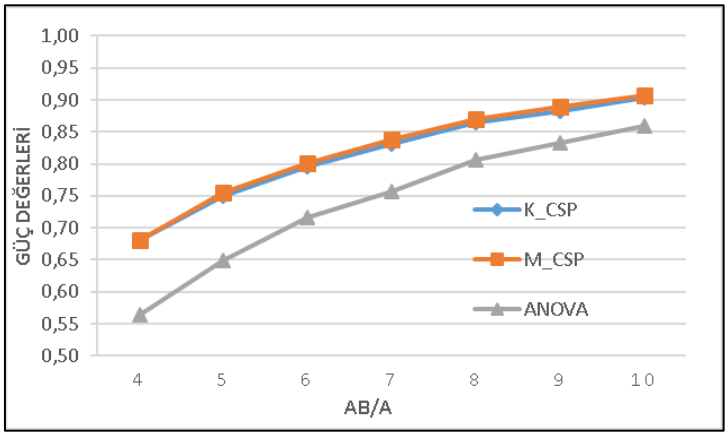
		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
n=5	4	0,714	0,682	0,666	0,733	0,682	0,663	0,590	0,564
	5	0,757	0,750	0,741	0,771	0,755	0,738	0,651	0,650
	6	0,818	0,796	0,782	0,831	0,801	0,783	0,732	0,717
	7	0,827	0,831	0,823	0,844	0,838	0,825	0,759	0,756
	8	0,858	0,865	0,863	0,871	0,870	0,861	0,792	0,806
	9	0,877	0,883	0,880	0,896	0,890	0,880	0,825	0,833
	10	0,902	0,903	0,899	0,915	0,907	0,900	0,857	0,860
n=7	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	4	0,715	0,699	0,680	0,730	0,698	0,677	0,590	0,591
	5	0,781	0,758	0,749	0,794	0,762	0,746	0,683	0,672
	6	0,817	0,813	0,800	0,825	0,818	0,798	0,733	0,744
	7	0,866	0,856	0,841	0,872	0,857	0,839	0,792	0,794
	8	0,882	0,874	0,860	0,889	0,874	0,858	0,816	0,821
	9	0,899	0,897	0,883	0,906	0,900	0,882	0,844	0,851
	10	0,914	0,912	0,900	0,918	0,912	0,899	0,871	0,872
n=10	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	4	0,703	0,701	0,688	0,708	0,704	0,673	0,563	0,575
	5	0,785	0,783	0,766	0,799	0,781	0,765	0,702	0,710
	6	0,845	0,851	0,839	0,855	0,857	0,838	0,765	0,775
	7	0,876	0,873	0,864	0,879	0,875	0,862	0,814	0,803
	8	0,882	0,903	0,892	0,885	0,907	0,890	0,836	0,858
	9	0,898	0,910	0,900	0,906	0,913	0,899	0,864	0,862
	10	0,937	0,931	0,926	0,942	0,933	0,926	0,906	0,906

Çizelge Çizelge 4.19 incelendiğinde *A* faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA'nın K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu gözlenmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ile M_CSP'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu gözlenmektedir.

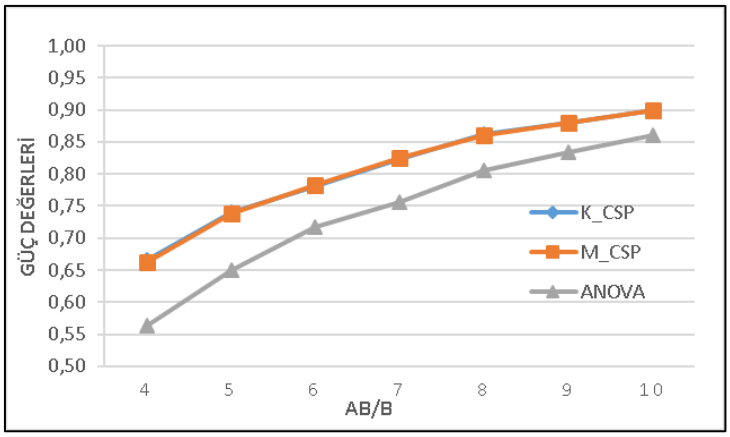
AB etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ile M_CSP 'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu gözlenmektedir.



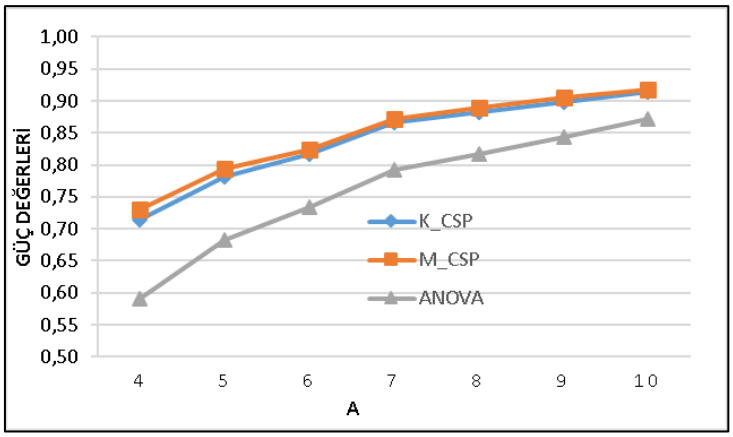
Şekil 4.1. Log Normal (μ =0, σ =2) dağılımına ilişkin hata terimleri ve *n*=5 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



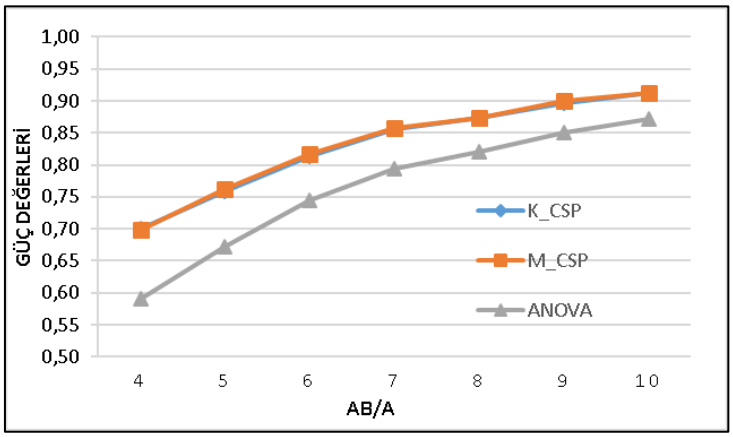
Şekil 4.2. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=5 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



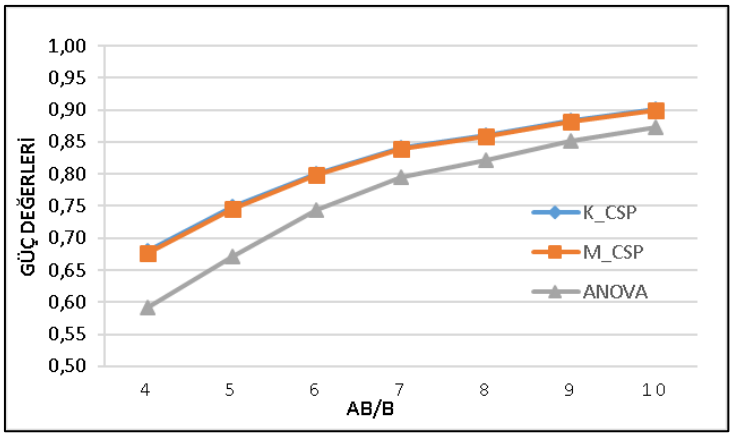
Şekil 4.3. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=5 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



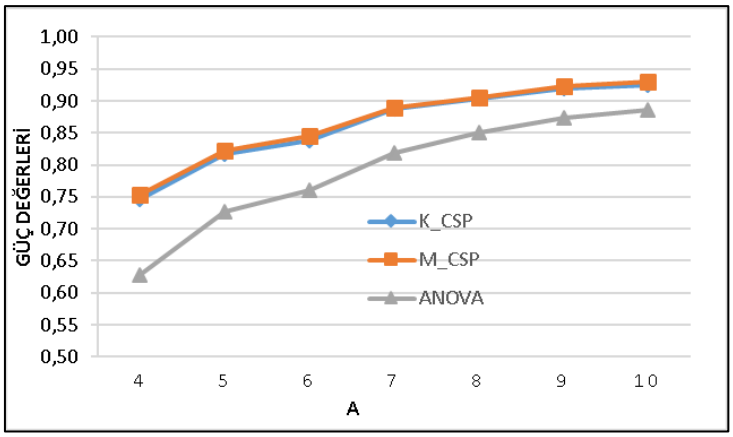
Şekil 4.4. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=7 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



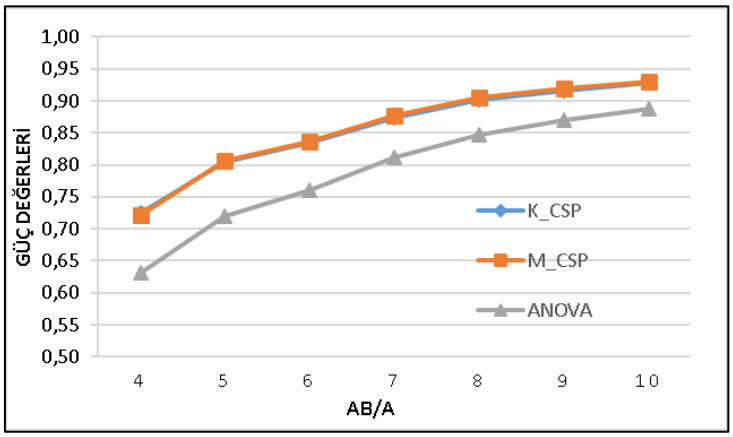
Şekil 4.5. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=7 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



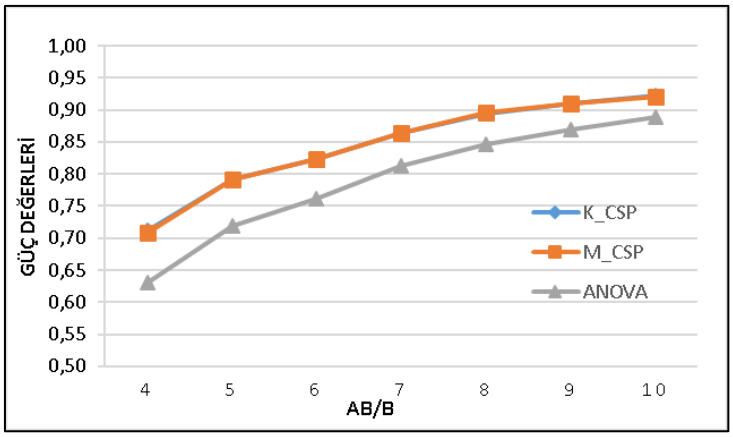
Şekil 4.6. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=7 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.7. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=10 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.8. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



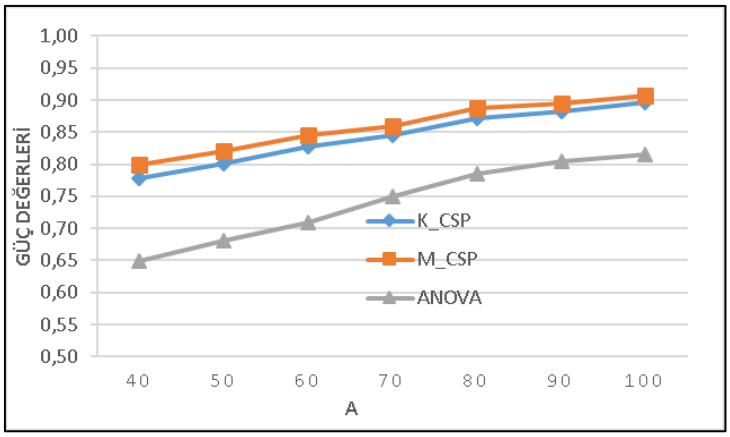
Şekil 4.9. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

Çizelge 4.20 hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ =0, σ =2) olduğunda 3×2 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

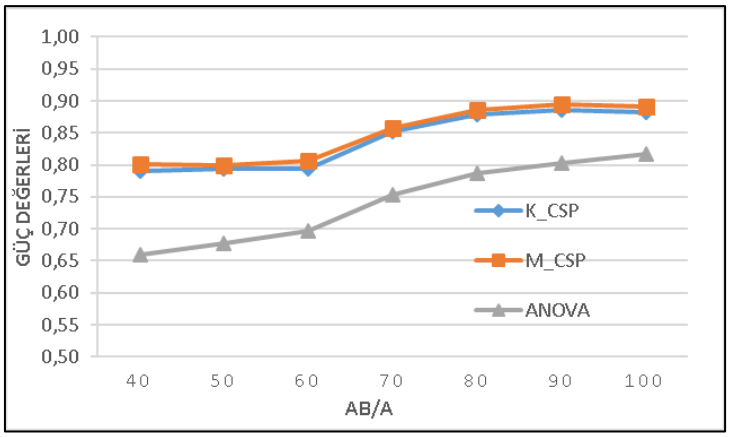
Çizelge 4.20. 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=3) olduğunda testlerin güç değerleri

		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
n=5	40	0,778	0,790	0,785	0,800	0,801	0,790	0,649	0,660
	50	0,802	0,794	0,788	0,821	0,800	0,790	0,681	0,678
	60	0,828	0,794	0,795	0,845	0,806	0,800	0,709	0,698
	70	0,845	0,853	0,853	0,860	0,858	0,852	0,749	0,754
	80	0,873	0,878	0,884	0,887	0,886	0,883	0,786	0,788
	90	0,882	0,886	0,886	0,894	0,894	0,889	0,805	0,804
	100	0,896	0,883	0,884	0,907	0,891	0,885	0,816	0,817
n=7	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	40	0,770	0,741	0,741	0,790	0,762	0,764	0,650	0,598
	50	0,818	0,767	0,771	0,832	0,784	0,788	0,678	0,636
	60	0,844	0,825	0,815	0,852	0,834	0,830	0,736	0,700
	70	0,852	0,827	0,827	0,862	0,836	0,840	0,750	0,707
	80	0,868	0,856	0,858	0,880	0,863	0,866	0,790	0,760
	90	0,890	0,872	0,871	0,899	0,881	0,881	0,809	0,778
	100	0,894	0,869	0,871	0,901	0,876	0,879	0,820	0,781
n=10	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	40	0,769	0,709	0,714	0,768	0,729	0,732	0,638	0,583
	50	0,803	0,763	0,770	0,808	0,783	0,786	0,678	0,642
	60	0,836	0,802	0,797	0,845	0,816	0,818	0,724	0,689
	70	0,850	0,811	0,817	0,855	0,820	0,827	0,754	0,706
	80	0,876	0,835	0,831	0,879	0,844	0,844	0,783	0,732
	90	0,889	0,868	0,871	0,897	0,875	0,878	0,809	0,773
	100	0,891	0,873	0,874	0,892	0,879	0,879	0,816	0,791

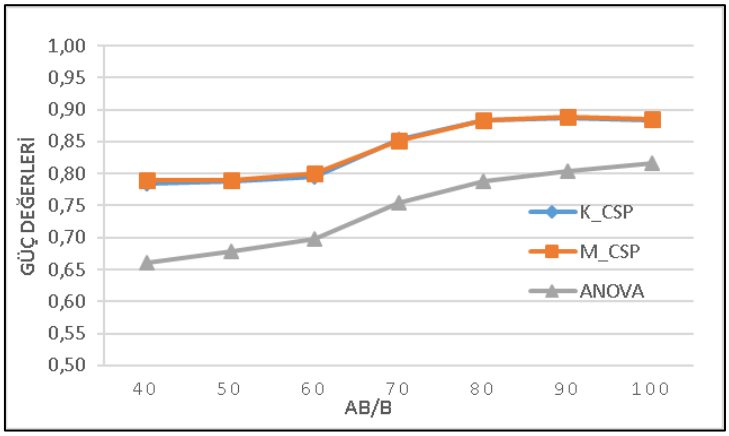
Çizelge 4.20 incelendiğinde *A* faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA'nın K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu gözlenmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ile M_CSP 'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA 'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu gözlenmektedir. *AB* etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ile M_CSP 'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu gözlenmektedir.



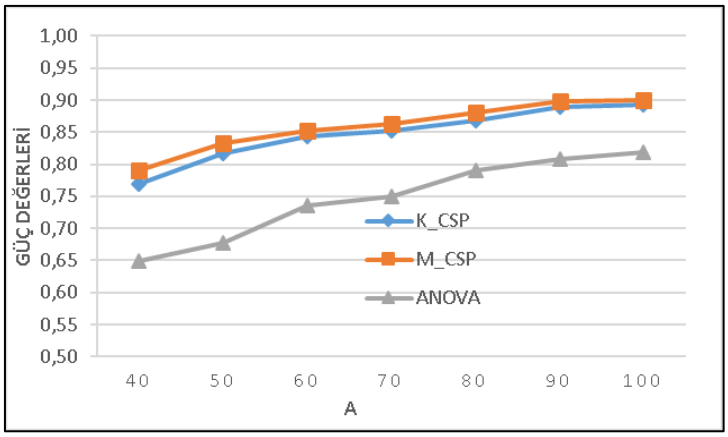
Şekil 4.10. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=5 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



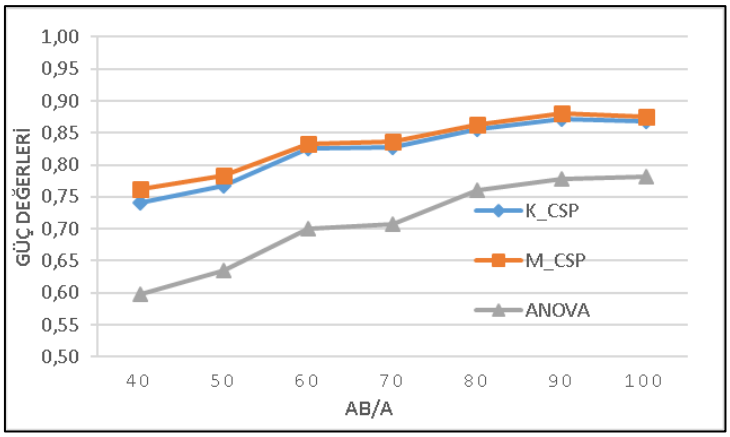
Şekil 4.11. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=5 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



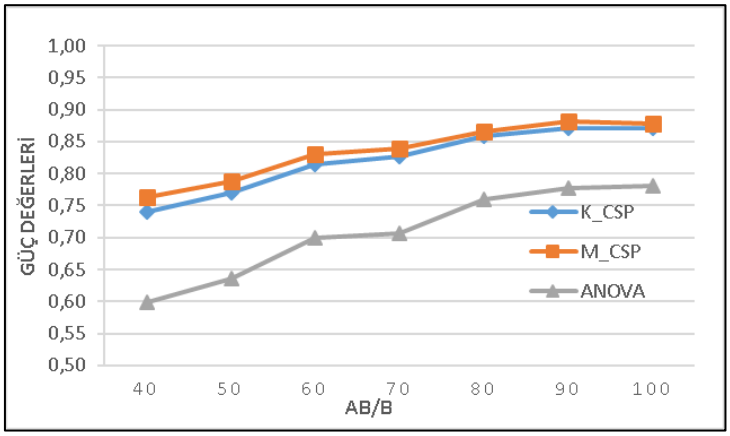
Şekil 4.12. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=5 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



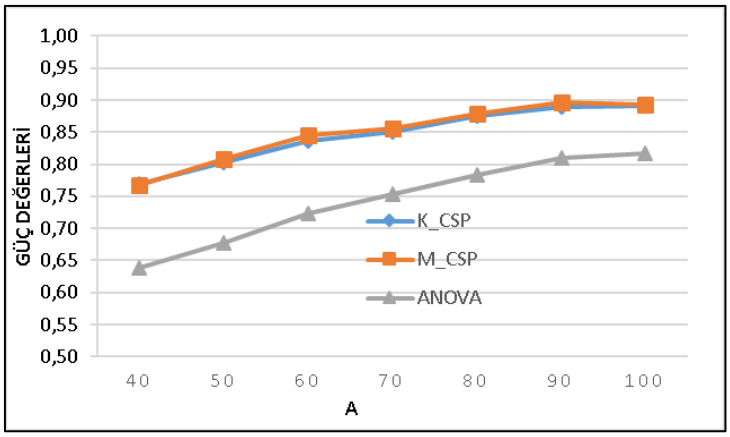
Şekil 4.13. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=7 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



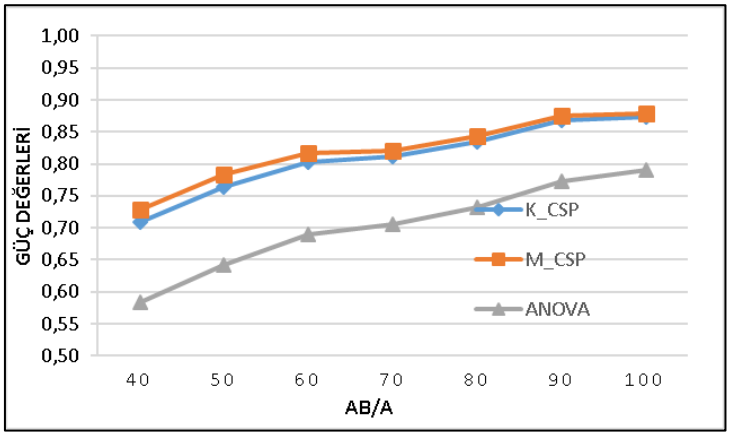
Şekil 4.14. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=7 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



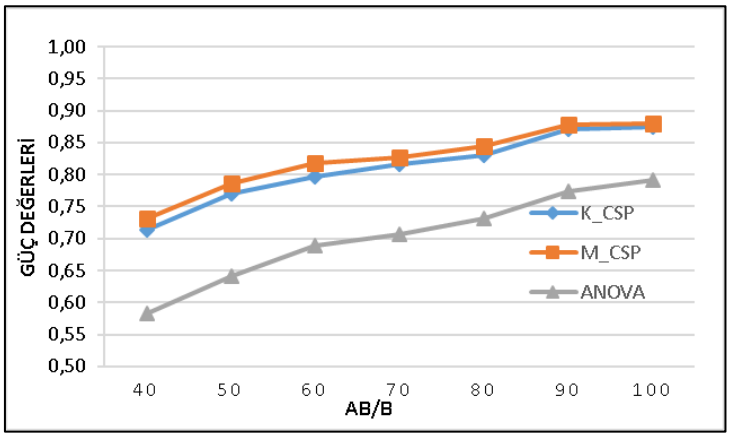
Şekil 4.15. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=7 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.16. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve *n*=10 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3×2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.17. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve *n*=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.18. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve *n*=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

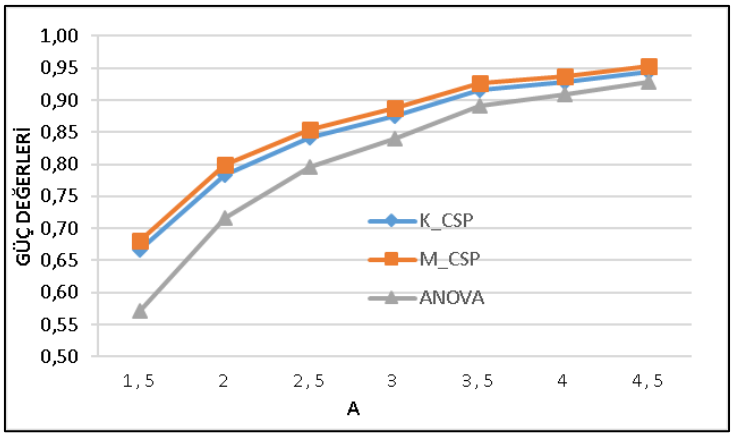
Çizelge 4.21. hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=1,5) olduğunda 3×2 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

Çizelge 4.21. 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=1,5) olduğunda testlerin güç değerleri

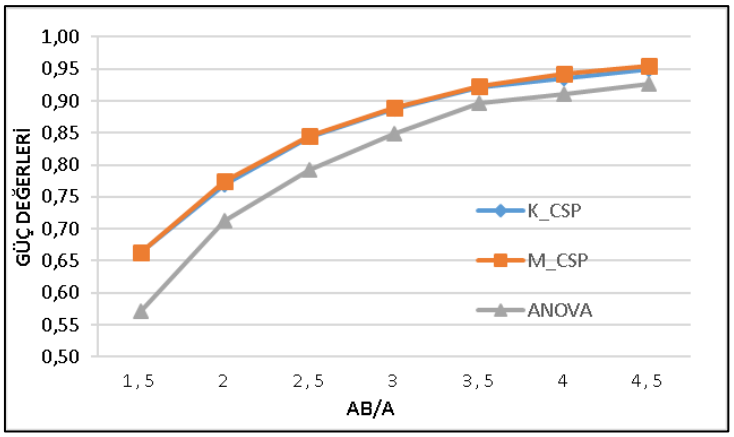
		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
n=5	1,5	0,666	0,664	0,639	0,680	0,663	0,636	0,571	0,572
	2	0,783	0,769	0,753	0,800	0,775	0,747	0,717	0,712
	2,5	0,842	0,844	0,828	0,853	0,845	0,825	0,796	0,792
	3	0,875	0,888	0,878	0,888	0,890	0,876	0,841	0,848
	3,5	0,916	0,920	0,917	0,926	0,923	0,913	0,892	0,897
	4	0,928	0,935	0,932	0,938	0,942	0,932	0,909	0,911
	4,5	0,944	0,950	0,948	0,953	0,954	0,945	0,928	0,926
n=7	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	1,5	0,728	0,708	0,689	0,734	0,705	0,685	0,637	0,628
	2	0,822	0,815	0,795	0,831	0,814	0,791	0,762	0,756
	2,5	0,874	0,879	0,859	0,881	0,881	0,861	0,838	0,839
	3	0,919	0,916	0,905	0,924	0,916	0,902	0,888	0,885
	3,5	0,939	0,940	0,929	0,944	0,940	0,927	0,918	0,918
	4	0,952	0,956	0,949	0,956	0,956	0,948	0,936	0,940
	4,5	0,967	0,968	0,962	0,970	0,968	0,962	0,955	0,955
n=10	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	1,5	0,786	0,763	0,751	0,786	0,760	0,745	0,709	0,704
	2	0,870	0,866	0,856	0,873	0,864	0,851	0,818	0,816
	2,5	0,911	0,914	0,908	0,916	0,913	0,905	0,879	0,878
	3	0,943	0,948	0,943	0,947	0,948	0,940	0,919	0,921
	3,5	0,958	0,964	0,960	0,960	0,966	0,959	0,941	0,946
	4	0,970	0,976	0,973	0,971	0,979	0,973	0,958	0,962
	4,5	0,975	0,985	0,983	0,977	0,986	0,982	0,966	0,973

A faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA'nın K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu gözlenmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ile M_CSP 'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA 'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu gözlenmektedir.

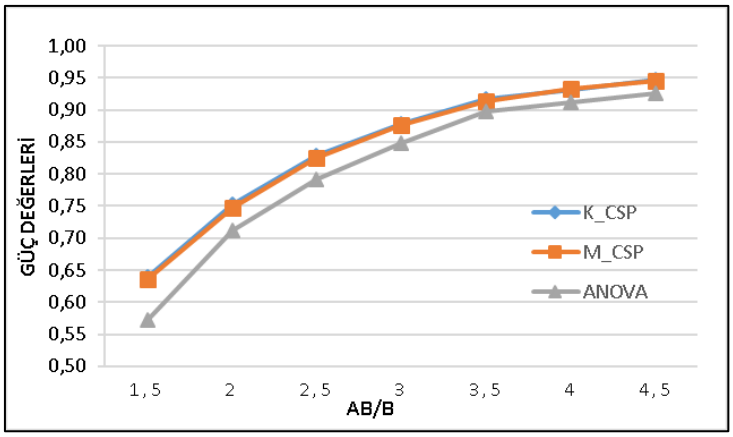
AB etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ile M_CSP 'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu gözlenmektedir.



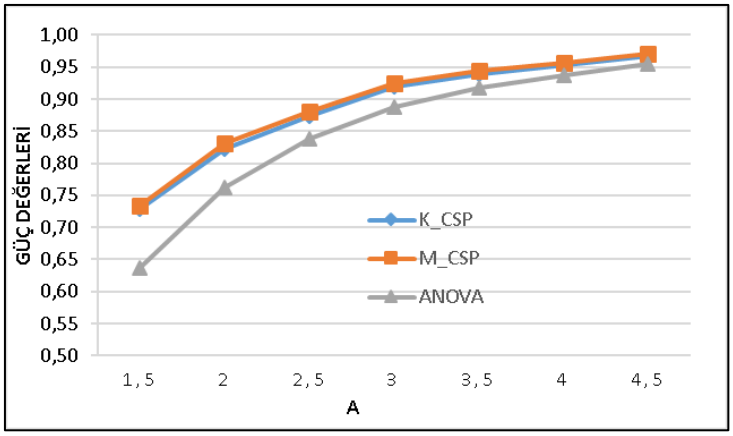
Şekil 4.19. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



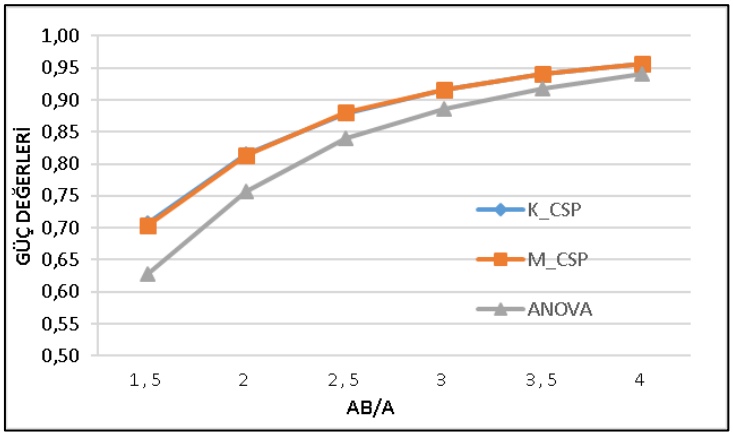
Şekil 4.20. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3×2 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



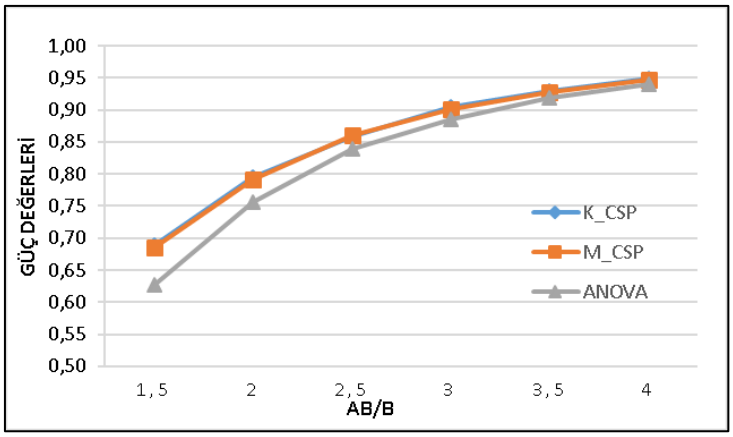
Şekil 4.21. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve n=5 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



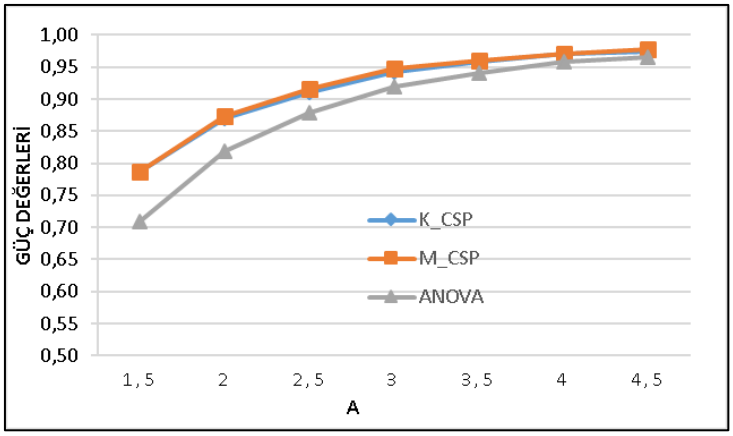
Şekil 4.22. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve n=7 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



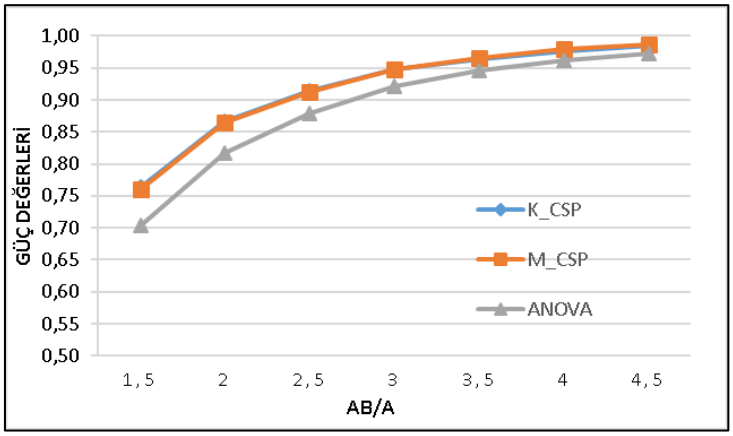
Şekil 4.23. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve n=7 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



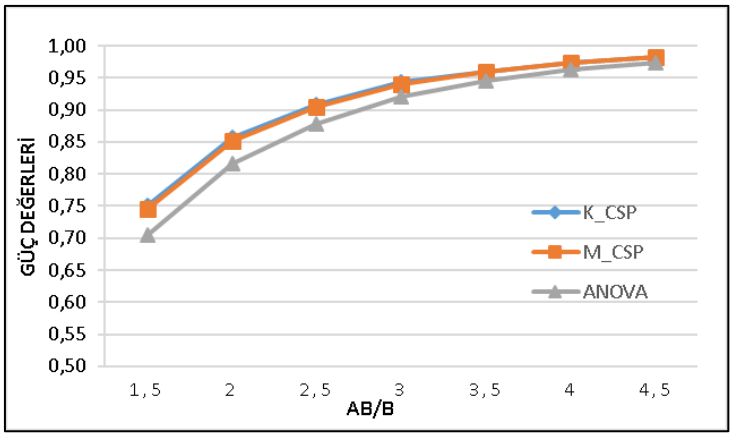
Şekil 4.24. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.25. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.26. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.27. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

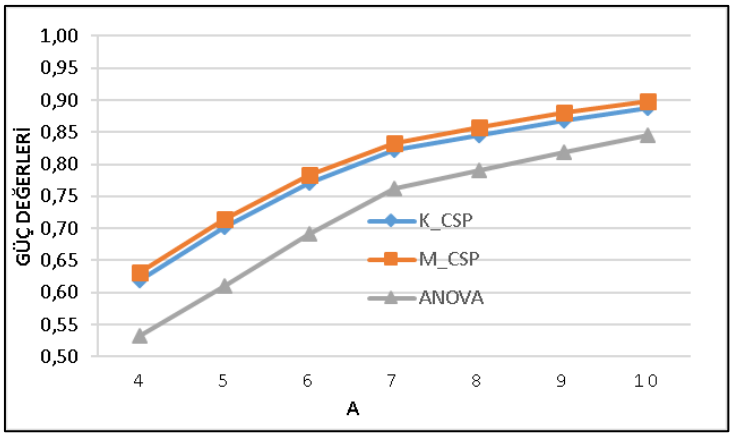
Çizelge 4.22 Hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ =0, σ =2) olduğunda 3×4 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

Çizelge 4.22. 3x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=2) olduğunda testlerin güç değerleri

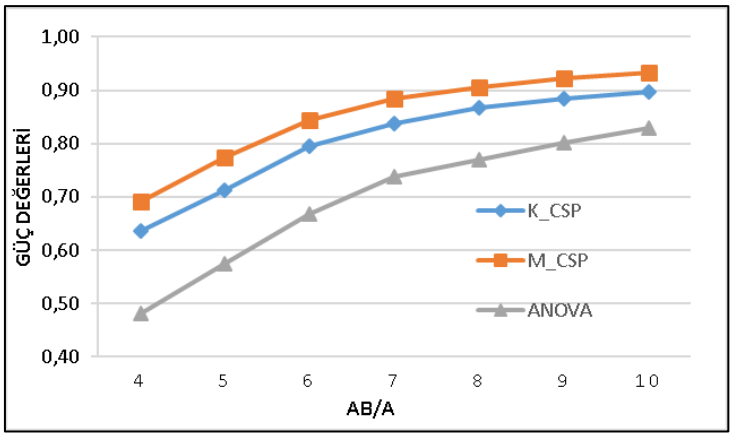
		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
n=5	4	0,619	0,637	0,634	0,631	0,692	0,688	0,532	0,482
	5	0,701	0,712	0,714	0,715	0,773	0,767	0,611	0,575
	6	0,771	0,796	0,795	0,783	0,844	0,841	0,692	0,667
	7	0,822	0,838	0,840	0,832	0,884	0,884	0,762	0,737
	8	0,845	0,867	0,865	0,857	0,905	0,902	0,790	0,769
	9	0,869	0,885	0,888	0,880	0,923	0,922	0,818	0,802
	10	0,887	0,897	0,900	0,898	0,932	0,930	0,846	0,830
n=7	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	4	0,655	0,657	0,660	0,662	0,718	0,715	0,555	0,512
	5	0,746	0,762	0,758	0,753	0,818	0,813	0,656	0,626
	6	0,793	0,803	0,807	0,805	0,856	0,854	0,716	0,699
	7	0,833	0,854	0,853	0,843	0,894	0,895	0,768	0,757
	8	0,878	0,882	0,877	0,883	0,923	0,920	0,820	0,808
	9	0,899	0,905	0,899	0,906	0,936	0,932	0,850	0,840
	10	0,908	0,922	0,918	0,914	0,948	0,947	0,873	0,860
n=10	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	4	0,683	0,676	0,694	0,690	0,731	0,744	0,593	0,552
	5	0,776	0,779	0,785	0,781	0,823	0,834	0,700	0,680
	6	0,827	0,831	0,838	0,834	0,876	0,880	0,762	0,744
	7	0,874	0,875	0,880	0,877	0,917	0,922	0,819	0,807
	8	0,894	0,900	0,902	0,900	0,931	0,933	0,844	0,834
	9	0,916	0,919	0,923	0,923	0,953	0,956	0,878	0,866
	10	0,924	0,936	0,938	0,932	0,963	0,965	0,889	0,891

A faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA testinin K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu gözlenmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ve M_CSP'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu gözlenmektedir.

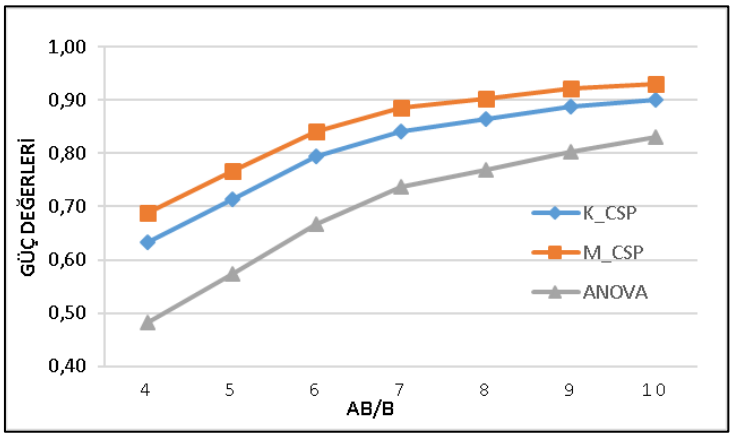
AB etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde M_CSP'nin güç değerlerinin K_CSP'nin güç değerlerinden daha yüksek olduğu gözlenmektedir.



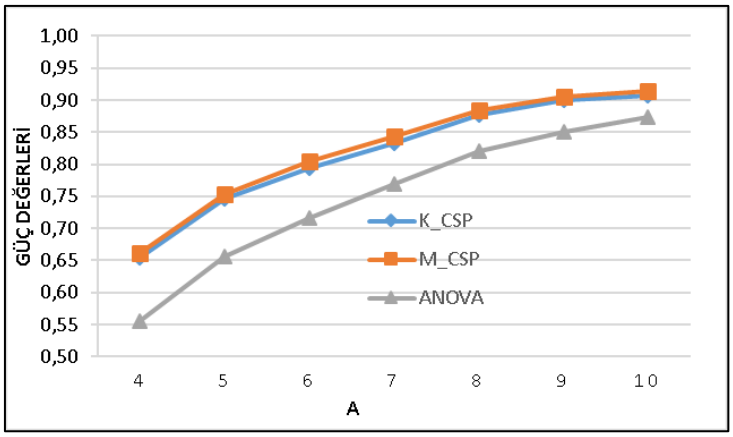
Şekil 4.28. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



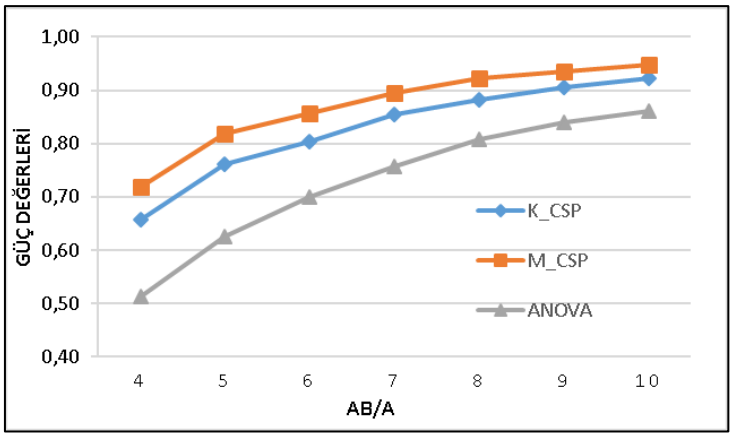
Şekil 4.29. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



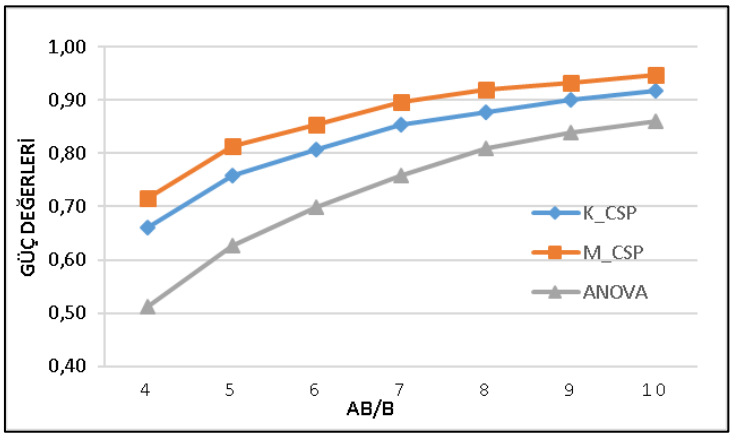
Şekil 4.30. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



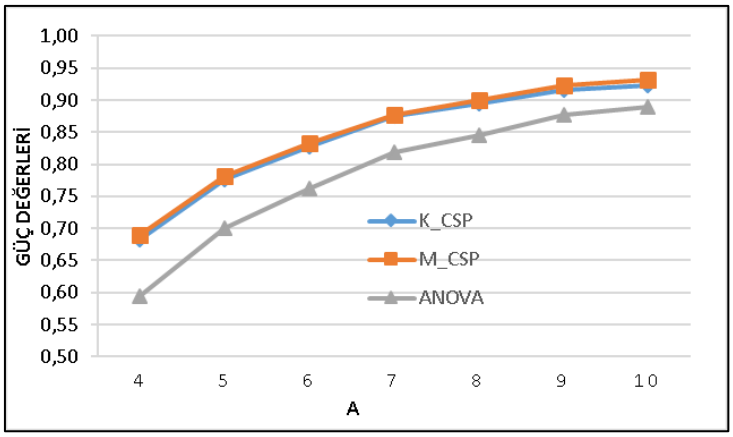
Şekil 4.31. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



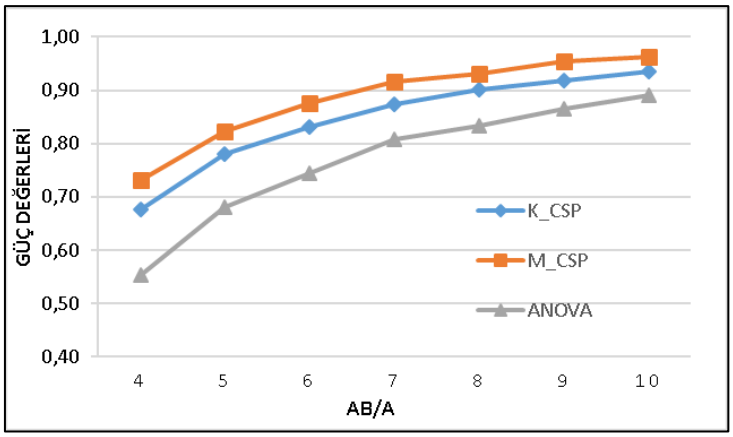
Şekil 4.32. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



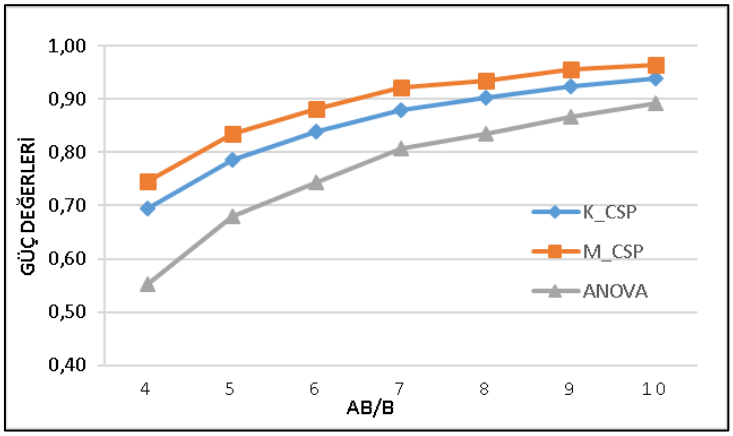
Şekil 4.33. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.34. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve n=10 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.35. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve n=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.36. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve n=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

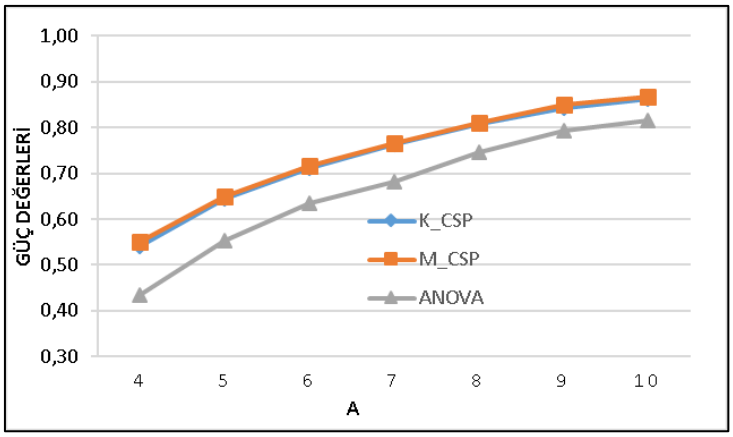
Çizelge 4.23. hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=2) olduğunda 4×4 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

Çizelge 4.23. 4x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=2) olduğunda testlerin güç değerleri

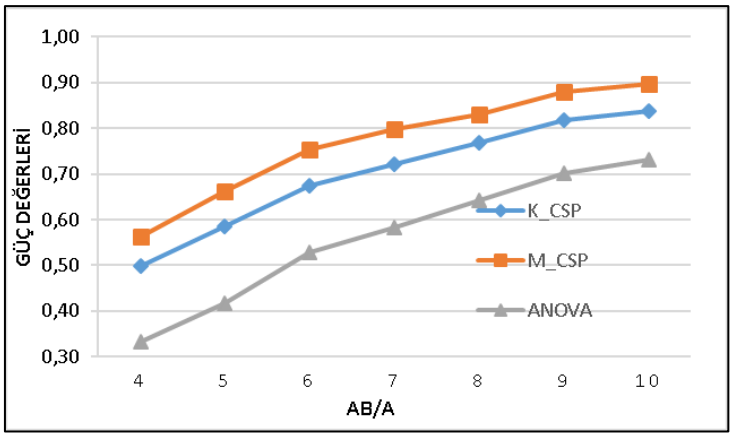
		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
n=5	4	0,540	0,498	0,495	0,551	0,562	0,570	0,434	0,332
	5	0,643	0,586	0,584	0,649	0,661	0,663	0,552	0,418
	6	0,712	0,674	0,678	0,716	0,754	0,751	0,634	0,528
	7	0,763	0,721	0,727	0,766	0,799	0,801	0,681	0,583
	8	0,807	0,768	0,767	0,811	0,831	0,830	0,746	0,643
	9	0,842	0,818	0,820	0,849	0,879	0,882	0,792	0,702
	10	0,863	0,838	0,836	0,868	0,896	0,897	0,816	0,731
n=7	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	4	0,578	0,512	0,515	0,587	0,583	0,589	0,470	0,356
	5	0,687	0,621	0,623	0,694	0,698	0,700	0,597	0,477
	6	0,776	0,699	0,700	0,779	0,780	0,779	0,691	0,568
	7	0,807	0,771	0,768	0,809	0,845	0,839	0,734	0,641
	8	0,838	0,808	0,806	0,841	0,875	0,877	0,777	0,694
	9	0,879	0,847	0,848	0,881	0,906	0,903	0,822	0,749
	10	0,886	0,857	0,857	0,888	0,919	0,919	0,836	0,769
n=10	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	4	0,636	0,535	0,536	0,644	0,616	0,616	0,523	0,383
	5	0,723	0,657	0,652	0,725	0,734	0,734	0,629	0,510
	6	0,799	0,743	0,742	0,806	0,820	0,820	0,721	0,613
	7	0,832	0,787	0,785	0,838	0,856	0,855	0,764	0,673
	8	0,882	0,840	0,840	0,882	0,903	0,901	0,824	0,738
	9	0,902	0,871	0,872	0,903	0,932	0,933	0,855	0,788
	10	0,912	0,897	0,897	0,914	0,945	0,947	0,873	0,822

A faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA testinin K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu gözlenmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ve M_CSP'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu gözlenmektedir.

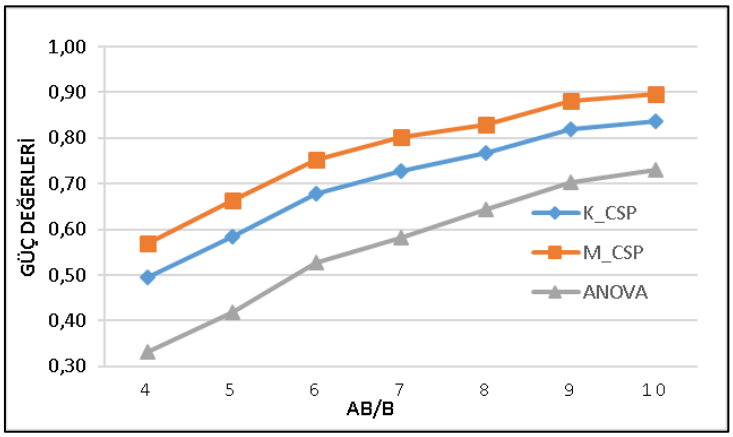
AB etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde M_CSP'nin güç değerlerinin K_CSP'nin güç değerlerinden daha yüksek değerler aldığı gözlenmektedir.



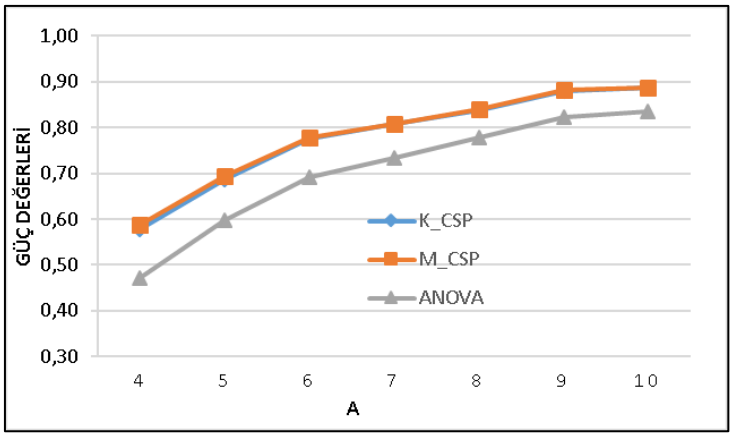
Şekil 4.37. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



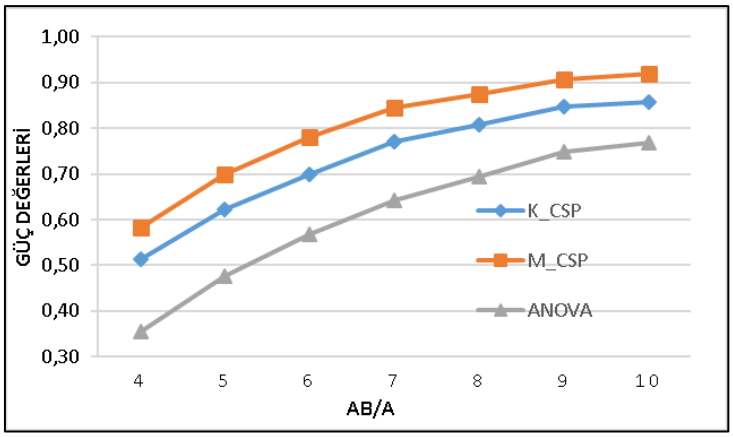
Şekil 4.38. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



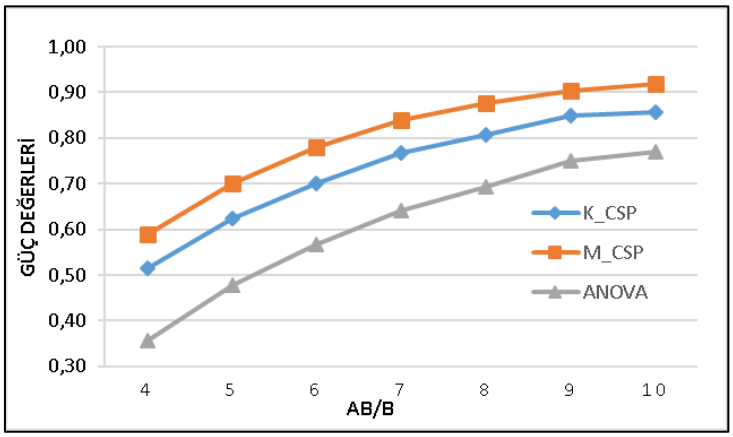
Şekil 4.39. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



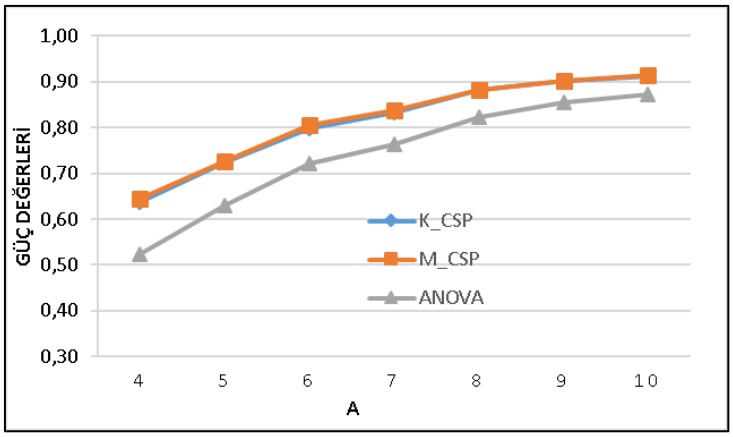
Şekil 4.40. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



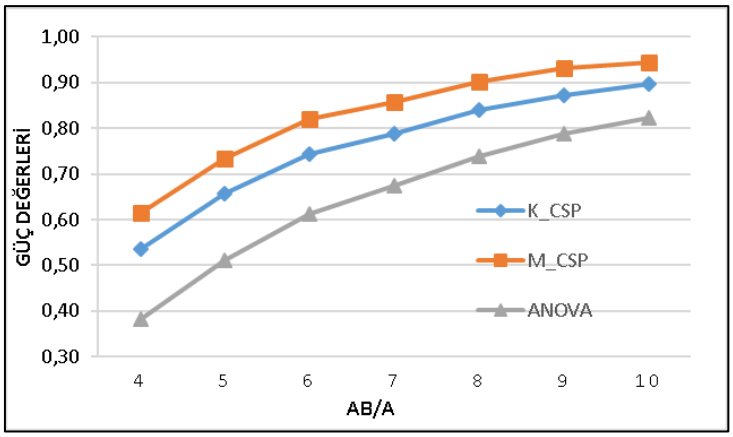
Şekil 4.41. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



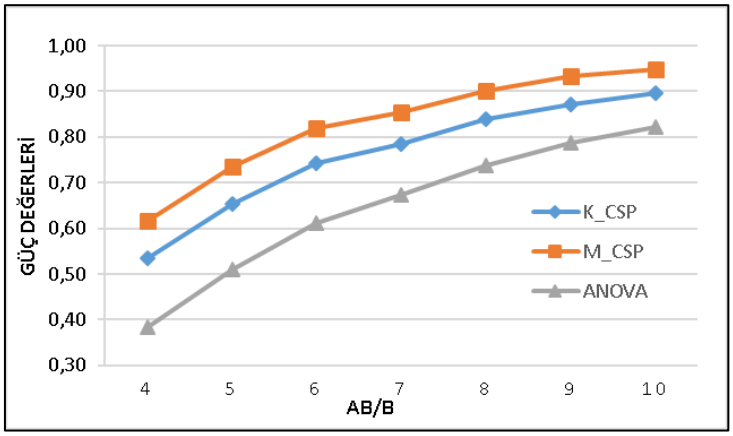
Şekil 4.42. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.43. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve n=10 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.44. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve n=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.45. Log Normal (μ =0, σ =2) hata terimleri ve n=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

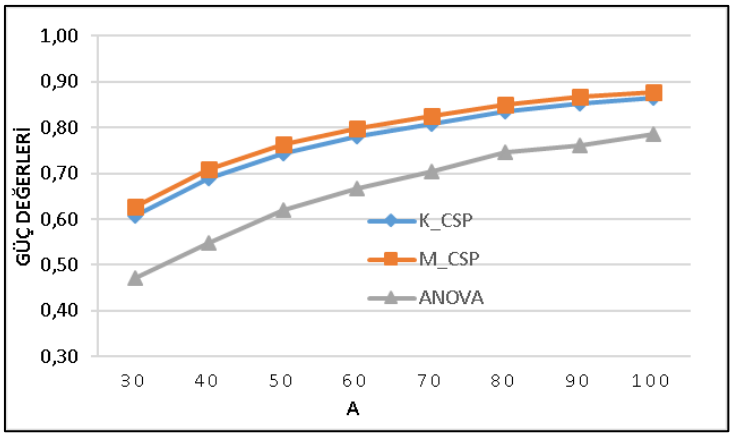
Çizelge 4.24 hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=3) olduğunda 3×4 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

Çizelge 4.24. 3x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=3) olduğunda testlerin güç değerleri

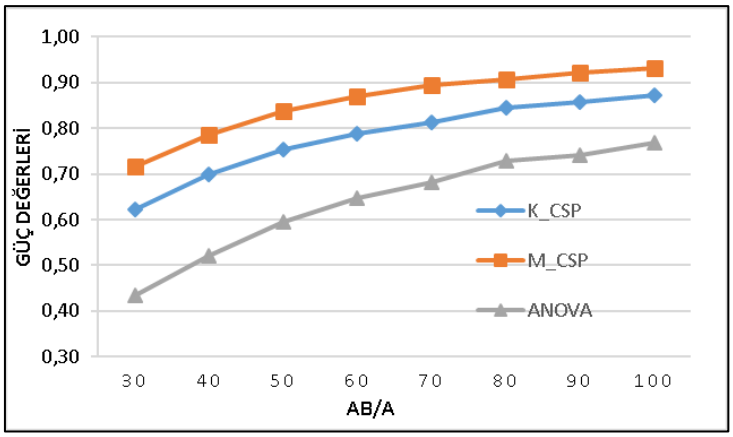
		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
n=5	30	0,608	0,624	0,621	0,628	0,717	0,710	0,472	0,433
	40	0,690	0,698	0,700	0,709	0,785	0,785	0,549	0,521
	50	0,744	0,755	0,754	0,765	0,838	0,833	0,621	0,595
	60	0,780	0,788	0,788	0,798	0,869	0,866	0,666	0,647
	70	0,808	0,813	0,816	0,825	0,894	0,889	0,704	0,681
	80	0,836	0,845	0,845	0,851	0,906	0,905	0,745	0,728
	90	0,852	0,856	0,855	0,866	0,921	0,918	0,762	0,741
n=7	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	30	0,599	0,602	0,601	0,622	0,692	0,696	0,456	0,425
	40	0,690	0,699	0,701	0,710	0,781	0,780	0,556	0,530
	50	0,742	0,743	0,738	0,759	0,828	0,824	0,610	0,590
	60	0,781	0,779	0,775	0,799	0,862	0,861	0,654	0,636
	70	0,816	0,823	0,821	0,826	0,897	0,893	0,712	0,691
	80	0,835	0,846	0,843	0,847	0,906	0,903	0,743	0,734
	90	0,857	0,858	0,855	0,868	0,922	0,919	0,769	0,755
n=10	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	30	0,589	0,579	0,590	0,603	0,679	0,690	0,440	0,414
	40	0,666	0,666	0,672	0,684	0,756	0,765	0,531	0,503
	50	0,732	0,727	0,738	0,745	0,814	0,827	0,600	0,580
	60	0,777	0,780	0,783	0,791	0,856	0,860	0,663	0,643
	70	0,807	0,809	0,812	0,821	0,879	0,884	0,703	0,678
	80	0,833	0,829	0,831	0,840	0,904	0,905	0,734	0,711
	90	0,850	0,856	0,858	0,859	0,922	0,923	0,763	0,744

A faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA testinin K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu gözlenmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ve M_CSP'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu gözlenmektedir.

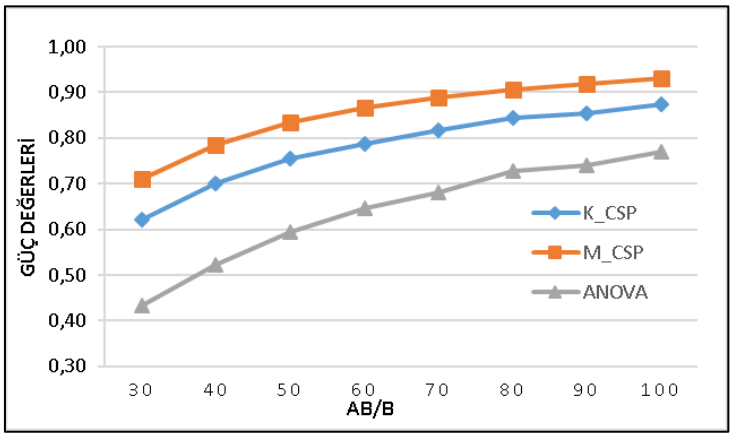
AB etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde M_CSP'nin güç değerlerinin K_CSP'nin güç değerlerinden daha yüksek değerler aldığı gözlenmektedir.



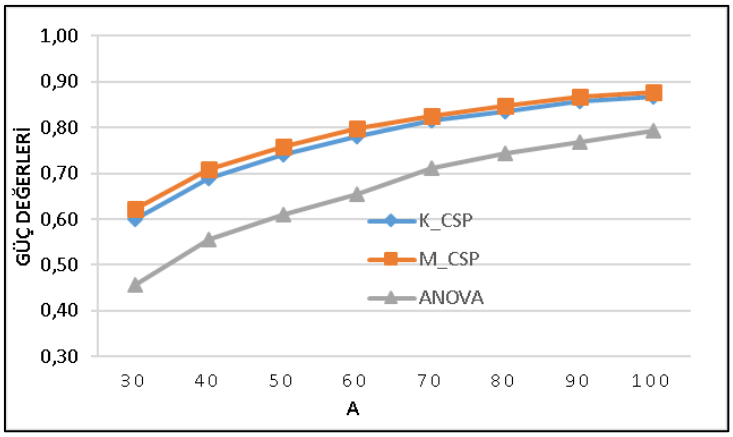
Şekil 4.46. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=5 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



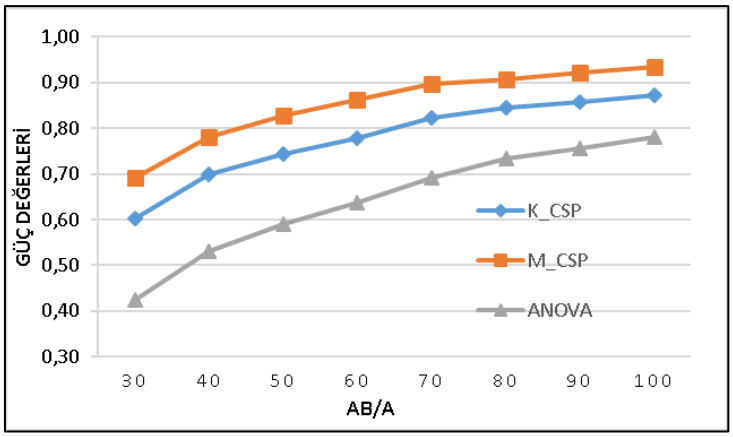
Şekil 4.47. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=5 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



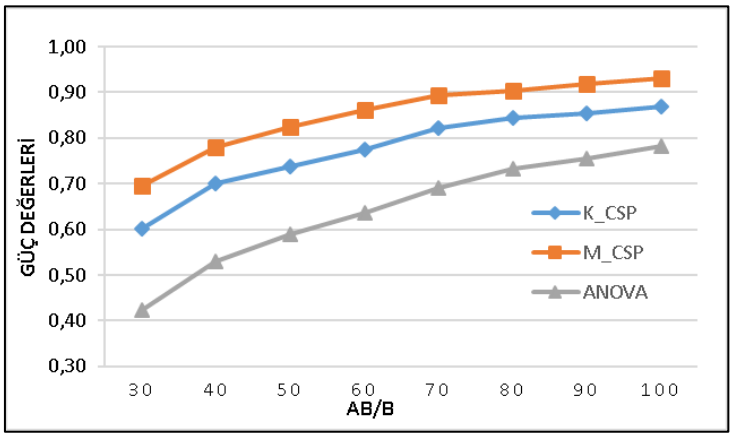
Şekil 4.48. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=5 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



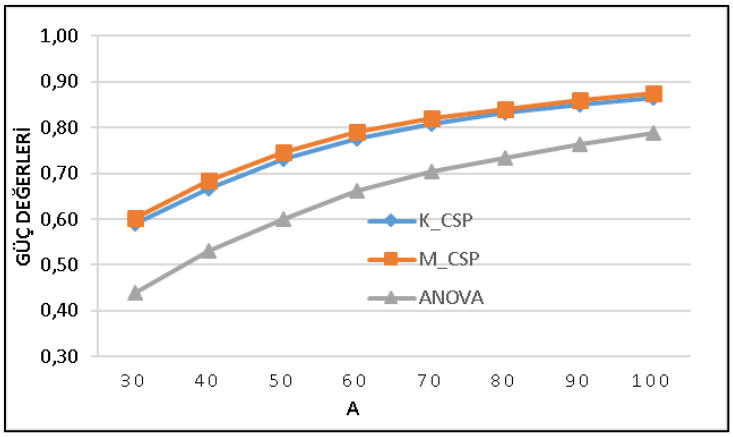
Şekil 4.49. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=7 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



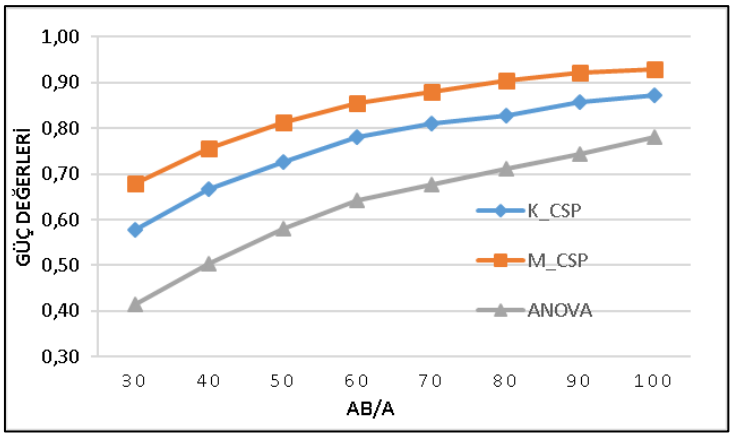
Şekil 4.50. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=7 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



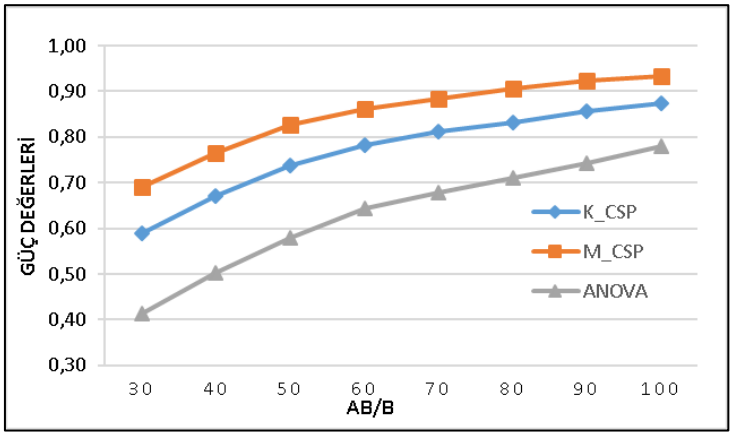
Şekil 4.51. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=7 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.52. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=10 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.53. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.54. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

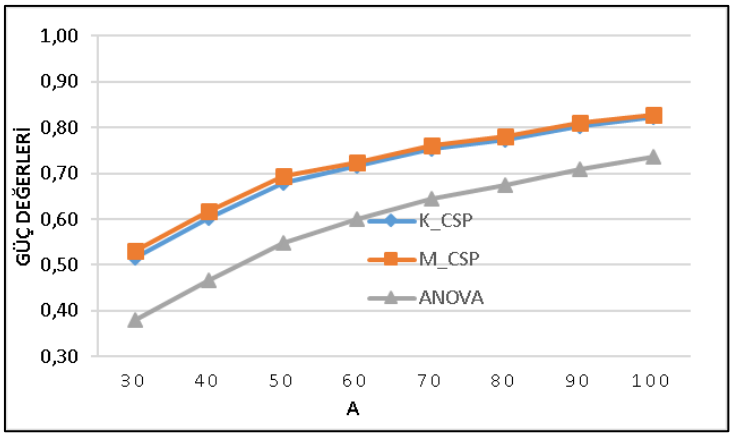
Çizelge 4.25 Hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=3) olduğunda 4×4 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

Çizelge 4.25. 4x4 tasarımında Hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=3) olduğunda testlerin güç değerleri

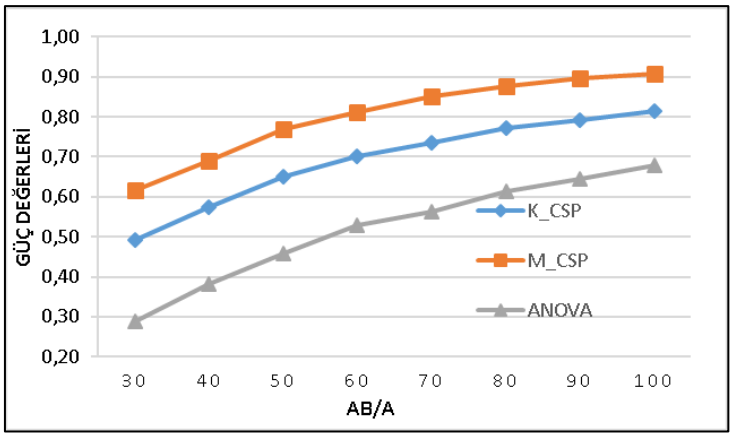
		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
n=5	30	0,517	0,491	0,488	0,531	0,616	0,618	0,379	0,289
	40	0,604	0,575	0,577	0,616	0,690	0,691	0,465	0,383
	50	0,680	0,651	0,650	0,693	0,770	0,766	0,549	0,458
	60	0,717	0,702	0,704	0,724	0,813	0,817	0,600	0,529
	70	0,754	0,734	0,733	0,762	0,850	0,854	0,645	0,563
	80	0,774	0,772	0,770	0,781	0,877	0,876	0,673	0,613
	90	0,804	0,792	0,793	0,811	0,896	0,892	0,710	0,645
n=7	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	30	0,509	0,480	0,478	0,517	0,602	0,604	0,363	0,285
	40	0,602	0,554	0,561	0,611	0,678	0,677	0,458	0,361
	50	0,674	0,645	0,649	0,682	0,763	0,763	0,548	0,466
	60	0,708	0,684	0,681	0,716	0,799	0,799	0,589	0,513
	70	0,751	0,725	0,726	0,753	0,841	0,843	0,638	0,564
	80	0,771	0,757	0,761	0,777	0,865	0,870	0,665	0,598
	90	0,810	0,781	0,784	0,815	0,890	0,893	0,714	0,643
n=10	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	30	0,503	0,445	0,446	0,517	0,565	0,560	0,345	0,255
	40	0,604	0,551	0,552	0,614	0,678	0,682	0,460	0,358
	50	0,665	0,629	0,630	0,676	0,751	0,751	0,531	0,450
	60	0,732	0,686	0,687	0,738	0,809	0,812	0,604	0,517
	70	0,766	0,720	0,720	0,769	0,845	0,845	0,640	0,563
	80	0,778	0,755	0,754	0,781	0,871	0,870	0,666	0,603
	90	0,816	0,787	0,784	0,822	0,898	0,895	0,716	0,651

A faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA testinin K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu gözlenmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ve M_CSP'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu gözlenmektedir.

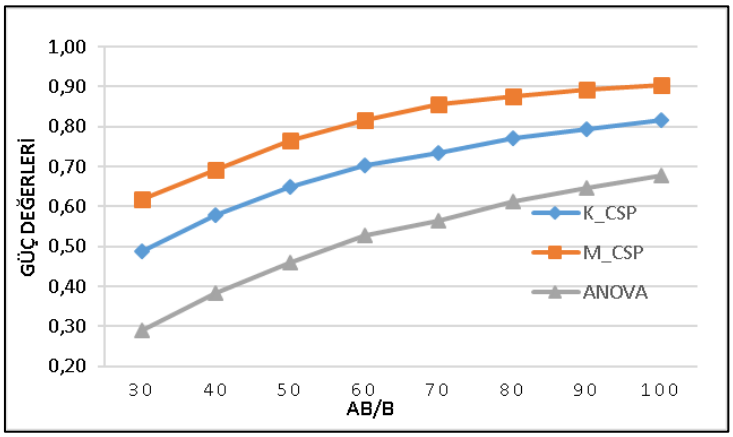
AB etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde M_CSP'nin güç değerlerinin K_CSP'nin güç değerlerinden daha yüksek değerler aldığı gözlenmektedir.



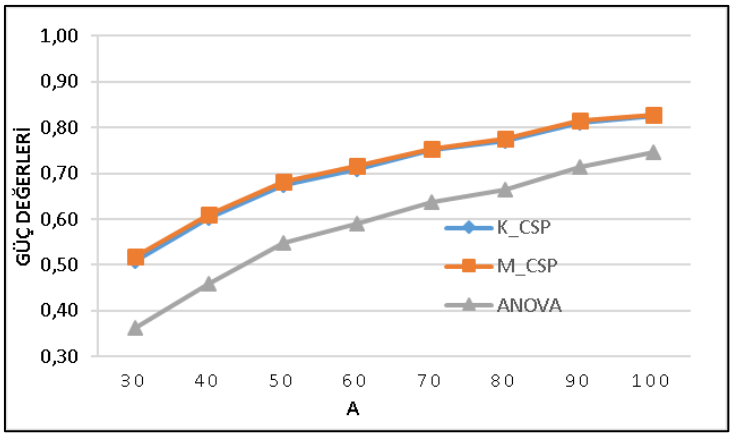
Şekil 4.55. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



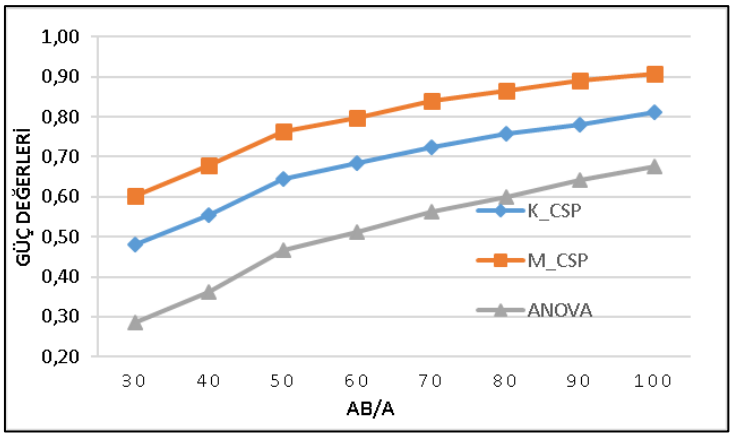
Şekil 4.56. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



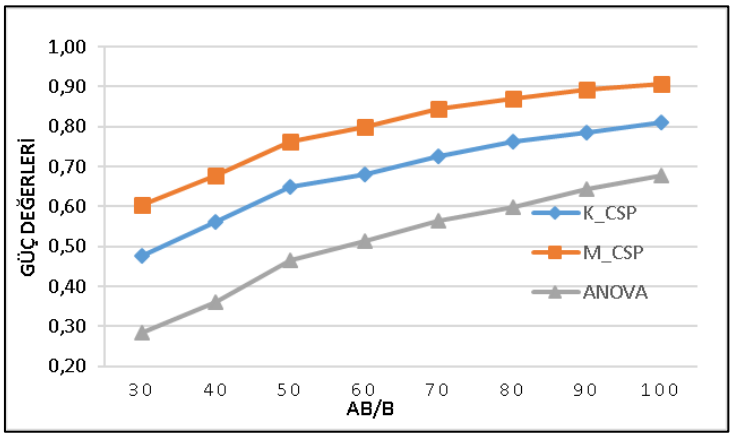
Şekil 4.57. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



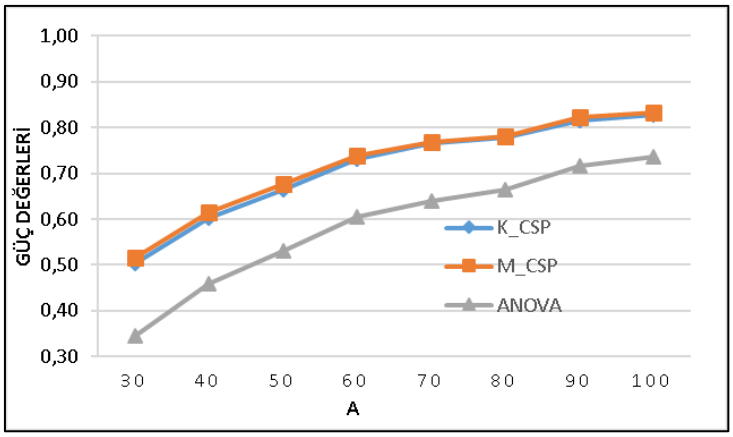
Şekil 4.58. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



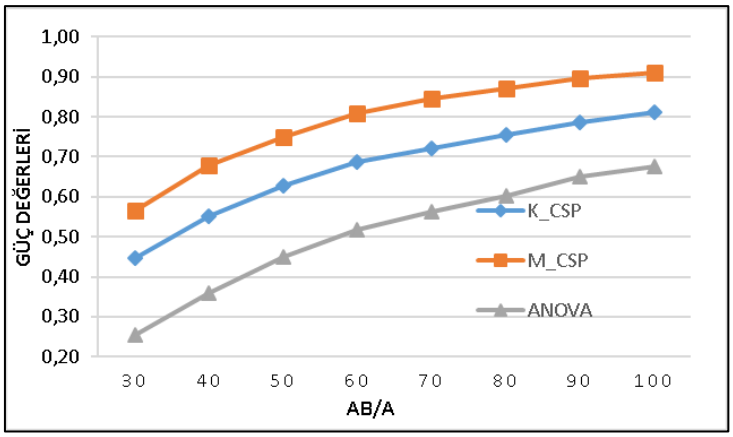
Şekil 4.59. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



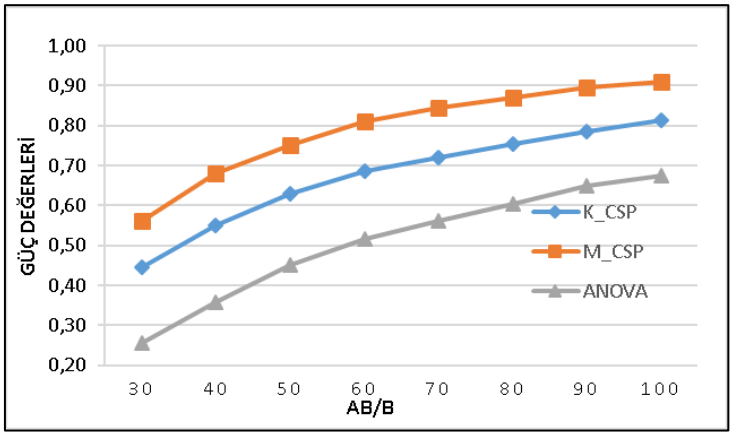
Şekil 4.60. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.61. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=10 ile A faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.62. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (A faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



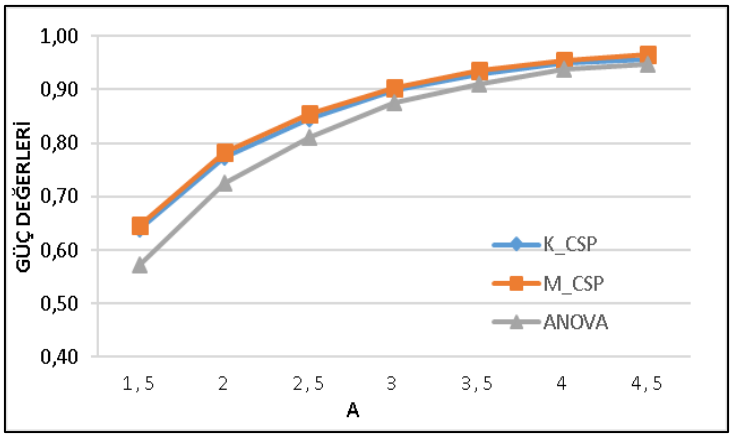
Şekil 4.63. Log Normal (μ =0, σ =3) hata terimleri ve n=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

Çizelge 4.26 Hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=1,5) olduğunda 3×4 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

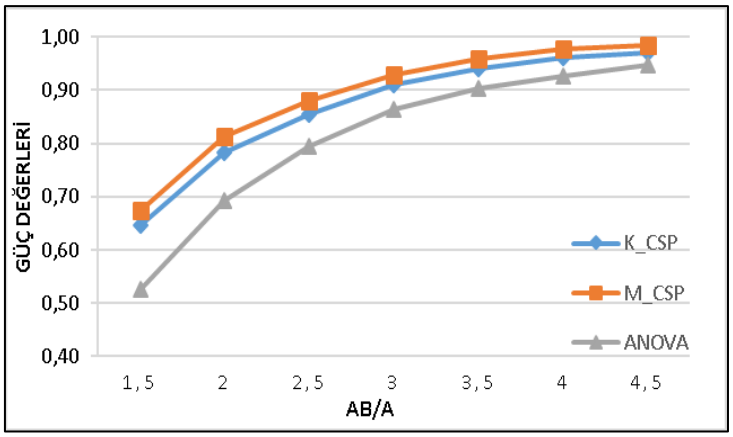
Çizelge 4.26. 3x4 tasarımında Hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=1,5) olduğunda testlerin güç değerleri

		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
n=5	1,5	0,640	0,647	0,649	0,646	0,675	0,672	0,573	0,526
	2	0,773	0,782	0,782	0,782	0,813	0,811	0,725	0,693
	2,5	0,845	0,854	0,857	0,854	0,880	0,876	0,810	0,795
	3	0,898	0,910	0,909	0,904	0,929	0,928	0,874	0,865
	3,5	0,930	0,940	0,943	0,935	0,958	0,958	0,910	0,904
	4	0,949	0,961	0,961	0,955	0,977	0,974	0,938	0,928
	4,5	0,958	0,971	0,970	0,966	0,983	0,980	0,948	0,947
n=7	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	1,5	0,691	0,707	0,715	0,694	0,738	0,747	0,635	0,607
	2	0,822	0,835	0,837	0,826	0,865	0,862	0,780	0,763
	2,5	0,889	0,913	0,910	0,897	0,934	0,930	0,861	0,858
	3	0,930	0,943	0,937	0,937	0,956	0,954	0,910	0,905
	3,5	0,953	0,968	0,963	0,959	0,978	0,975	0,941	0,940
	4	0,969	0,975	0,975	0,975	0,986	0,984	0,958	0,955
	4,5	0,974	0,980	0,978	0,977	0,988	0,986	0,968	0,966
n=10	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	1,5	0,758	0,762	0,776	0,759	0,791	0,805	0,706	0,689
	2	0,887	0,891	0,900	0,887	0,912	0,921	0,851	0,842
	2,5	0,935	0,937	0,941	0,938	0,955	0,955	0,914	0,906
	3	0,954	0,960	0,960	0,958	0,975	0,977	0,937	0,939
	3,5	0,974	0,977	0,978	0,977	0,985	0,988	0,962	0,962
	4	0,981	0,987	0,987	0,982	0,992	0,991	0,971	0,972
	4,5	0,985	0,991	0,991	0,987	0,995	0,995	0,979	0,981

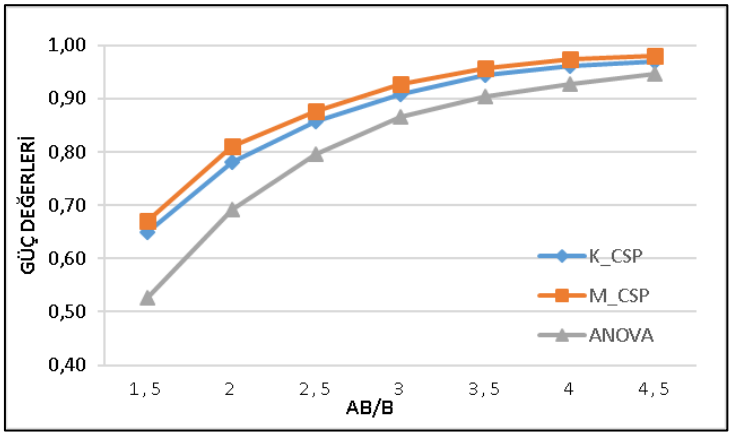
A faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA testinin K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu gözlenmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ve M_CSP'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu gözlenmektedir. *AB* etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde M_CSP'nin güç değerlerinin K_CSP'nin güç değerlerinden daha yüksek değerler aldığı gözlenmektedir.



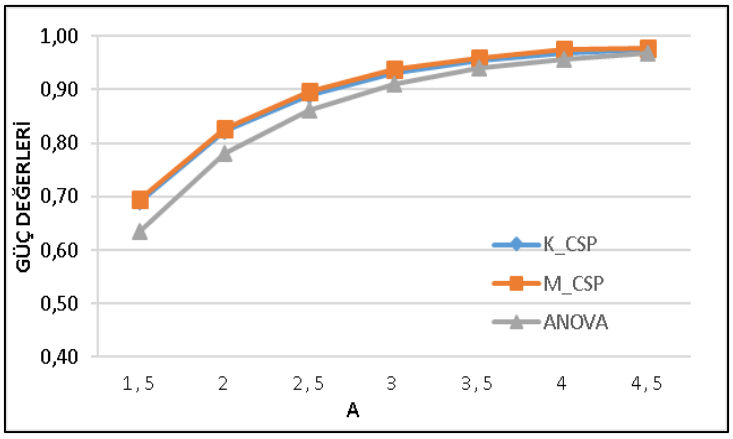
Şekil 4.64. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



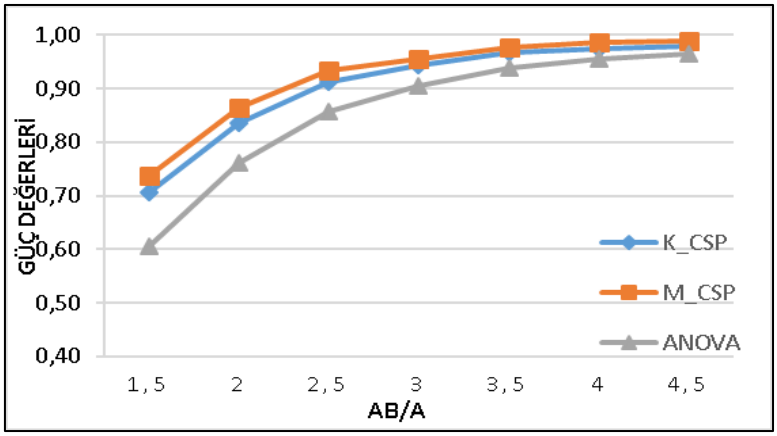
Şekil 4.65. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



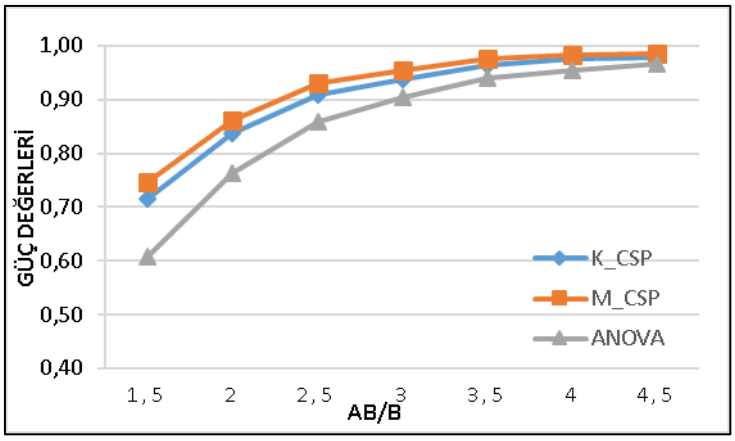
Şekil 4.66. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



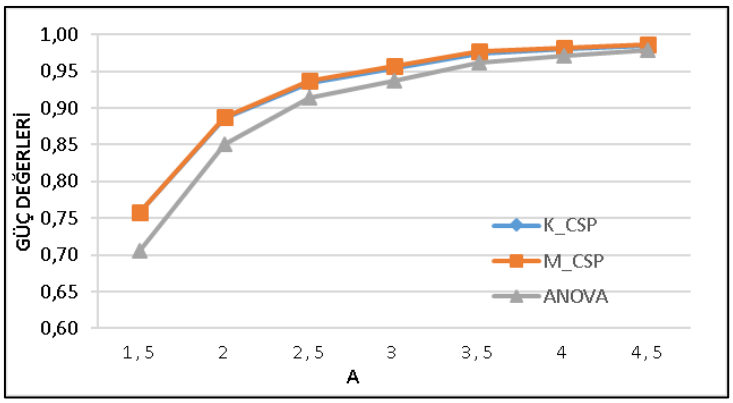
Şekil 4.67. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



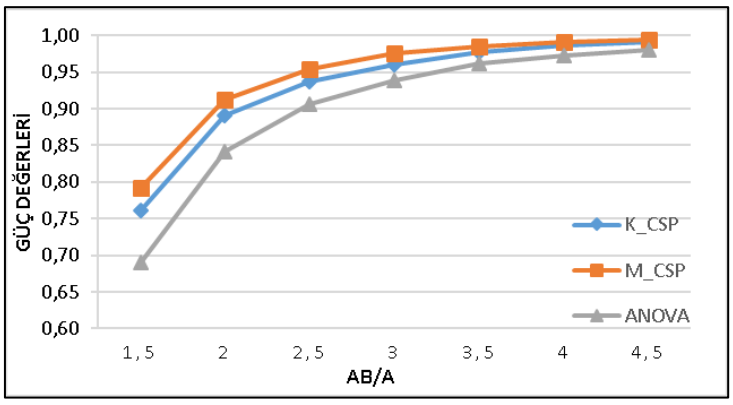
Şekil 4.68. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



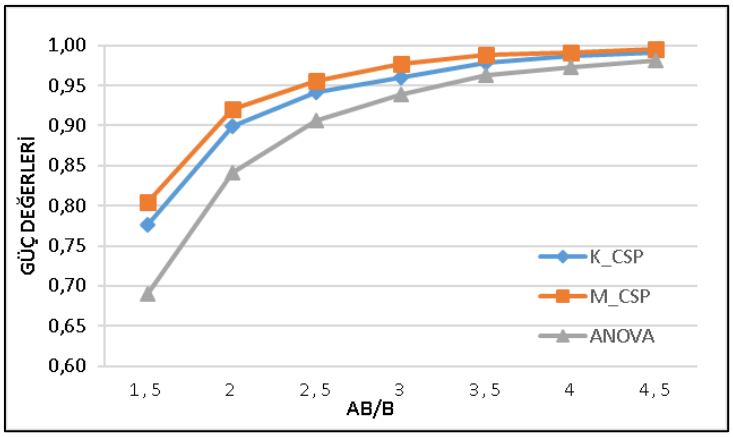
Şekil 4.69. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.70. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.71. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



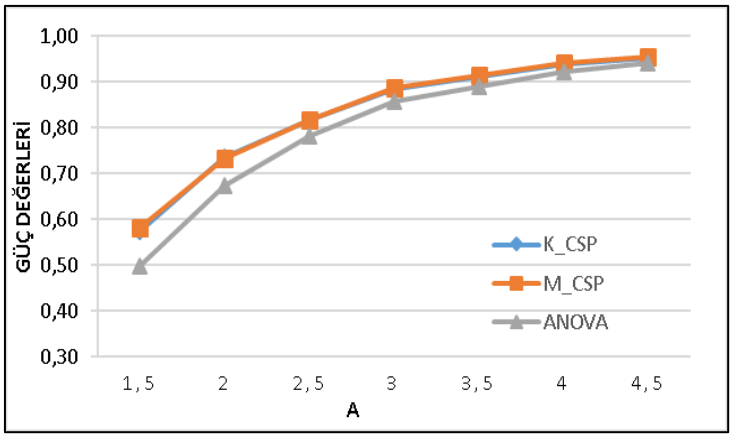
Şekil 4.72. Log Normal (μ=0, σ=1,5) hata terimleri ve n=10 ile AB etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (B faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

Çizelge 4.27 Hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=1,5) olduğunda 4×4 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

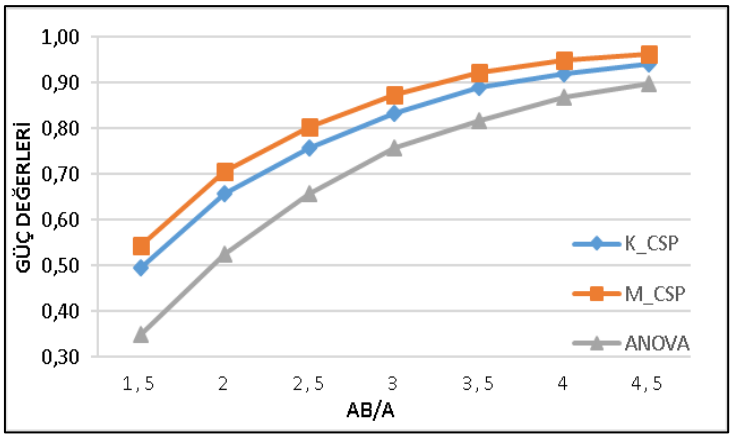
Çizelge 4.27. 4x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=1,5) olduğunda testlerin güç değerleri

		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
n=5	1,5	0,573	0,495	0,498	0,582	0,543	0,541	0,499	0,351
	2	0,735	0,657	0,658	0,734	0,706	0,706	0,673	0,525
	2,5	0,818	0,757	0,757	0,818	0,804	0,803	0,783	0,658
	3	0,884	0,834	0,840	0,887	0,874	0,882	0,856	0,757
	3,5	0,911	0,889	0,889	0,915	0,921	0,923	0,889	0,818
	4	0,938	0,920	0,920	0,941	0,950	0,949	0,923	0,868
	4,5	0,953	0,941	0,943	0,955	0,964	0,965	0,941	0,897
n=7	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	1,5	0,664	0,543	0,538	0,667	0,592	0,591	0,597	0,417
	2	0,791	0,728	0,729	0,793	0,774	0,777	0,741	0,621
	2,5	0,877	0,822	0,824	0,877	0,864	0,864	0,837	0,742
	3	0,918	0,890	0,892	0,921	0,924	0,928	0,898	0,826
	3,5	0,950	0,927	0,928	0,950	0,954	0,956	0,931	0,879
	4	0,957	0,949	0,949	0,961	0,967	0,970	0,946	0,914
	4,5	0,973	0,965	0,965	0,973	0,983	0,982	0,964	0,936
n=10	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	1,5	0,731	0,632	0,625	0,730	0,676	0,671	0,654	0,513
	2	0,852	0,794	0,793	0,855	0,837	0,835	0,810	0,703
	2,5	0,924	0,882	0,885	0,926	0,914	0,915	0,894	0,823
	3	0,955	0,931	0,927	0,956	0,958	0,958	0,937	0,885
	3,5	0,968	0,959	0,959	0,967	0,977	0,976	0,953	0,926
	4	0,980	0,970	0,970	0,982	0,985	0,986	0,968	0,942
	4,5	0,984	0,982	0,981	0,986	0,992	0,993	0,977	0,963

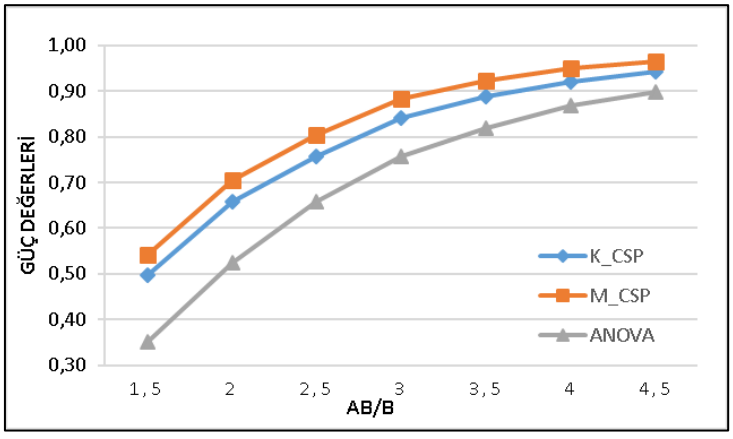
Çizelge 4.27 Hata terimlerinin dağılımı Log-Normal (μ=0, σ=1,5) olduğunda 4x4 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir. *A* faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA testinin K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu gözlenmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ve M_CSP'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu gözlenmektedir. *AB* etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde M_CSP'nin güç değerlerinin K_CSP'nin güç değerlerinden daha yüksek değerler aldığı gözlenmektedir.



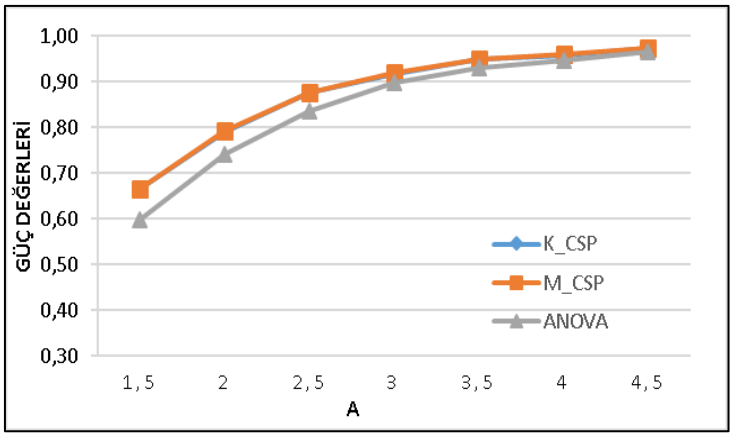
Şekil 4.73. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



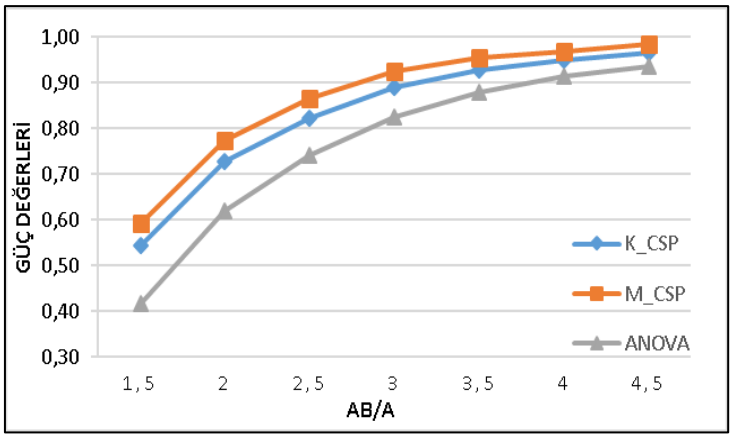
Şekil 4.74. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



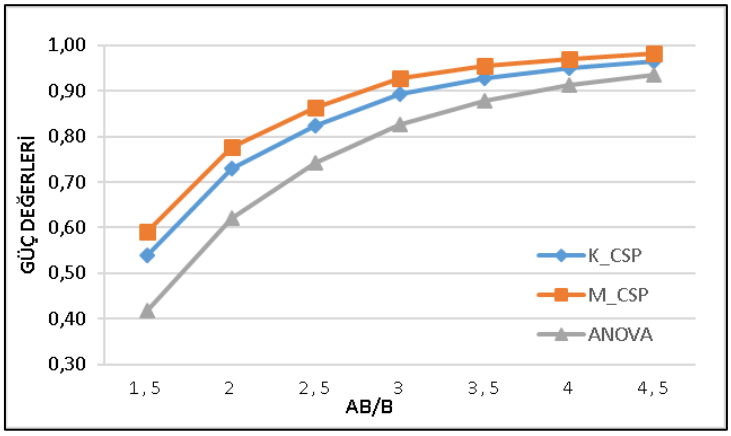
Şekil 4.75. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



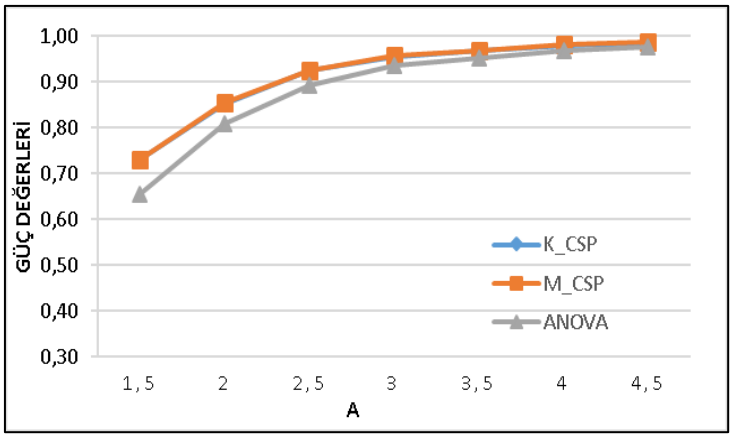
Şekil 4.76. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



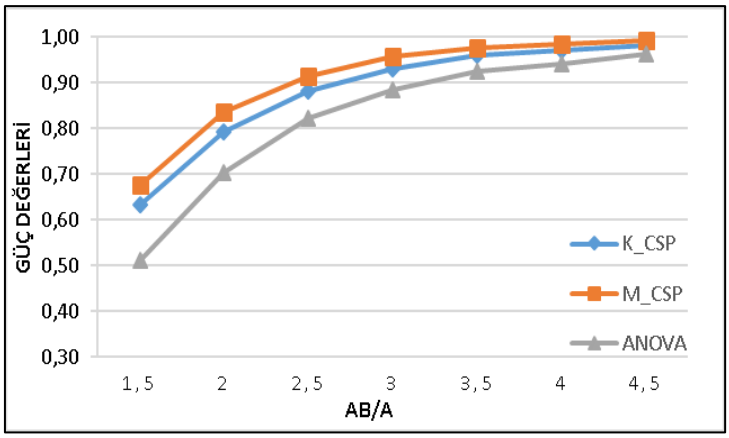
Şekil 4.77. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



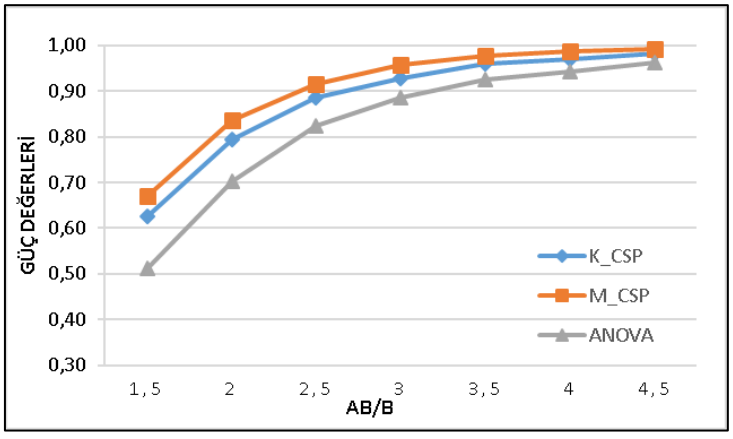
Şekil 4.78. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.79. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.80. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.81. Log Normal (μ =0, σ =1,5) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

Çizelge 4.28 hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss ($\mu=1,\sigma=0,05$) olduğunda 3×2, 3×3, 3×4, 4×3 ve 4×4 tasarımlarında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testinin ve ANOVA'nın deneysel I.tip hata oranlarını vermektedir.

Çizelge 4.28. Hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss ($\mu=1,\sigma=0,05$) olduğunda I. tip hata oranları

		Ters Gauss ($\mu=1,\sigma=0,05$)				
		3×2	3×3	3×4	4×3	4×4
n	Faktör	K_CSP				
5	*A*	0,041	0,043	0,041	0,041	0,039
	AB/A	0,065	0,058	0,051	0,055	0,053
	AB/B	0,045	0,060	0,057	0,056	0,054
7	*A*	0,041	0,041	0,041	0,040	0,040
	AB/A	0,072	0,054	0,054	0,060	0,055
	AB/B	0,050	0,062	0,059	0,057	0,054
10	*A*	0,040	0,041	0,043	0,040	0,040
	AB/A	0,063	0,054	0,049	0,054	0,056
	AB/B	0,049	0,055	0,052	0,052	0,055
		M_CSP				
5	*A*	0,047	0,047	0,048	0,051	0,049
	AB/A	0,062	0,055	0,053	0,056	0,050
	AB/B	0,046	0,055	0,054	0,051	0,058
7	*A*	0,048	0,047	0,047	0,048	0,050
	AB/A	0,066	0,054	0,053	0,061	0,053
	AB/B	0,049	0,057	0,059	0,056	0,053
10	*A*	0,047	0,047	0,048	0,052	0,048
	AB/A	0,062	0,051	0,047	0,051	0,057
	AB/B	0,047	0,051	0,051	0,048	0,057
		ANOVA				
5	*A*	0,017	0,020	0,018	0,024	0,024
	AB	0,014	0,020	0,024	0,024	0,029
7	*A*	0,016	0,019	0,023	0,022	0,025
	AB	0,020	0,019	0,025	0,021	0,028
10	*A*	0,023	0,020	0,024	0,027	0,027
	AB	0,018	0,017	0,024	0,024	0,029

Çizelge 4.28'de yer alan deneysel I. tip hata oranları incelendiğinde K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranları ile M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının nominal α'ya ANOVA deneysel I. tip hata oranlarından daha yakın olduğu, ANOVA'nın deneysel I. tip hata oranların nominal seviyeden oldukça düşük değerler olduğu görülmektedir.

A faktörü' nün etkisinin testi göz önüne alındığında M_CSP'nin deneysel deneysel I. tip hata oranının nominal α'ya K_CSP'nin deneysel I.tip hata oranından daha yakın olduğu görülmektedir. Örneğin n=7 ile 4×3 tasarımında deneysel I. tip hata oranı K_CSP için 0,040 iken aynı değer M_CSP için 0,048 olarak elde edilmiştir. Diğer bir örnek n=10 ile 4×4 tasarımında deneysel I. tip hata oranı K_CSP için 0,040 iken aynı değer M_CSP için 0,048 olarak elde edilmiştir.

Etkileşim etkisi *AB'* nin testi göz önüne alındığında, 3×2 tasarımında elde edilen verilere göre *AB/B* ve *AB/A* için M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarına yakın değeler olduğu ve bu değerlerin de nominal α 'ya yakın değerler olduğu görülmektedir. $3\times3, 3\times4, 4\times3, 4\times4$ tasarımlarında *AB/B* için M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarına yakın değerler olduğu ve bu değerlerin nominal α'ya yakın değerler olduğu görülmektedir. *AB/A* için M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının K_CSP'nin deneysel I.tip hata oranlarına yakın değerler olduğu ve bu değerlerin nominal α'ya yakın değerler olduğu görülmektedir.

Çizelge 4.29 hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss ($\mu=1, \sigma=0,01$) olduğunda 3×2, 3×3, 3×4, 4×3 ve 4×4 tasarımlarında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testinin ve ANOVA'nın deneysel I.tip hata oranlarını vermektedir.

Çizelge 4.29. Hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss ($\mu = 1, \sigma = 0,01$) olduğunda I. tip hata oranları

		Ters Gauss ($\mu = 0, \sigma = 0,01$)				
		3×2	3×3	3×4	4×3	4×4
n	Faktör	K_CSP				
5	*A*	0,039	0,038	0,037	0,032	0,034
	AB/A	0,055	0,050	0,059	0,061	0,060
	AB/B	0,045	0,052	0,056	0,057	0,053
7	*A*	0,037	0,038	0,036	0,034	0,030
	AB/A	0,061	0,056	0,056	0,063	0,059
	AB/B	0,047	0,063	0,062	0,064	0,060
10	*A*	0,040	0,040	0,035	0,033	0,033
	AB/A	0,063	0,063	0,056	0,061	0,058
	AB/B	0,050	0,059	0,061	0,058	0,055
		M_CSP				
5	*A*	0,043	0,042	0,040	0,040	0,042
	AB/A	0,056	0,047	0,052	0,054	0,052
	AB/B	0,042	0,050	0,054	0,050	0,049
7	*A*	0,040	0,041	0,040	0,040	0,039
	AB/A	0,059	0,050	0,053	0,055	0,053
	AB/B	0,050	0,054	0,057	0,050	0,054
10	*A*	0,042	0,043	0,040	0,037	0,039
	AB/A	0,055	0,052	0,048	0,051	0,048
	AB/B	0,051	0,054	0,053	0,050	0,047
		ANOVA				
5	*A*	0,010	0,009	0,010	0,012	0,013
	AB	0,007	0,011	0,017	0,017	0,018
7	*A*	0,009	0,009	0,011	0,011	0,013
	AB	0,007	0,010	0,016	0,019	0,023
10	*A*	0,010	0,011	0,012	0,012	0,019
	AB	0,009	0,015	0,015	0,014	0,020

Çizelge 4.29'da yer alan deneysel I. tip hata oranları incelendiğinde, ANOVA'nın deneysel I. tip hata oranların nominal seviyeden oldukça düşük değerler olduğu, senkronize permütasyon testi çerçevesinde K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının ve M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının nominal α 'ya ANOVA'nın deneysel I. tip hata oranlarından daha yakın değerler olduğu ancak bu değerlerin nominal seviyeden düşük değerler olduğu görülmektedir.

A faktörü' nün etkisinin testi göz önüne alınarak incelenen tüm tasarımlara bakıldığında M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranının nominal α 'ya K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranından daha yakın olduğu görülmektedir ancak M_CSP'nin deneysel I. tip hata

oranlarının nominal seviyeden düşük değerler olduğu görülmektedir. $3\times2, 3\times3, 3\times4$ tasarımlarında elde edilen verilere göre M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının 0,035-0.040 arasında değerler alırken, K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının 0,040-0,043 arasında değerler aldığı görülmektedir. $3\times2, 3\times3, 3\times4$ tasarımlarında M_CSP'nin deneysel I.tip hata oranlarının K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarına yakın değerler olduğu ve bu değerlerin nominal seviyeden düşük değerler olduğu görülmektedir. $4\times4, 4\times3$ tasarımlarında M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının 0,030-0,034 arasında değerler alırken, K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının 0,037-0,042 arasında değerler aldığı görülmektedir. $4\times4, 4\times3$ tasarımlarında M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranının nominal α 'ya K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarından daha yakın olduğu görülmektedir ancak M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının nominal seviyeden düşük değerler olduğu görülmektedir.

AB etkileşim etkisinin testi göz önüne alındığında, 3×2 tasarımında elde edilen verilere göre. *AB/B* için M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarına ve nominal α 'ya yakın değerler olduğu görülmektedir. *AB/A* için M_CSP'nin deneysel I.tip hata oranlarının K_CSP'nin deneysel I.tip hata oranlarına ve nominal α 'ya yakın değerler olduğu görülmektedir. $3\times3, 3\times4, 4\times3, 4\times4$ tasarımlarında *AB/B* için M_CSP'nin deneysel I.tip hata oranlarının nominal α 'ya K_CSP'nin deneysel I.tip hata oranlarından daha yakın olduğu görülmektedir. *AB/A* için M_CSP ile elde edilen deneysel I.tip hata oranlarının nominal α 'ya K_CSP'nin deneysel I.tip hata oranlarından daha yakın değerler olduğu görülmektedir.

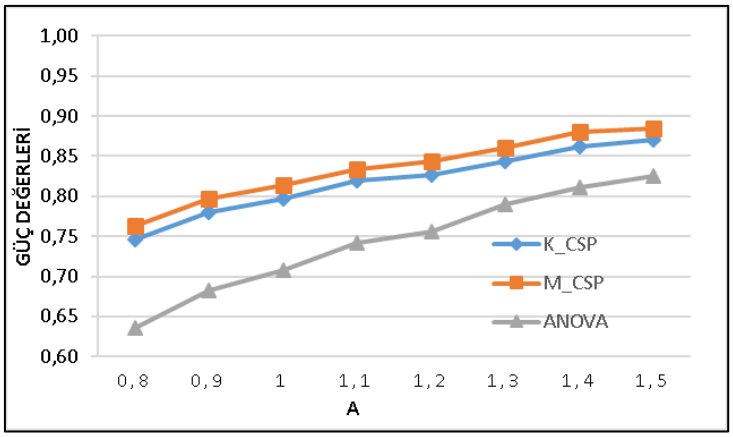
Çizelge 4.30 Hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ=1, σ=0,05) olduğunda 3×2 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

Çizelge 4.30. 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ=1, σ=0,05) olduğunda testlerin güç değerleri

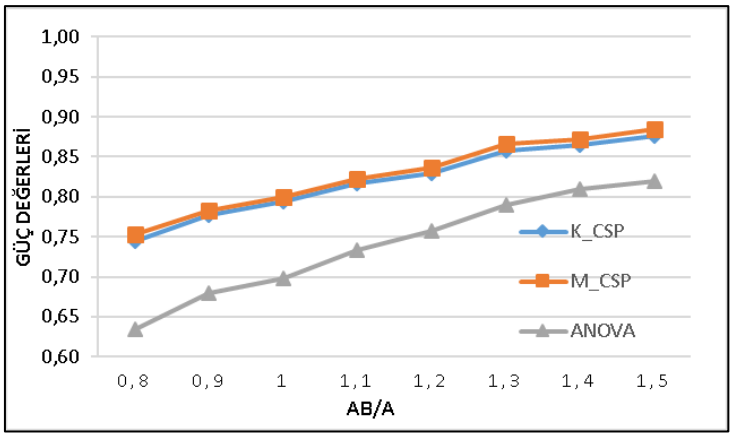
		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,746	0,745	0,737	0,762	0,752	0,738	0,636	0,635
	0,9	0,780	0,777	0,770	0,797	0,783	0,769	0,683	0,679
	1	0,797	0,793	0,788	0,813	0,800	0,786	0,707	0,698
n=5	1,1	0,819	0,816	0,811	0,834	0,822	0,809	0,742	0,734
	1,2	0,827	0,830	0,826	0,843	0,837	0,828	0,755	0,757
	1,3	0,844	0,858	0,854	0,861	0,866	0,853	0,789	0,789
	1,4	0,862	0,865	0,863	0,880	0,871	0,862	0,811	0,810
	1,5	0,870	0,876	0,875	0,884	0,884	0,876	0,825	0,820
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,766	0,753	0,734	0,775	0,755	0,733	0,666	0,674
	0,9	0,803	0,788	0,771	0,811	0,789	0,769	0,709	0,708
	1	0,822	0,809	0,793	0,833	0,808	0,789	0,735	0,732
n=7	1,1	0,840	0,832	0,812	0,850	0,831	0,809	0,770	0,770
	1,2	0,867	0,857	0,844	0,872	0,855	0,842	0,805	0,799
	1,3	0,877	0,872	0,859	0,885	0,869	0,857	0,824	0,821
	1,4	0,891	0,885	0,869	0,897	0,888	0,867	0,839	0,839
	1,5	0,902	0,896	0,882	0,909	0,897	0,881	0,857	0,855
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,790	0,783	0,768	0,796	0,780	0,766	0,697	0,698
	0,9	0,832	0,826	0,813	0,838	0,828	0,814	0,754	0,752
	1	0,846	0,843	0,830	0,850	0,844	0,830	0,777	0,776
n=10	1,1	0,869	0,866	0,854	0,873	0,867	0,853	0,810	0,809
	1,2	0,886	0,904	0,896	0,891	0,904	0,894	0,841	0,853
	1,3	0,900	0,908	0,897	0,906	0,906	0,895	0,857	0,859
	1,4	0,922	0,921	0,911	0,924	0,923	0,910	0,888	0,885
	1,5	0,924	0,931	0,922	0,928	0,931	0,921	0,895	0,893

Çizelge 4.30 incelendiğinde *A* faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA testinin K_CSP'den ve M_CSP'den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu görülmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ile M_CSP 'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA 'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir.

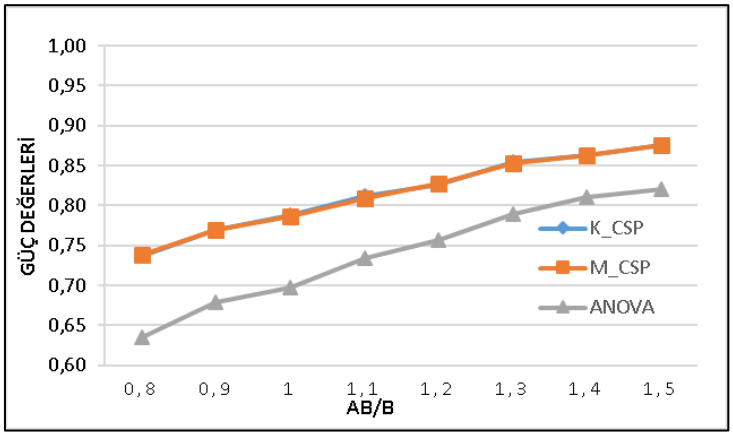
AB etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ile M_CSP 'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir.



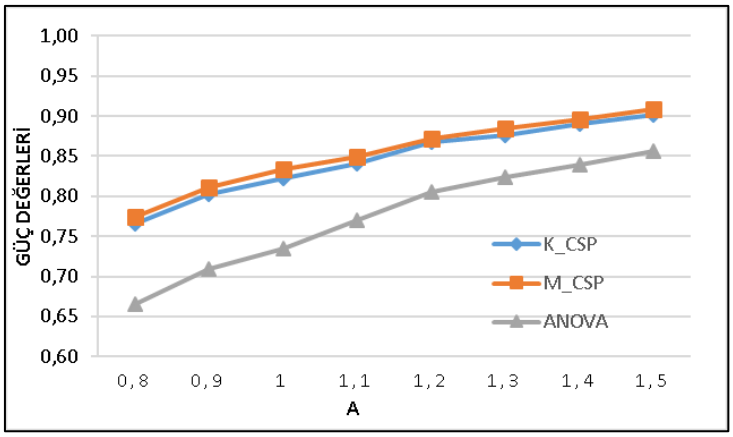
Şekil 4.82. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



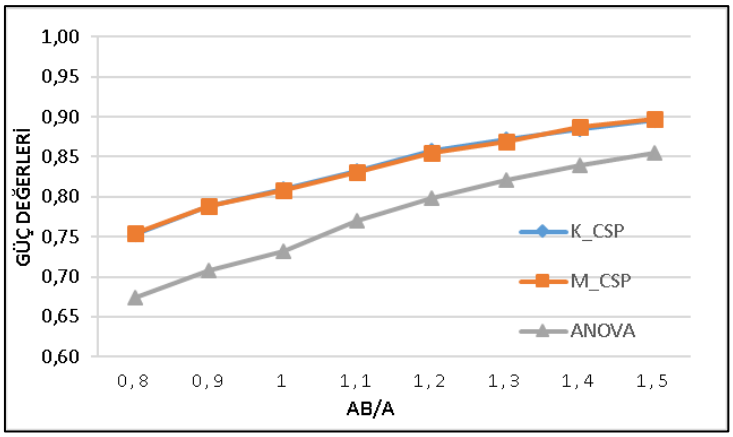
Şekil 4.83. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve n=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



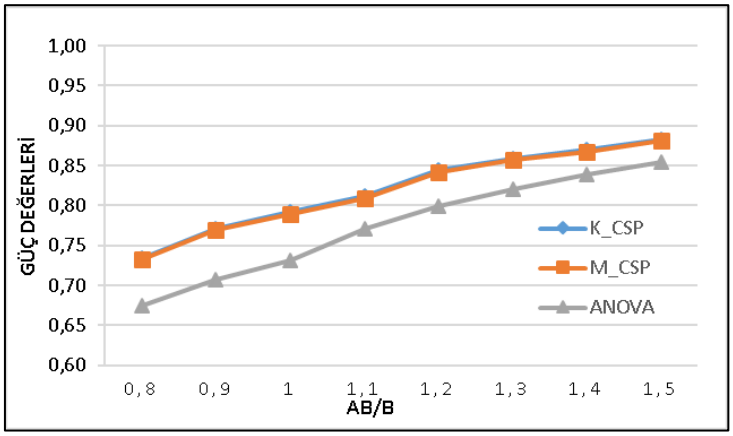
Şekil 4.84. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



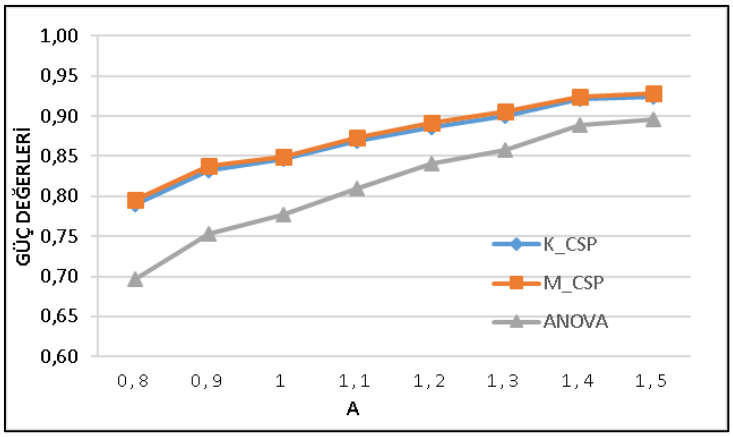
Şekil 4.85. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



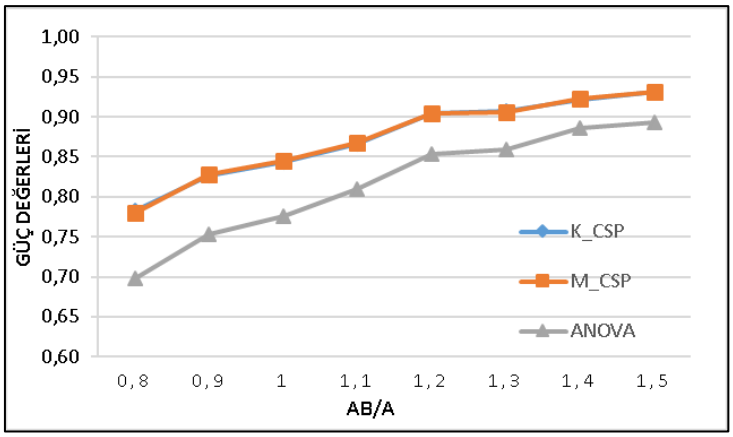
Şekil 4.86. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



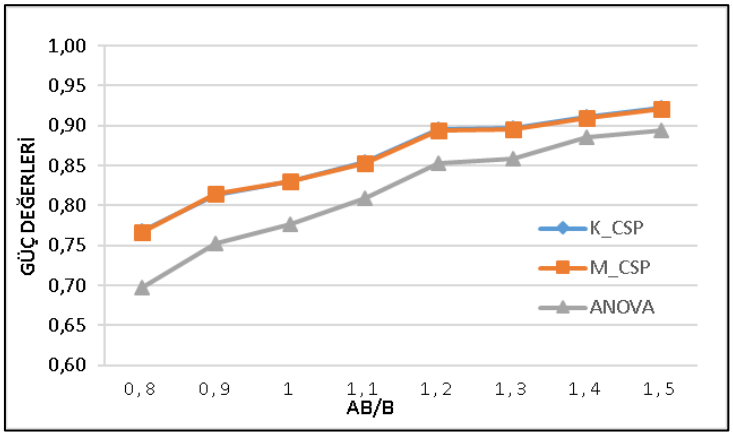
Şekil 4.87. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.88. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.89. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



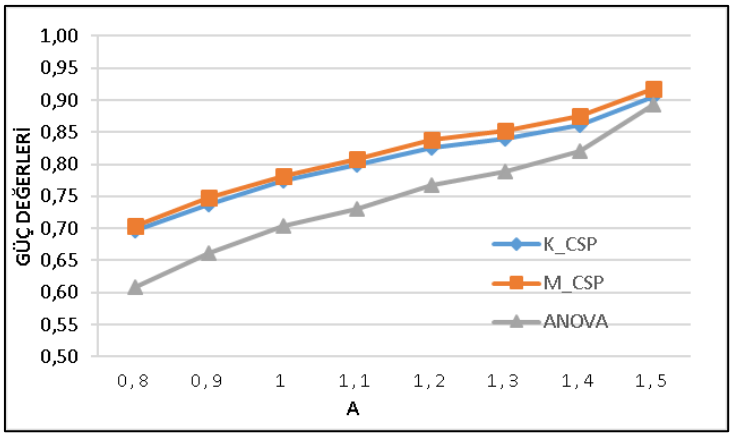
Şekil 4.90. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

Çizelge 4.31 hata terimlerinin dağılımı Ter Gauss (μ=1, σ=0,05) olduğunda 3×4 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

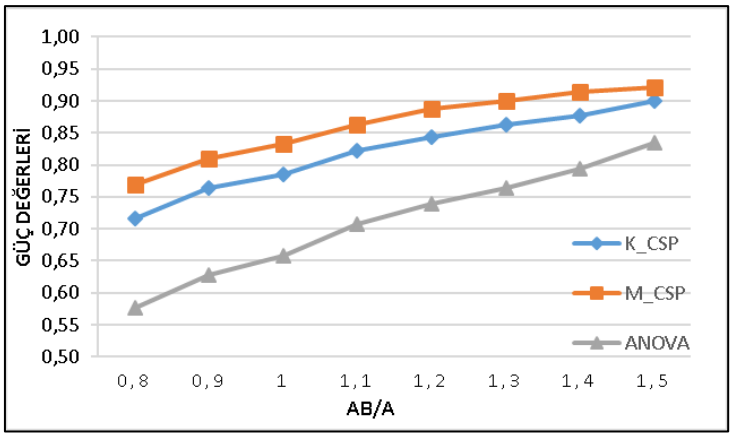
Çizelge 4.31. 3x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ=1, σ=0,05) olduğunda testlerin güç değerleri

		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,697	0,717	0,718	0,703	0,769	0,763	0,608	0,577
	0,9	0,737	0,763	0,766	0,748	0,809	0,807	0,661	0,627
	1	0,774	0,785	0,788	0,781	0,833	0,830	0,704	0,659
n=5	1,1	0,800	0,822	0,824	0,808	0,864	0,861	0,731	0,707
	1,2	0,826	0,844	0,850	0,838	0,887	0,887	0,767	0,740
	1,3	0,840	0,863	0,864	0,851	0,899	0,899	0,788	0,764
	1,4	0,861	0,877	0,880	0,874	0,914	0,909	0,820	0,793
	1,5	0,905	0,900	0,904	0,918	0,920	0,923	0,893	0,834
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,731	0,740	0,738	0,736	0,782	0,782	0,650	0,615
	0,9	0,769	0,780	0,779	0,773	0,824	0,826	0,701	0,664
	1	0,807	0,827	0,824	0,813	0,858	0,854	0,746	0,726
n=7	1,1	0,835	0,854	0,853	0,842	0,885	0,882	0,785	0,772
	1,2	0,862	0,865	0,868	0,865	0,900	0,897	0,813	0,786
	1,3	0,876	0,887	0,887	0,881	0,918	0,913	0,833	0,817
	1,4	0,892	0,914	0,911	0,900	0,938	0,936	0,861	0,855
	1,5	0,937	0,925	0,923	0,944	0,937	0,934	0,922	0,874
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,758	0,781	0,790	0,762	0,826	0,832	0,701	0,685
	0,9	0,810	0,831	0,834	0,814	0,864	0,866	0,763	0,737
	1	0,840	0,866	0,868	0,843	0,892	0,897	0,796	0,790
n=10	1,1	0,868	0,885	0,888	0,873	0,911	0,912	0,834	0,818
	1,2	0,893	0,908	0,912	0,896	0,930	0,930	0,863	0,852
	1,3	0,909	0,928	0,929	0,911	0,948	0,946	0,884	0,880
	1,4	0,927	0,941	0,942	0,930	0,957	0,957	0,908	0,898
	1,5	0,758	0,781	0,790	0,762	0,826	0,832	0,701	0,685

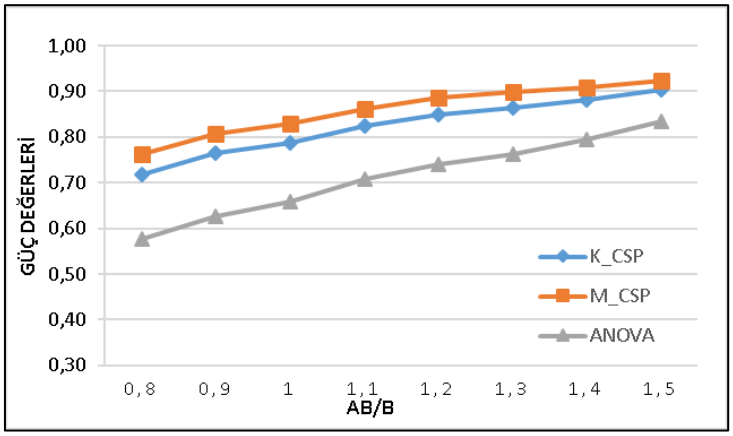
Çizelge 4.31 incelendiğinde *A* faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA'nın K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu görülmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ve M_CSP'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir. *AB* etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde M_CSP'nin güç değerlerinin K_CSP'nin güç değerlerinden daha yüksek olduğu görülmektedir.



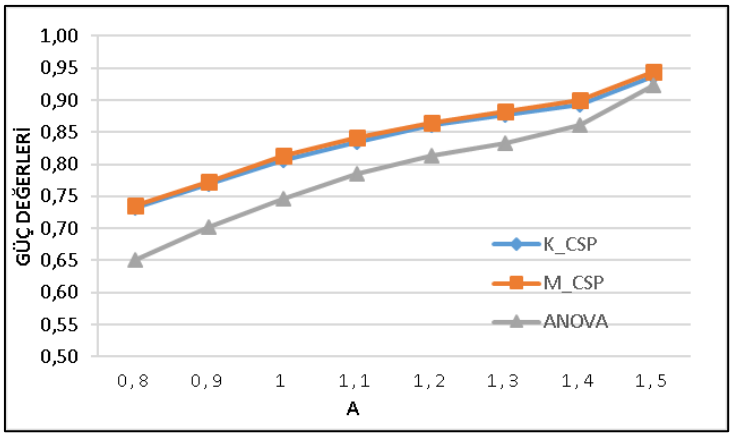
Şekil 4.91. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) hata terimleri ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



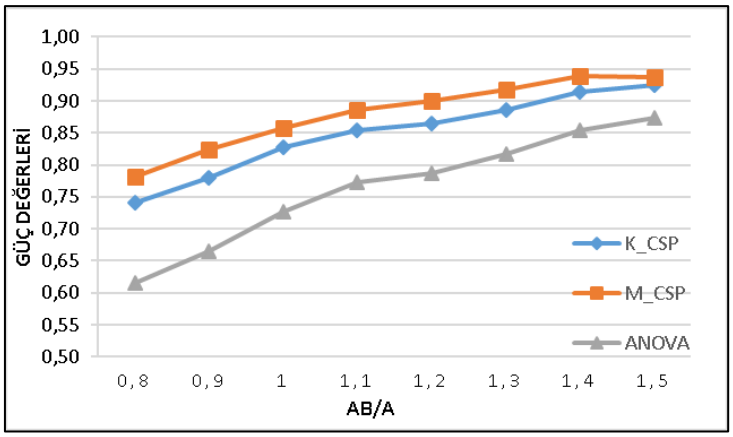
Şekil 4.92. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



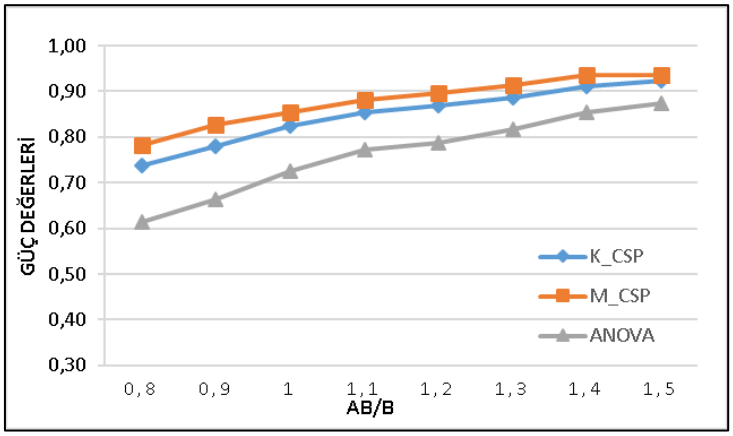
Şekil 4.93. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



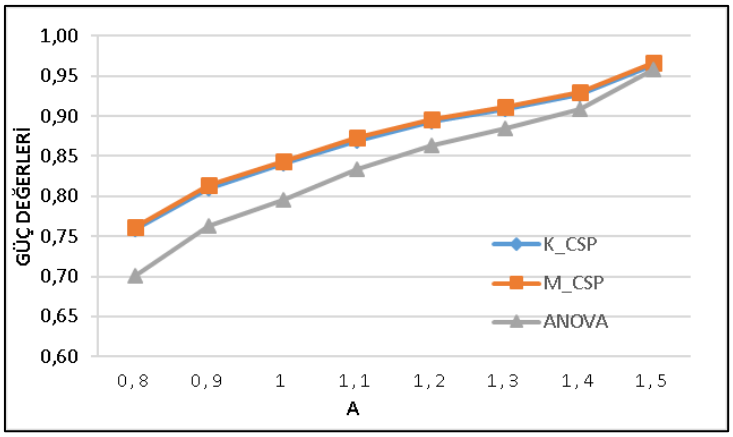
Şekil 4.94. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



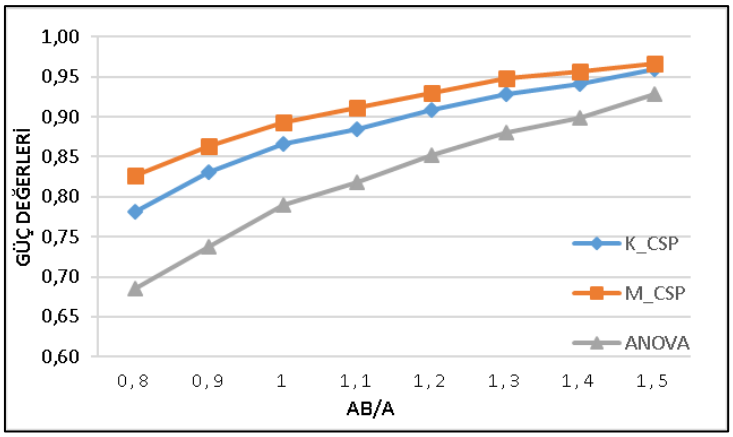
Şekil 4.95. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



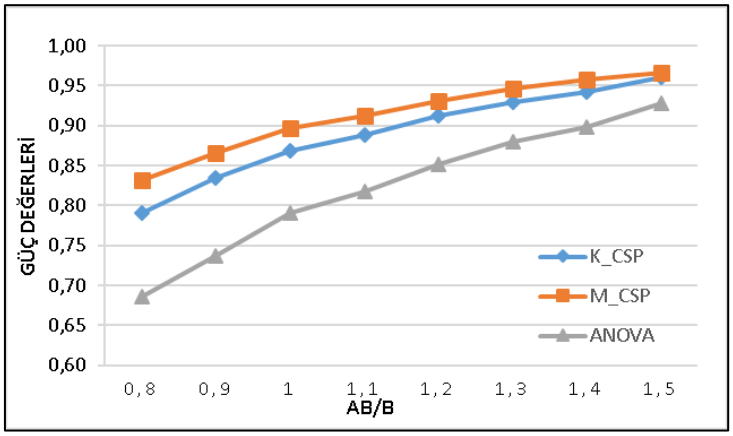
Şekil 4.96. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.97. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.98. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



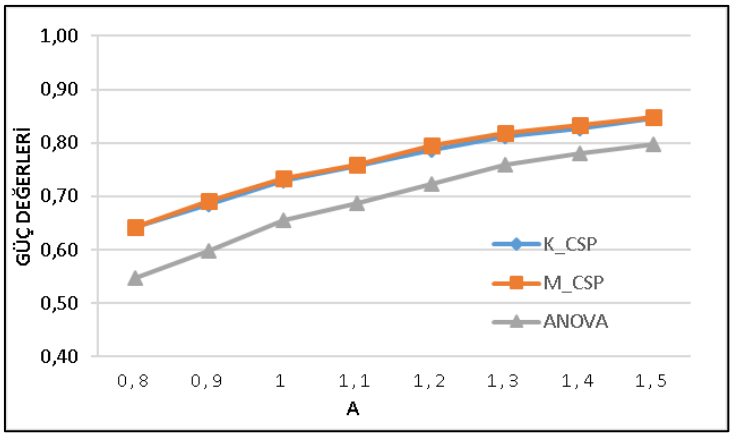
Şekil 4.99. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

Çizelge 4.32 Hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ=1, σ=0,05) olduğunda 4×4 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

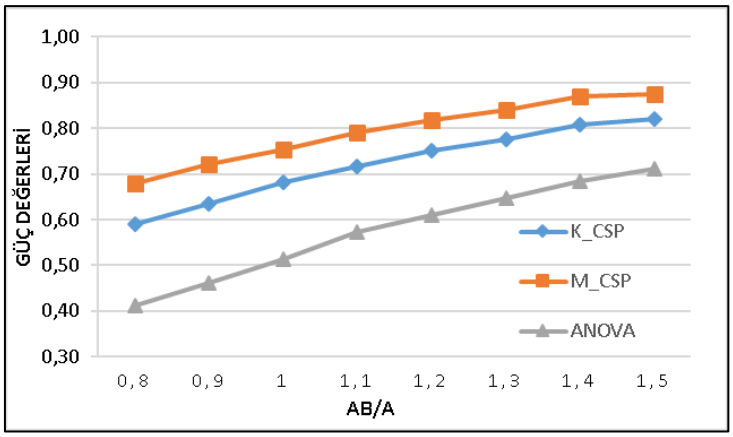
Çizelge 4.32. 4x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ=1, σ=0,05) olduğunda testlerin güç değerleri

		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,643	0,591	0,592	0,642	0,678	0,677	0,548	0,413
	0,9	0,686	0,635	0,633	0,692	0,720	0,718	0,598	0,461
	1	0,730	0,682	0,679	0,733	0,754	0,749	0,654	0,514
n=5	1,1	0,757	0,717	0,720	0,759	0,791	0,791	0,687	0,573
	1,2	0,788	0,752	0,751	0,794	0,818	0,822	0,722	0,609
	1,3	0,812	0,777	0,783	0,819	0,841	0,847	0,760	0,647
	1,4	0,828	0,809	0,809	0,833	0,870	0,873	0,779	0,683
	1,5	0,845	0,820	0,822	0,848	0,876	0,877	0,797	0,712
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,684	0,607	0,604	0,685	0,681	0,683	0,587	0,443
	0,9	0,726	0,669	0,670	0,725	0,743	0,742	0,647	0,515
	1	0,763	0,713	0,715	0,764	0,783	0,787	0,695	0,572
n=7	1,1	0,802	0,755	0,754	0,807	0,825	0,820	0,749	0,626
	1,2	0,837	0,796	0,795	0,839	0,855	0,855	0,787	0,681
	1,3	0,851	0,811	0,817	0,855	0,867	0,868	0,807	0,707
	1,4	0,877	0,855	0,853	0,875	0,907	0,902	0,839	0,764
	1,5	0,898	0,872	0,869	0,899	0,921	0,920	0,865	0,784
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,722	0,648	0,647	0,727	0,710	0,710	0,642	0,508
	0,9	0,783	0,707	0,705	0,782	0,775	0,774	0,713	0,587
	1	0,828	0,767	0,771	0,829	0,828	0,828	0,771	0,646
n=10	1,1	0,858	0,803	0,800	0,862	0,858	0,855	0,807	0,706
	1,2	0,877	0,833	0,829	0,883	0,885	0,883	0,833	0,744
	1,3	0,903	0,867	0,865	0,904	0,908	0,909	0,862	0,785
	1,4	0,921	0,890	0,891	0,925	0,929	0,926	0,889	0,817
	1,5	0,937	0,916	0,918	0,940	0,946	0,945	0,912	0,855

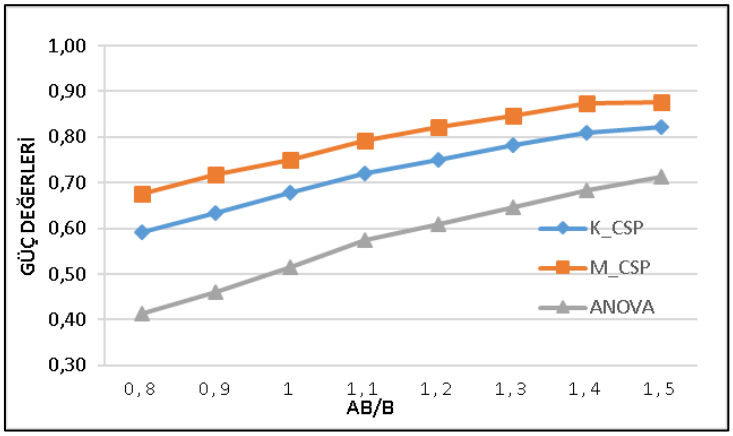
Çizelge 4.32 incelendiğinde *A* faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA testinin K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu görülmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ve M_CSP'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir. *AB* etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde M_CSP'nin güç değerlerinin K_CSP'nin güç değerlerinden daha yüksek olduğu görülmektedir.



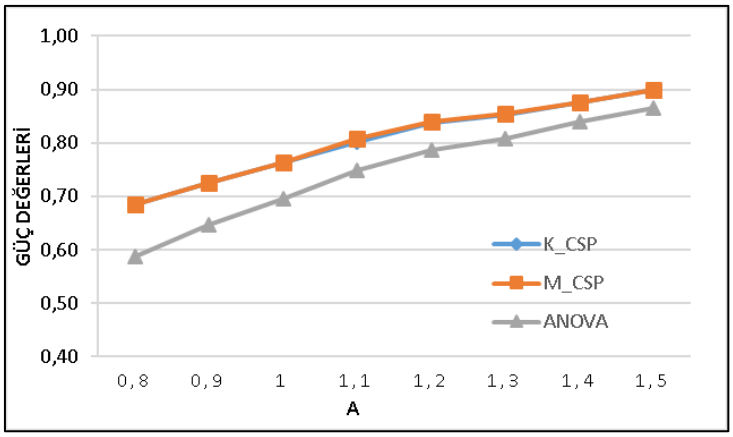
Şekil 4.100. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



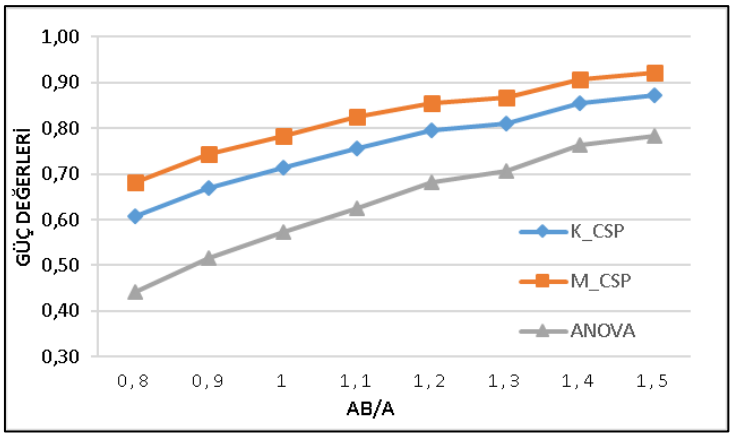
Şekil 4.101. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



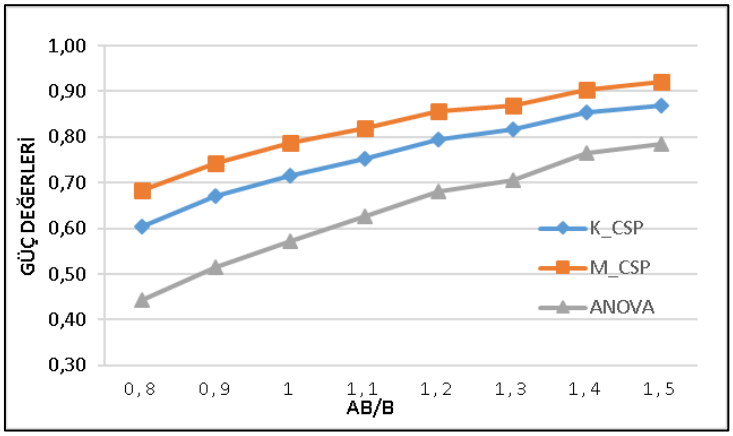
Şekil 4.102. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



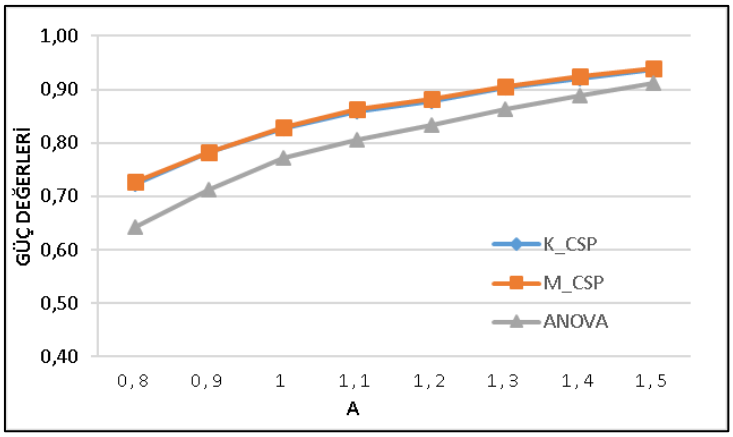
Şekil 4.103. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



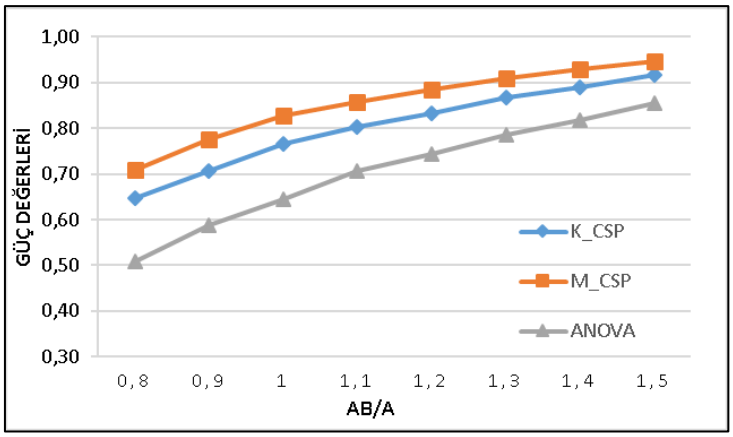
Şekil 4.104. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



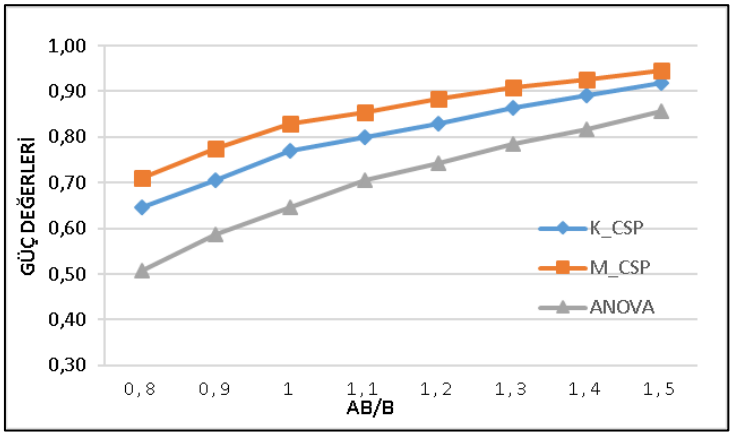
Şekil 4.105. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.106. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.107. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



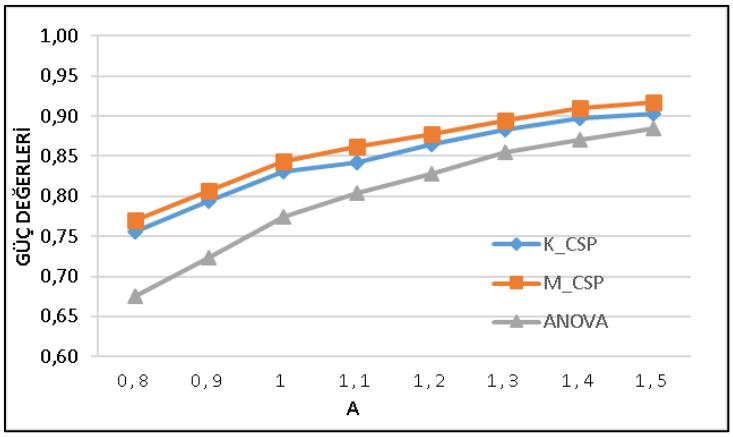
Şekil 4.108. Ter Gauss (μ =1, σ =0,05) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

Çizelge 4.33 hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ=1, σ=0,01) olduğunda oluğunda 3×2 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

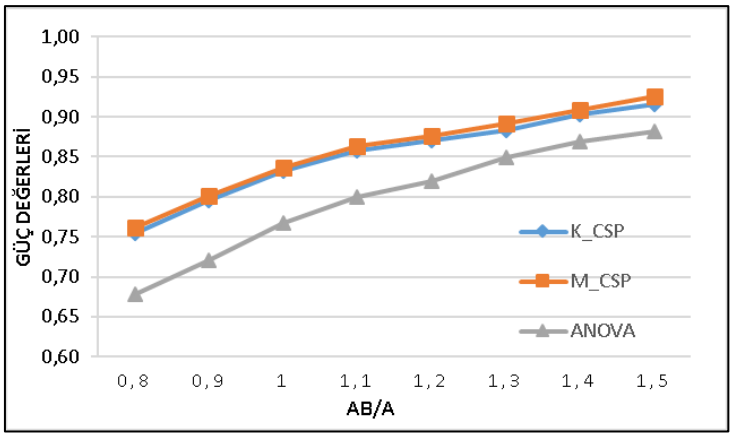
Çizelge 4.33. 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ=1, σ=0,01) olduğunda testlerin güç değerleri

		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,756	0,754	0,745	0,771	0,761	0,744	0,675	0,678
	0,9	0,794	0,795	0,786	0,807	0,801	0,782	0,723	0,720
	1	0,830	0,832	0,822	0,843	0,837	0,819	0,774	0,767
n=5	1,1	0,843	0,857	0,845	0,862	0,864	0,844	0,804	0,800
	1,2	0,865	0,870	0,862	0,878	0,877	0,858	0,827	0,819
	1,3	0,883	0,883	0,879	0,895	0,892	0,877	0,855	0,849
	1,4	0,897	0,903	0,898	0,910	0,909	0,896	0,871	0,869
	1,5	0,903	0,916	0,910	0,917	0,925	0,908	0,884	0,882
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,809	0,800	0,778	0,820	0,797	0,776	0,742	0,739
	0,9	0,839	0,835	0,812	0,848	0,834	0,808	0,783	0,777
	1	0,855	0,864	0,845	0,865	0,863	0,839	0,813	0,816
n=7	1,1	0,888	0,883	0,867	0,896	0,883	0,864	0,848	0,848
	1,2	0,909	0,905	0,888	0,916	0,906	0,886	0,873	0,872
	1,3	0,924	0,929	0,917	0,932	0,926	0,913	0,900	0,904
	1,4	0,927	0,928	0,913	0,932	0,929	0,911	0,906	0,902
	1,5	0,933	0,943	0,925	0,941	0,942	0,923	0,917	0,918
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,841	0,845	0,830	0,843	0,847	0,825	0,792	0,794
	0,9	0,864	0,871	0,853	0,868	0,871	0,853	0,817	0,828
	1	0,893	0,906	0,891	0,895	0,907	0,888	0,861	0,868
n=10	1,1	0,922	0,927	0,917	0,925	0,929	0,914	0,897	0,897
	1,2	0,928	0,942	0,933	0,932	0,942	0,930	0,904	0,914
	1,3	0,945	0,957	0,948	0,950	0,959	0,948	0,927	0,938
	1,4	0,953	0,965	0,956	0,956	0,966	0,955	0,937	0,946
	1,5	0,968	0,970	0,965	0,970	0,972	0,966	0,954	0,958

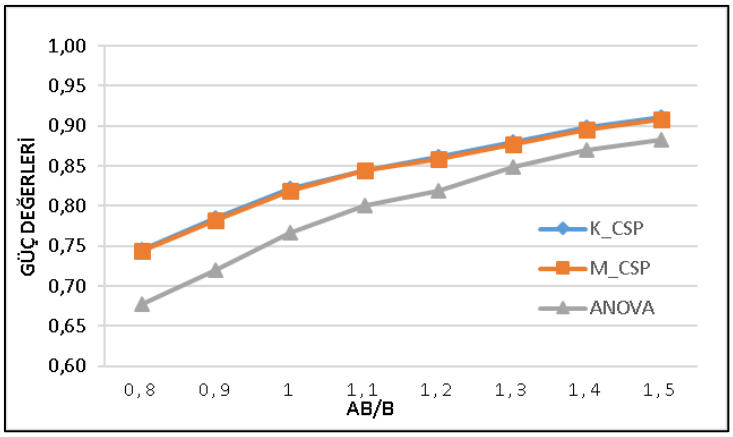
Çizelge 4.33 incelendiğinde *A* faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA testinin K_CSP ve M_CSP yöntemlerine göre daha düşük güç değerlerine sahip olduğu görülmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ve M_CSP'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir. *AB* etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde M_CSP'nin güç değerlerine yakın değerler olduğu görülmektedir.



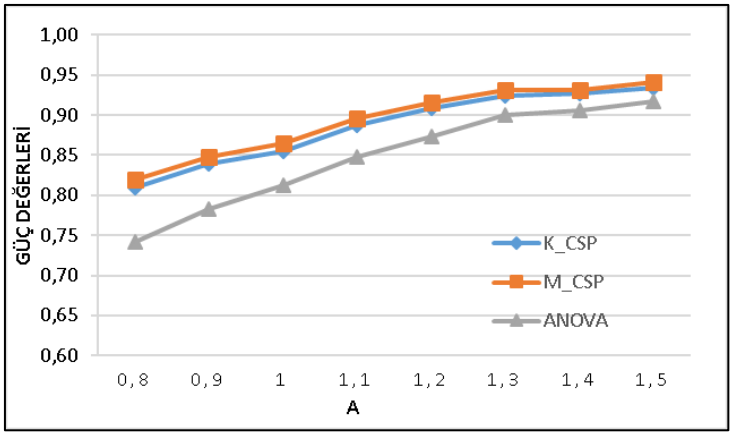
Şekil 4.109. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



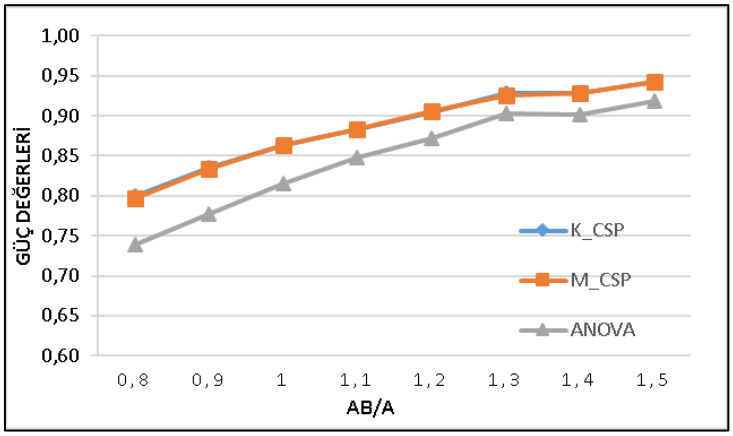
Şekil 4.110. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



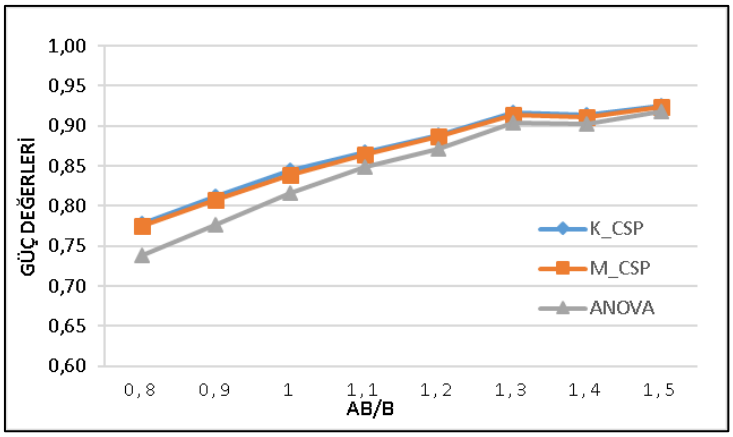
Şekil 4.111. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



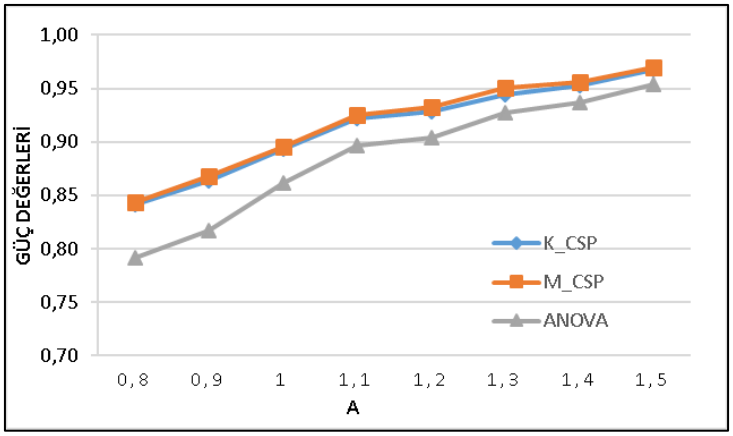
Şekil 4.112. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



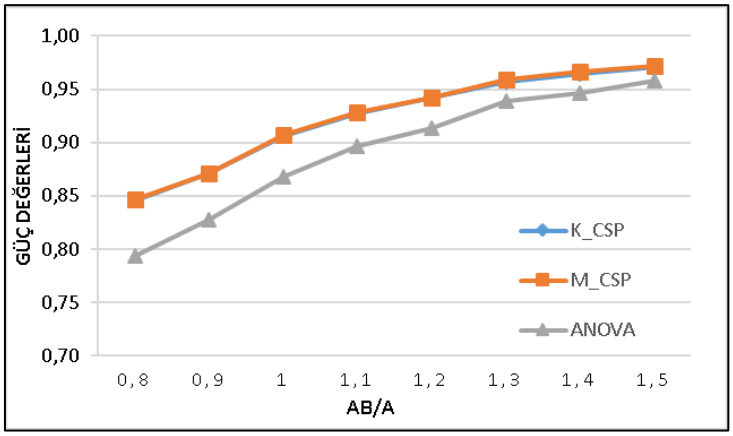
Şekil 4.113. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



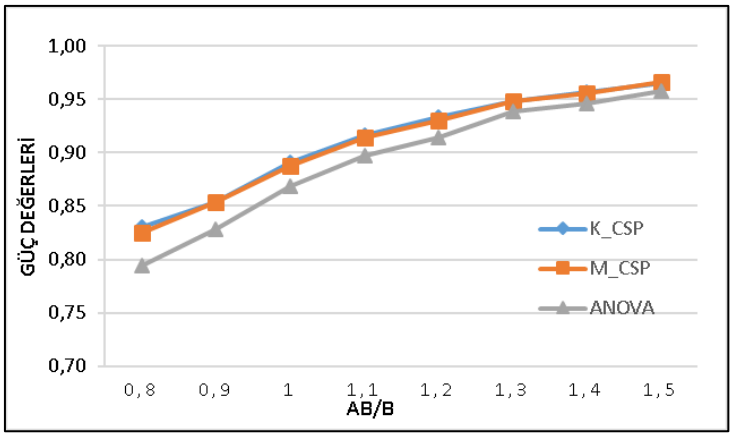
Şekil 4.114. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.115. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.116. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



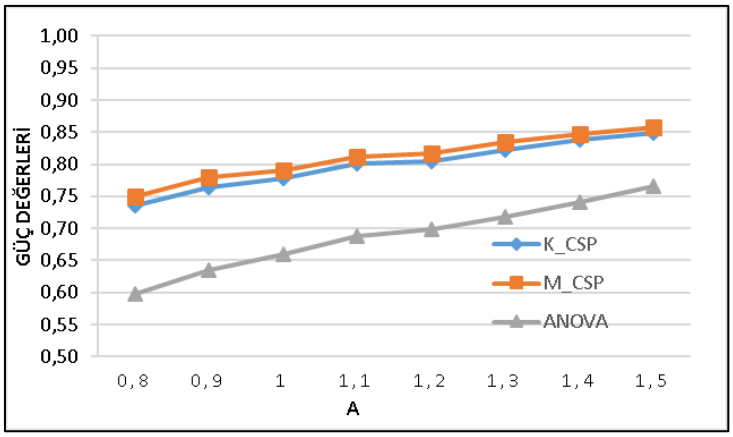
Şekil 4.117. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

Çizelge 4.34 Hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ =1, σ =0,01) olduğunda 3×4 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

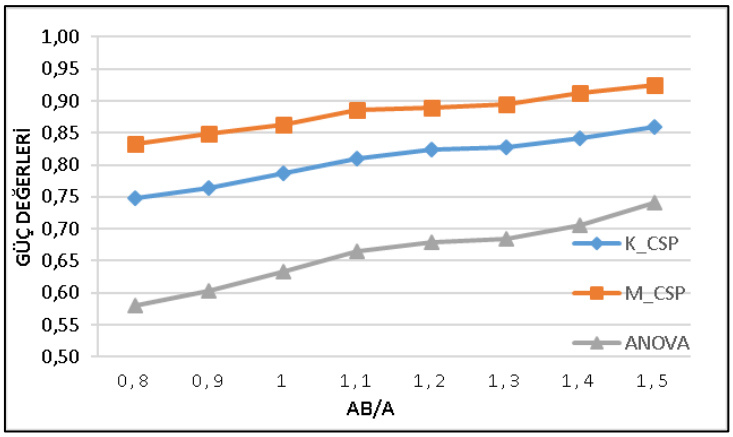
Çizelge 4.34. 3x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ=1, σ=0,01) olduğunda testlerin güç değerleri

		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,736	0,749	0,747	0,750	0,834	0,826	0,598	0,580
	0,9	0,764	0,764	0,764	0,781	0,849	0,847	0,634	0,603
	1	0,777	0,787	0,786	0,791	0,863	0,862	0,660	0,633
n=5	1,1	0,800	0,809	0,809	0,811	0,886	0,882	0,687	0,665
	1,2	0,805	0,824	0,822	0,818	0,890	0,885	0,698	0,679
	1,3	0,823	0,827	0,827	0,835	0,895	0,891	0,717	0,684
	1,4	0,838	0,842	0,844	0,848	0,913	0,909	0,741	0,706
	1,5	0,848	0,860	0,860	0,858	0,924	0,918	0,765	0,741
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,729	0,726	0,725	0,747	0,823	0,821	0,597	0,565
	0,9	0,744	0,754	0,752	0,757	0,835	0,831	0,618	0,586
	1	0,773	0,777	0,777	0,785	0,859	0,858	0,654	0,628
n=7	1,1	0,786	0,797	0,793	0,801	0,874	0,870	0,672	0,651
	1,2	0,810	0,815	0,813	0,821	0,888	0,887	0,703	0,673
	1,3	0,817	0,831	0,830	0,830	0,892	0,894	0,726	0,704
	1,4	0,836	0,841	0,840	0,848	0,906	0,903	0,748	0,728
	1,5	0,847	0,858	0,855	0,854	0,918	0,916	0,756	0,735
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,723	0,717	0,724	0,727	0,805	0,813	0,592	0,556
	0,9	0,753	0,747	0,752	0,757	0,820	0,829	0,635	0,597
	1	0,776	0,778	0,789	0,779	0,855	0,862	0,663	0,635
n=10	1,1	0,798	0,799	0,807	0,803	0,870	0,874	0,692	0,664
	1,2	0,809	0,814	0,820	0,815	0,883	0,888	0,715	0,685
	1,3	0,825	0,837	0,842	0,829	0,899	0,904	0,735	0,709
	1,4	0,833	0,843	0,847	0,838	0,901	0,905	0,754	0,739
	1,5	0,855	0,867	0,869	0,860	0,923	0,924	0,783	0,758

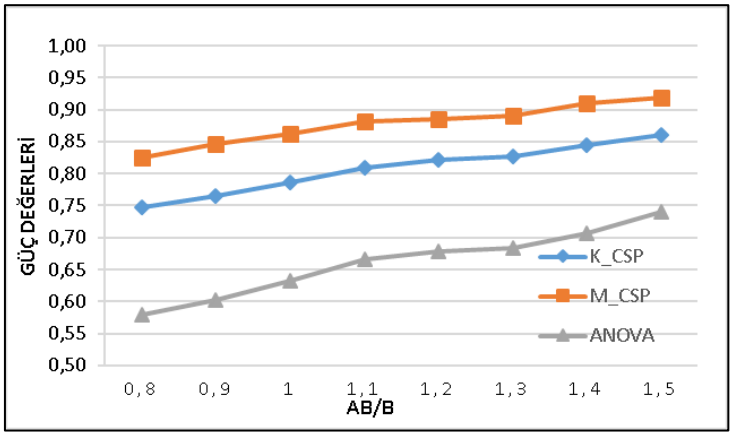
Çizelge 4.34 incelendiğinde *A* faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA testinin K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu görülmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ve M_CSP'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir. *AB* etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde M_CSP'nin güç değerlerinin K_CSP'nin güç değerlerinden daha yüksek olduğu görülmektedir.



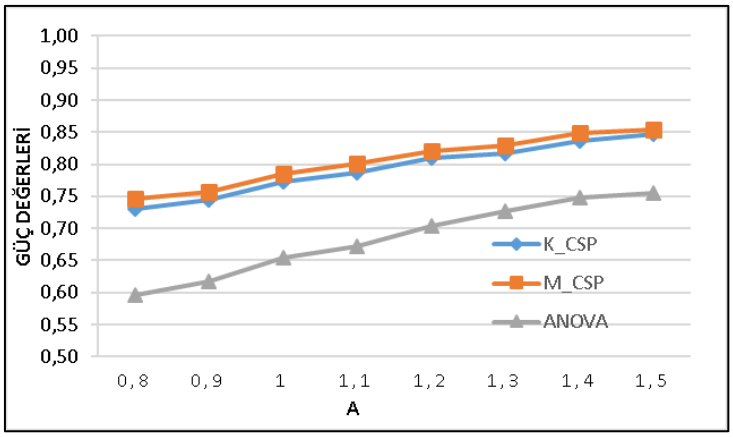
Şekil 4.118. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) hatalar için satır etkisi *A* etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



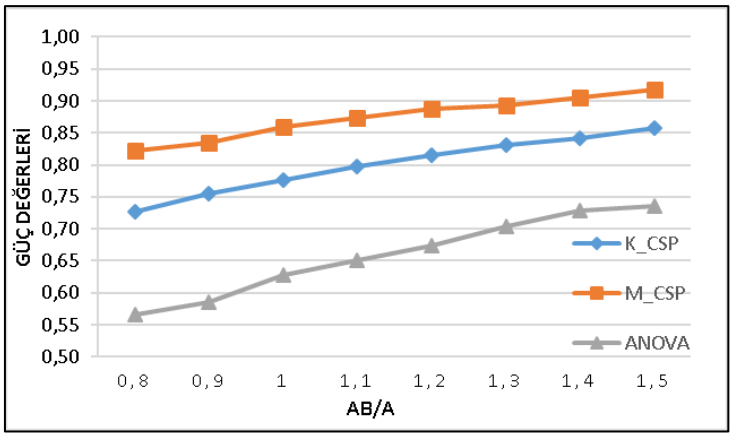
Şekil 4.119. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) hatalar için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



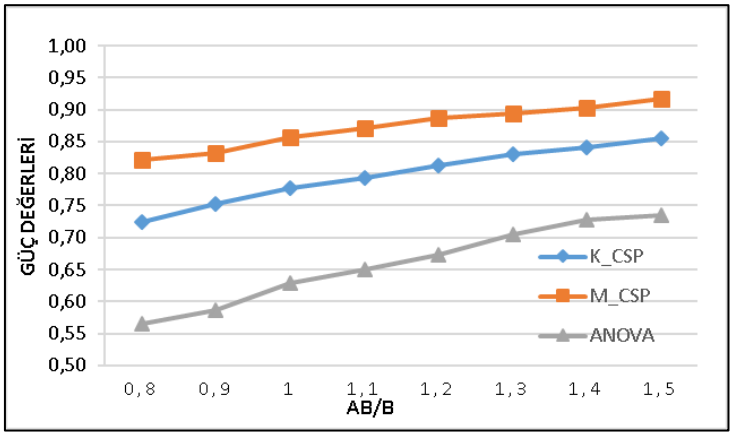
Şekil 4.120. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) hatalar için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



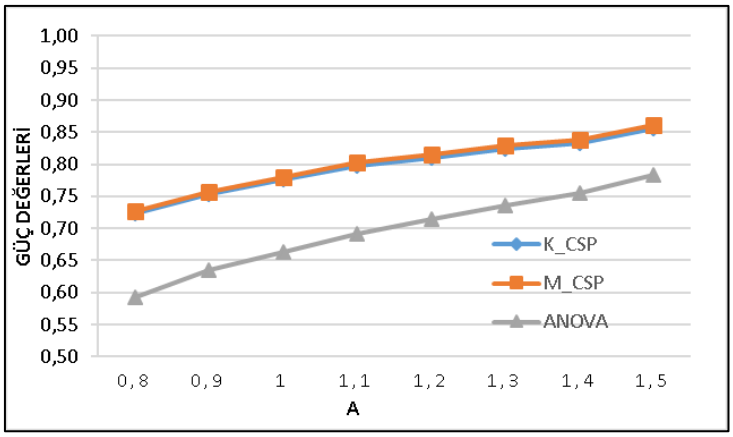
Şekil 4.121. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) hatalar için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



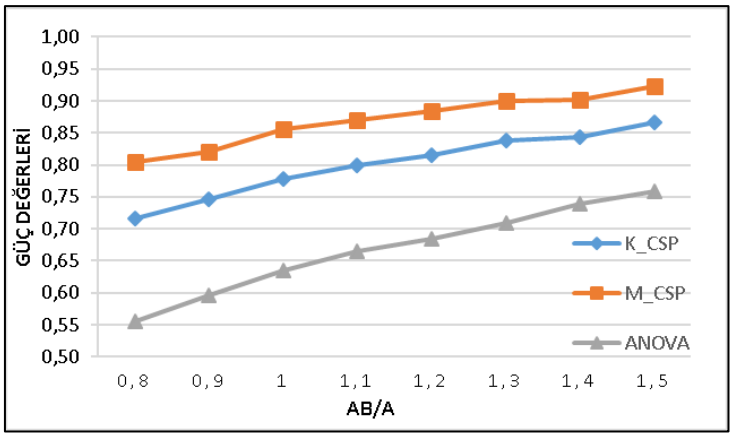
Şekil 4.122. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) hatalar için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



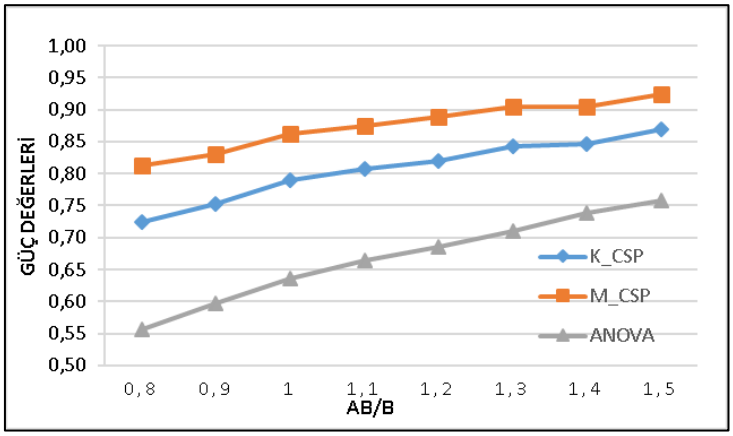
Şekil 4.123. Ter Gauss (μ =1 σ =0,01) hatalar için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.124. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) hatalar için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.125. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) hatalar için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



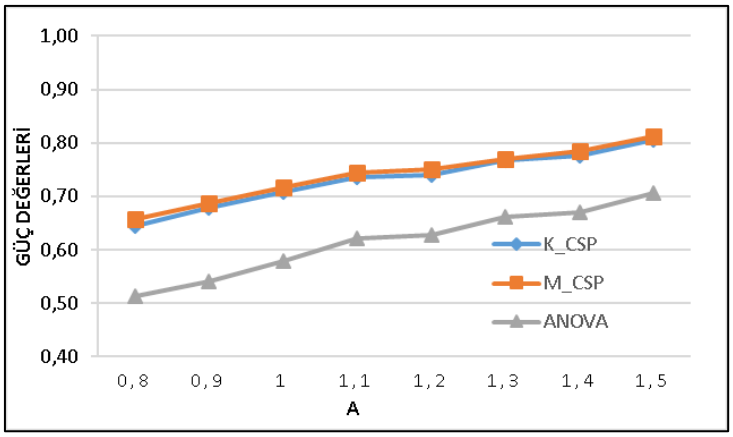
Şekil 4.126. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

Çizelge 4.35 hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ=1, σ=0,01) olduğunda 4×4 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

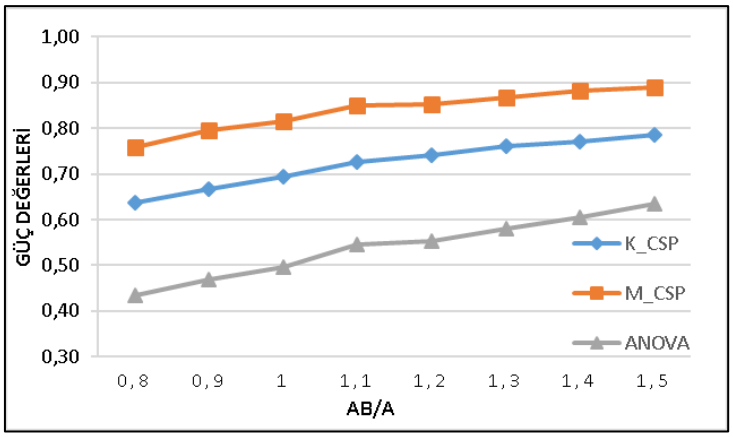
Çizelge 4.35. 4x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Ters Gauss (μ=1, σ=0,01) olduğunda testlerin güç değerleri

		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,736	0,749	0,747	0,750	0,834	0,826	0,598	0,580
	0,9	0,764	0,764	0,764	0,781	0,849	0,847	0,634	0,603
	1	0,777	0,787	0,786	0,791	0,863	0,862	0,660	0,633
n=5	1,1	0,800	0,809	0,809	0,811	0,886	0,882	0,687	0,665
	1,2	0,805	0,824	0,822	0,818	0,890	0,885	0,698	0,679
	1,3	0,823	0,827	0,827	0,835	0,895	0,891	0,717	0,684
	1,4	0,838	0,842	0,844	0,848	0,913	0,909	0,741	0,706
	1,5	0,848	0,860	0,860	0,858	0,924	0,918	0,765	0,741
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,645	0,623	0,618	0,652	0,747	0,743	0,510	0,425
	0,9	0,671	0,659	0,659	0,679	0,790	0,789	0,548	0,474
	1	0,698	0,670	0,672	0,703	0,795	0,799	0,579	0,483
n=7	1,1	0,720	0,707	0,707	0,722	0,832	0,829	0,609	0,527
	1,2	0,747	0,724	0,723	0,749	0,841	0,843	0,637	0,552
	1,3	0,771	0,744	0,740	0,776	0,857	0,857	0,676	0,586
	1,4	0,775	0,760	0,761	0,777	0,872	0,874	0,684	0,597
	1,5	0,795	0,771	0,772	0,801	0,875	0,875	0,710	0,631
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,8	0,634	0,597	0,597	0,642	0,736	0,736	0,499	0,403
	0,9	0,685	0,642	0,642	0,689	0,762	0,761	0,554	0,457
	1	0,703	0,661	0,665	0,707	0,800	0,798	0,579	0,481
n=10	1,1	0,750	0,703	0,702	0,754	0,824	0,823	0,635	0,537
	1,2	0,754	0,725	0,728	0,760	0,838	0,843	0,645	0,555
	1,3	0,775	0,735	0,735	0,777	0,854	0,853	0,667	0,571
	1,4	0,788	0,764	0,760	0,789	0,878	0,877	0,688	0,606
	1,5	0,817	0,792	0,793	0,818	0,894	0,895	0,728	0,645

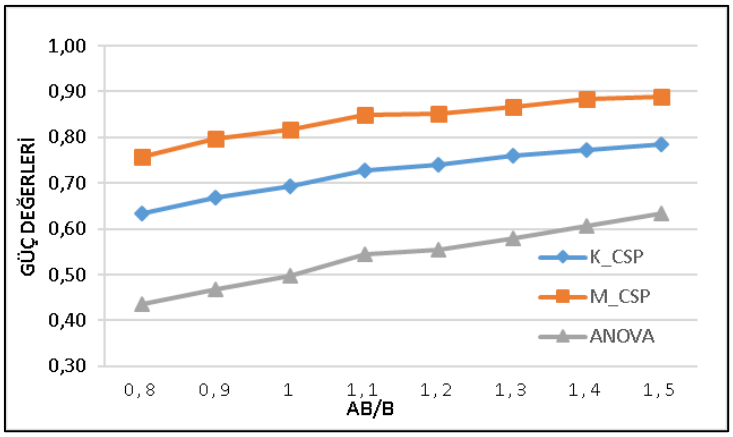
Çizelge 4.35 incelendiğinde *A* faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA testinin K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu görülmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ve M_CSP'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir. *AB* etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde M_CSP'nin güç değerlerinin K_CSP'nin güç değerlerinden daha yüksek olduğu görülmektedir.



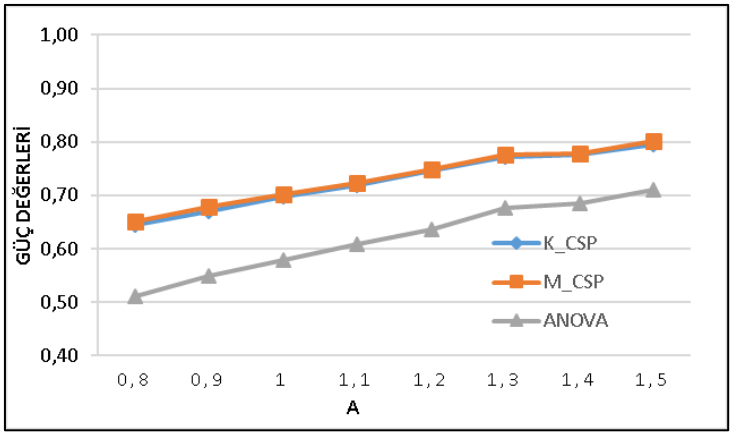
Şekil 4.127. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



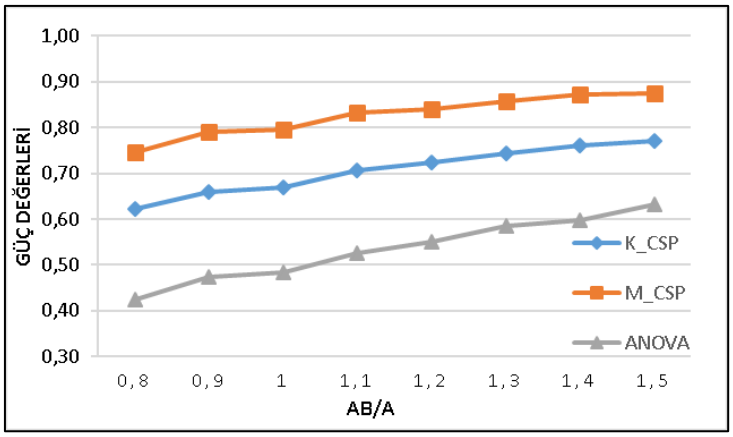
Şekil 4.128. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



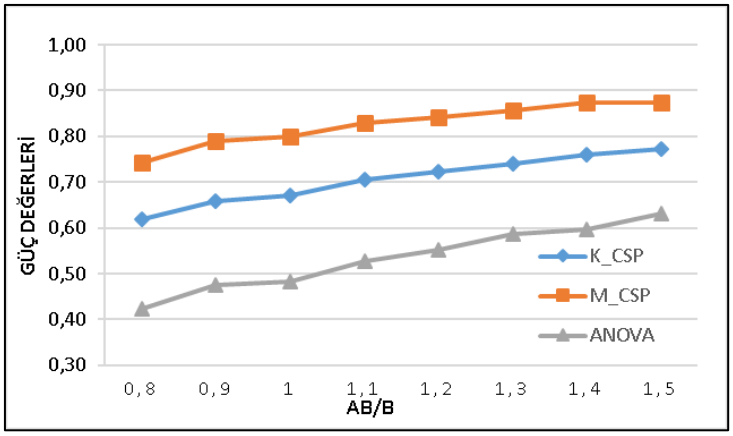
Şekil 4.129. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=5 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



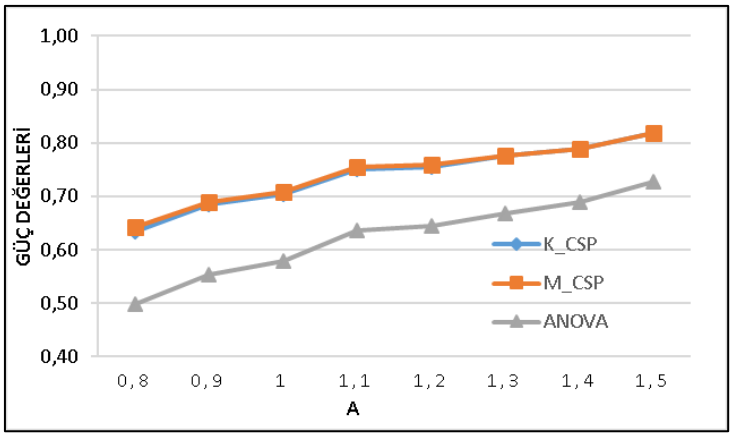
Şekil 4.130. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



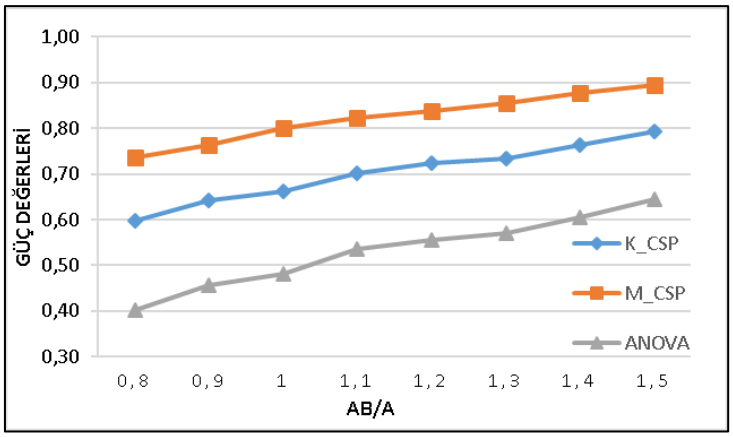
Şekil 4.131. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



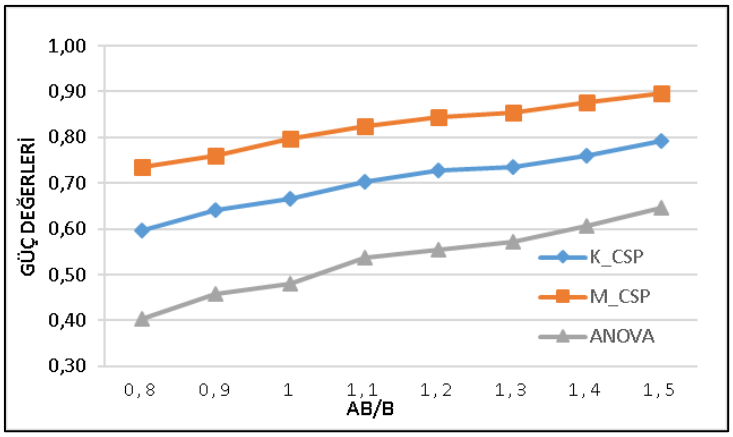
Şekil 4.132. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=7 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.133. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.134. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.135. Ter Gauss (μ =1, σ =0,01) dağılımından gelen hata terimleri için *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında ve *n*=10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

Çizelge 4.36 hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ =1, k=0,25) olduğunda 3×2, 3×3, 3×4, 4×3 ve 4×4 tasarımlarında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testinin ve ANOVA'nın deneysel I. tip hata oranlarını vermektedir.

Çizelge 4.36. Hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ=1, k=0,25) olduğunda I. tip hata oranları

		Weibull (λ=1, k=0,25)				
		3×2	3×3	3×4	4×3	4×4
n	Faktör	K_CSP				
5	*A*	0,045	0,043	0,043	0,037	0,043
	AB/A	0,068	0,053	0,057	0,057	0,049
	AB/B	0,056	0,052	0,055	0,052	0,058
7	*A*	0,042	0,041	0,041	0,035	0,040
	AB/A	0,065	0,055	0,057	0,056	0,053
	AB/B	0,054	0,053	0,061	0,054	0,052
10	*A*	0,042	0,045	0,039	0,037	0,039
	AB/A	0,066	0,050	0,056	0,053	0,056
	AB/B	0,053	0,052	0,060	0,048	0,059
		MCSP				
5	*A*	0,048	0,049	0,047	0,047	0,049
	AB/A	0,060	0,050	0,048	0,054	0,049
	AB/B	0,056	0,048	0,053	0,048	0,054
7	*A*	0,050	0,046	0,045	0,046	0,048
	AB/A	0,059	0,051	0,049	0,051	0,047
	AB/B	0,051	0,049	0,054	0,047	0,051
10	*A*	0,045	0,048	0,043	0,046	0,048
	AB/A	0,058	0,045	0,054	0,041	0,048
	AB/B	0,052	0,043	0,050	0,049	0,047
		ANOVA				
5	*A*	0,015	0,018	0,016	0,017	0,024
	AB	0,017	0,016	0,021	0,025	0,029
7	*A*	0,017	0,015	0,019	0,024	0,022
	AB	0,013	0,014	0,019	0,019	0,027
10	*A*	0,016	0,011	0,023	0,025	0,024
	AB	0,010	0,015	0,019	0,016	0,027

Çizelge 4.36'da yer alan deneysel I. tip hata oranları incelendiğinde, K_CSP'nin I. tip hata oranları ile M_CSP'nin I. tip hata oranlarının nominal α'ya ANOVA I. tip hata oranlarından daha yakın olduğu, ANOVA'nın I. tip hata oranların nominal α'dan oldukça düşük değerler olduğu görülmektedir.

A faktörünün testi göz önüne alındığında incelenen tüm tasarımlarda M_CSP'nin deneysel I.tip hata oranlarının nominal seviyeye K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarından daha yakın değerler olduğu görülmektedir. M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının nominal α'ya yakın değerler olduğu görülmektedir.

Etkileşim etkisi *AB'* nin testi göz önüne alındığında, 3×2 tasarımında elde edilen verilere göre *AB/B* ve *AB/A* için M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarına yakın değeler olduğu ve bu değerlerin de nominal α'ya yakın olduğu görülmektedir. $3\times3, 3\times4, 4\times3, 4\times4$ tasarımlarında genel olarak *AB/B ve AB/A* için M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının nominal α'ya K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarından daha yakın değerler olduğu görülmektedir.

Çizelge 4.37 hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ=1, k=0,5) olduğunda 3×2, 3×3, 3×4, 4×3 ve 4×4 tasarımlarında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testinin ve ANOVA'nın deneysel I. tip hata oranlarını vermektedir.

Çizelge 4.37. Hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ=1, k=0,5) olduğunda I. tip hata oranları

		Weibull (λ=1, k=0,5)				
		3×2	3×3	3×4	4×3	4×4
n	Faktör	K_CSP				
5	*A*	0,049	0,050	0,053	0,053	0,053
	AB/A	0,065	0,061	0,054	0,056	0,058
	AB/B	0,048	0,059	0,061	0,050	0,060
7	*A*	0,048	0,051	0,050	0,055	0,054
	AB/A	0,064	0,062	0,054	0,057	0,054
	AB/B	0,052	0,058	0,059	0,048	0,057
10	*A*	0,052	0,057	0,047	0,057	0,060
	AB/A	0,063	0,061	0,053	0,059	0,057
	AB/B	0,047	0,055	0,055	0,053	0,048
		MCSP				
5	*A*	0,050	0,052	0,054	0,058	0,064
	AB/A	0,062	0,054	0,052	0,056	0,058
	AB/B	0,048	0,057	0,059	0,047	0,063
7	*A*	0,049	0,057	0,049	0,060	0,060
	AB/A	0,064	0,058	0,050	0,057	0,056
	AB/B	0,053	0,054	0,058	0,050	0,060
10	*A*	0,057	0,056	0,054	0,059	0,060
	AB/A	0,063	0,058	0,053	0,057	0,058
	AB/B	0,048	0,055	0,053	0,052	0,065
		ANOVA				
5	*A*	0,029	0,033	0,039	0,031	0,032
	AB	0,033	0,035	0,037	0,033	0,039
7	*A*	0,028	0,035	0,036	0,037	0,035
	AB	0,030	0,034	0,038	0,035	0,040
10	*A*	0,035	0,039	0,035	0,038	0,041
	AB	0,029	0,038	0,037	0,035	0,042

Çizelge 4.37'de yer alan deneysel I. tip hata oranları incelendiğinde, senkronize permütasyon testi çerçevesinde K_CSP'nin I. tip hata oranları ile M_CSP'nin I. tip hata oranlarının nominal α'ya yakın olduğu, ANOVA'nın I. tip hata oranların nominal α'dan düşük değerler olduğu görülmektedir.

A faktörünün testi göz önüne alındığında incelenen tüm tasarımlarda genel olarak M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarına yakın değerler olduğu ve bu değerlerin nominal α'ya yakın değerler olduğu görülmektedir.Etkileşim etkisi *AB'* nin testi göz önüne alındığında, $3\times2, 3\times3, 3\times4, 4\times3,$ 4×4 tasarımlarında elde edilen verilere göre *AB/B* ve *AB/A* için M_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarının K_CSP'nin deneysel I. tip hata oranlarına yakın değeler olduğu ve bu değerlerin de nominal α 'ya yakın olduğu görülmektedir.

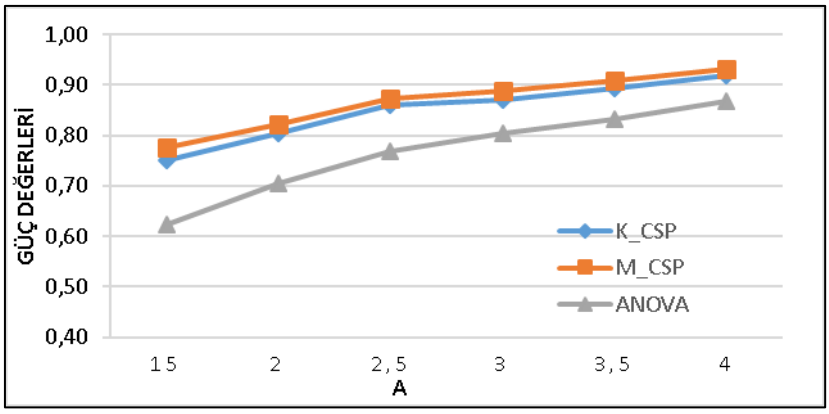
Çizelge 4.38 Hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ=1, k=0,25) olduğunda 3×4 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

Çizelge 4.38. 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ =1, k=0,25) olduğunda testlerin güç değerleri

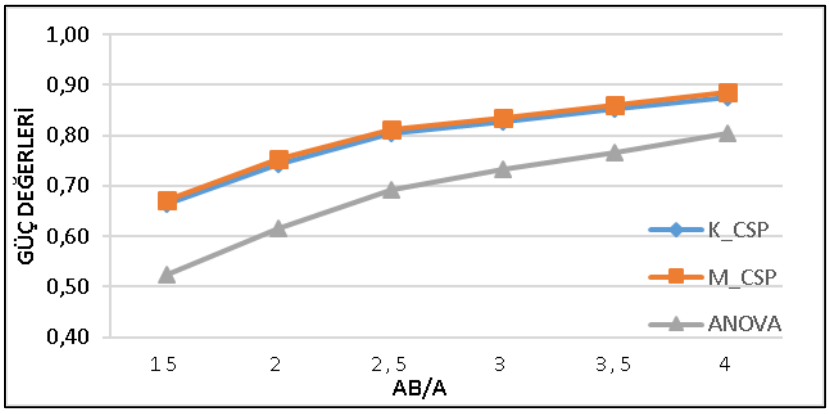
		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	15	0,751	0,663	0,659	0,775	0,673	0,666	0,622	0,524
	20	0,804	0,742	0,743	0,823	0,752	0,748	0,706	0,616
n=5	25	0,860	0,804	0,801	0,873	0,811	0,805	0,769	0,692
	30	0,871	0,826	0,827	0,888	0,835	0,833	0,803	0,732
	35	0,894	0,852	0,849	0,908	0,859	0,855	0,833	0,765
	40	0,918	0,876	0,875	0,931	0,885	0,880	0,868	0,805
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	15	0,753	0,665	0,650	0,770	0,669	0,654	0,630	0,529
	20	0,815	0,744	0,732	0,829	0,750	0,734	0,714	0,633
n=7	25	0,877	0,801	0,786	0,889	0,807	0,791	0,794	0,709
	30	0,891	0,833	0,820	0,900	0,838	0,823	0,821	0,749
	35	0,915	0,866	0,851	0,925	0,870	0,854	0,858	0,792
	40	0,924	0,873	0,860	0,932	0,879	0,864	0,875	0,813
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	15	0,774	0,672	0,657	0,784	0,675	0,664	0,661	0,551
	20	0,820	0,744	0,731	0,829	0,751	0,738	0,733	0,638
n=10	25	0,865	0,792	0,783	0,872	0,797	0,784	0,791	0,705
	30	0,900	0,834	0,822	0,908	0,835	0,823	0,834	0,761
	35	0,911	0,868	0,856	0,917	0,870	0,859	0,860	0,800
	40	0,928	0,898	0,888	0,936	0,899	0,891	0,890	0,843

Çizelge 4.38 incelendiğinde *A* faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA'nın K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu görülmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ile M_CSP 'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA 'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir.

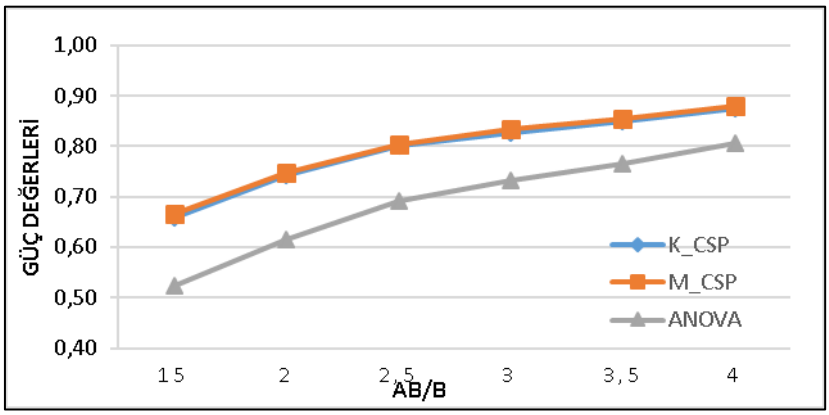
AB etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ile M_CSP 'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir.



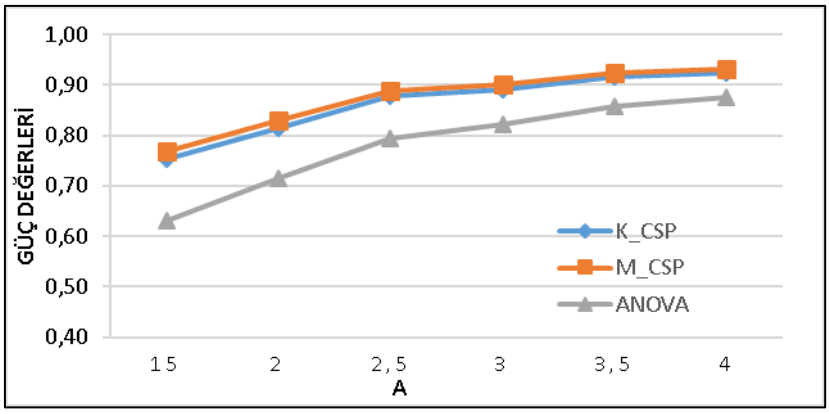
Şekil 4.136. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



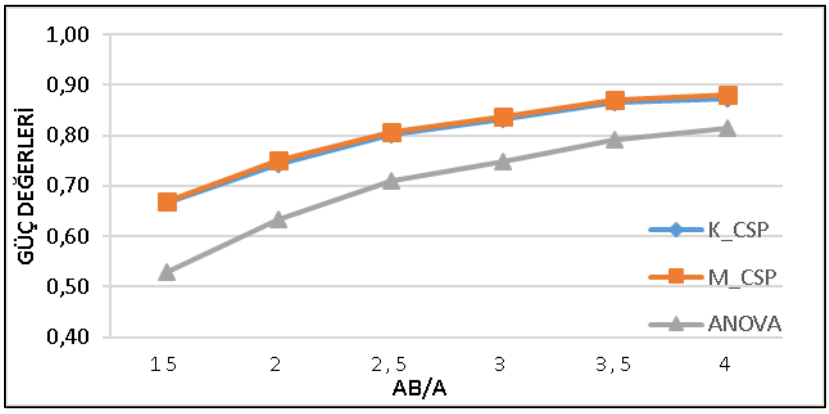
Şekil 4.137. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



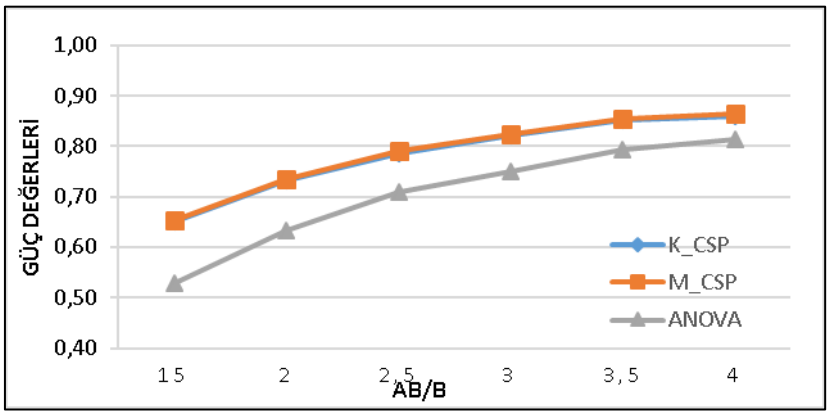
Şekil 4.138. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



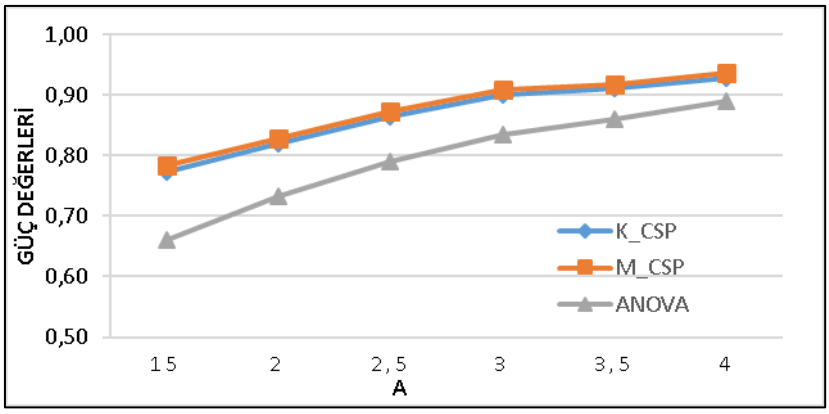
Şekil 4.139. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



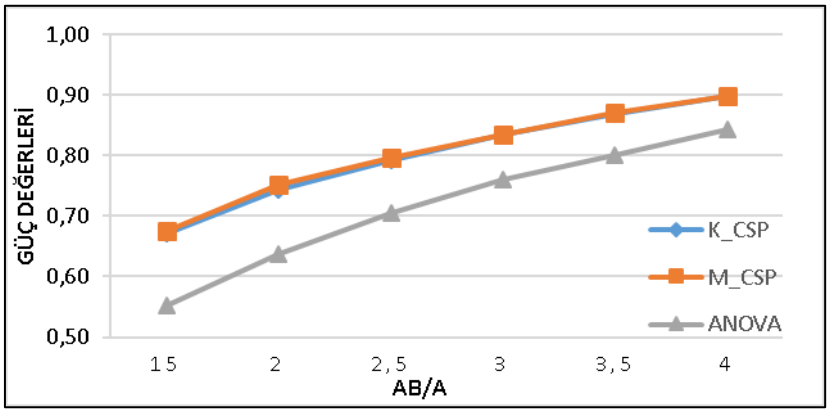
Şekil 4.140. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



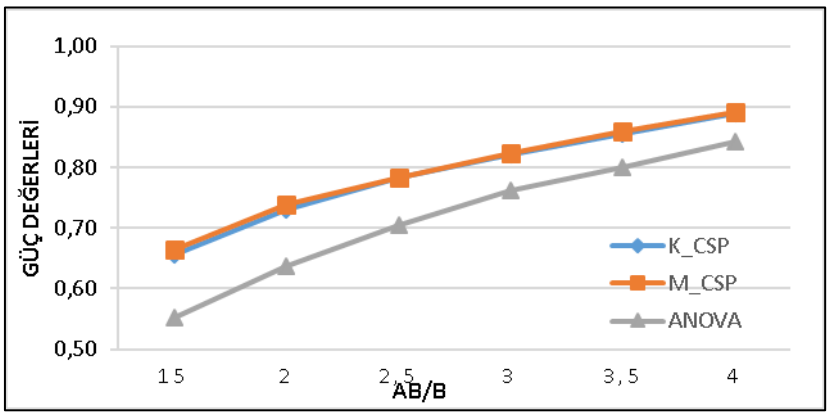
Şekil 4.141. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.142. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.143. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.144. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

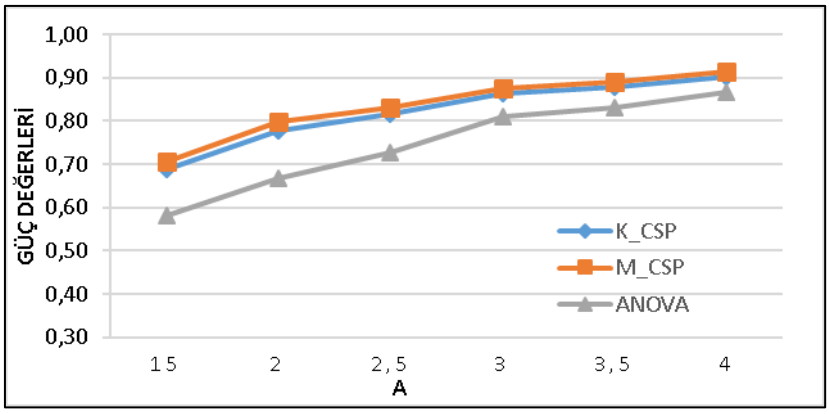
Çizelge 4.39 Hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ =1, k=0,25) olduğunda 3×4 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

Çizelge 4.39. 3x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ =1, k=0,25) olduğunda testlerin güç değerleri

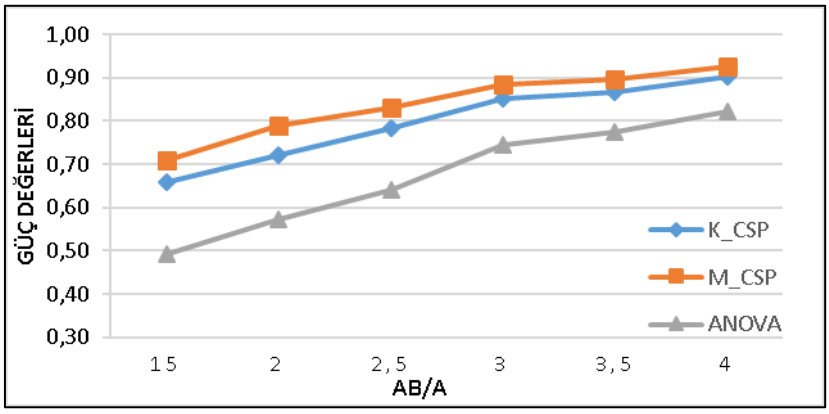
		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	15	0,690	0,658	0,661	0,707	0,710	0,709	0,581	0,491
	20	0,777	0,722	0,723	0,798	0,788	0,788	0,667	0,573
n=5	25	0,815	0,782	0,782	0,831	0,830	0,827	0,727	0,640
	30	0,864	0,850	0,852	0,875	0,884	0,882	0,811	0,746
	35	0,877	0,867	0,864	0,891	0,895	0,890	0,830	0,774
	40	0,902	0,903	0,903	0,915	0,927	0,927	0,867	0,821
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	15	0,703	0,648	0,650	0,719	0,697	0,700	0,601	0,497
	20	0,795	0,750	0,754	0,806	0,792	0,797	0,695	0,599
n=7	25	0,844	0,804	0,804	0,854	0,844	0,842	0,770	0,694
	30	0,875	0,845	0,842	0,883	0,881	0,879	0,812	0,749
	35	0,904	0,882	0,885	0,912	0,910	0,915	0,850	0,797
	40	0,921	0,904	0,904	0,927	0,931	0,927	0,881	0,831
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	15	0,723	0,667	0,669	0,732	0,719	0,722	0,614	0,518
	20	0,802	0,767	0,769	0,812	0,810	0,813	0,721	0,641
n=10	25	0,850	0,835	0,836	0,857	0,870	0,867	0,794	0,729
	30	0,894	0,871	0,874	0,899	0,907	0,908	0,841	0,775
	35	0,910	0,890	0,889	0,915	0,921	0,920	0,863	0,815
	40	0,931	0,915	0,915	0,933	0,942	0,941	0,888	0,849

Çizelge 4.39 incelendiğinde *A* faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA testinin K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu görülmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ve M_CSP'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir.

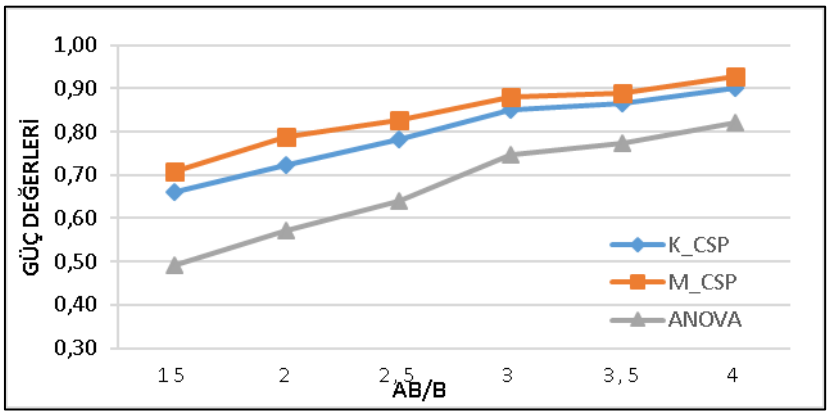
AB etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde M_CSP'nin güç değerlerinin K_CSP'nin güç değerlerinden daha yüksek olduğu görülmektedir. *AB/A* ve *AB/B* için M_CSP'nin güç değerleri birbirine yakın değerler olduğu aynı zamanda *AB/A* ve *AB/B* için K_CSP'nin güç değerleri birbirine yakın değerler olduğu görülmektedir.



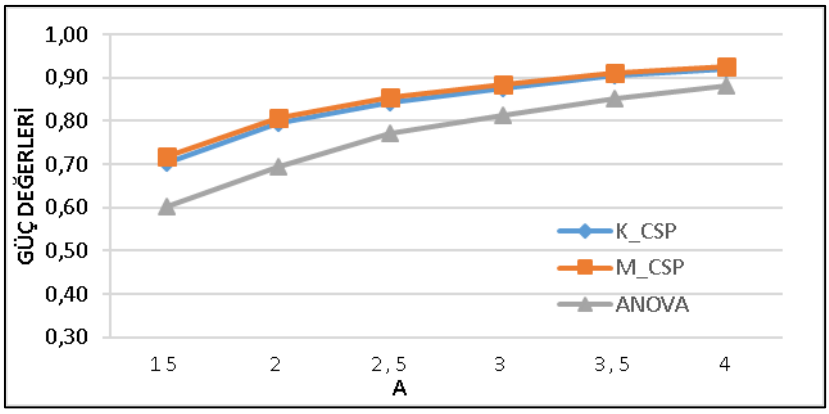
Şekil 4.145. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



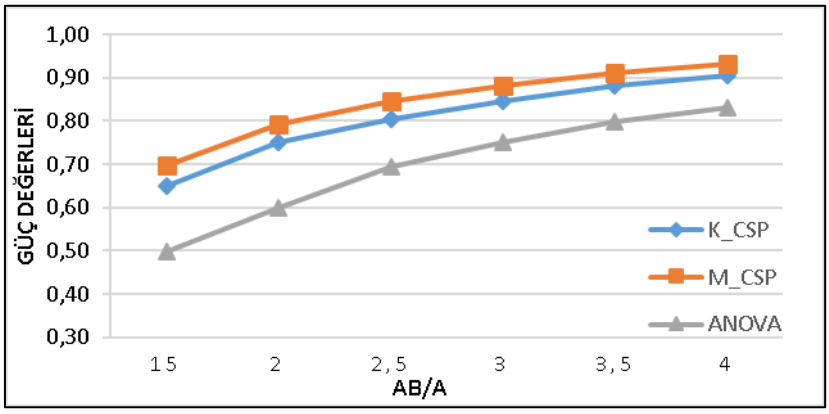
Şekil 4.146. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



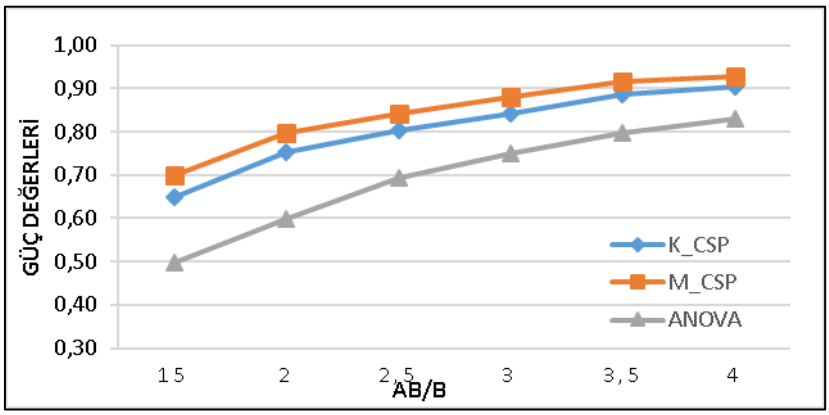
Şekil 4.147. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



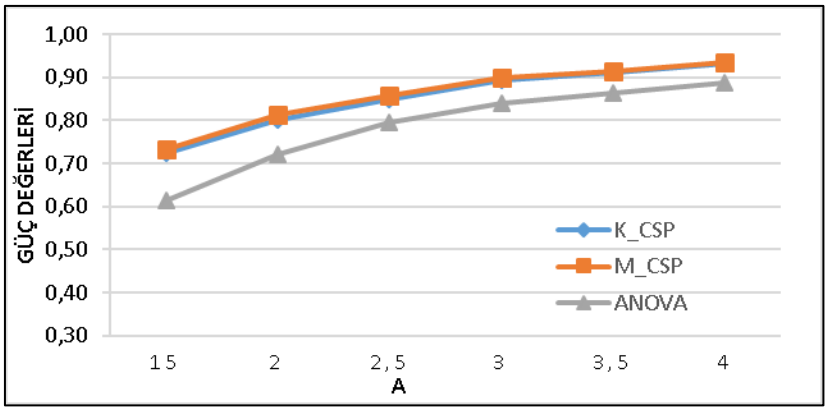
Şekil 4.148. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



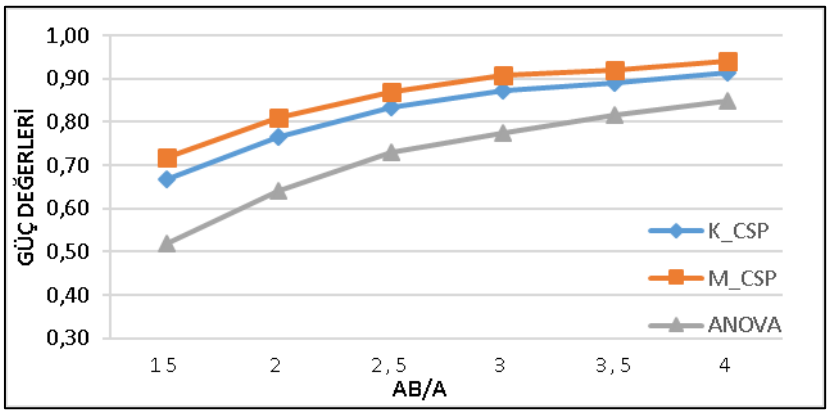
Şekil 4.149. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



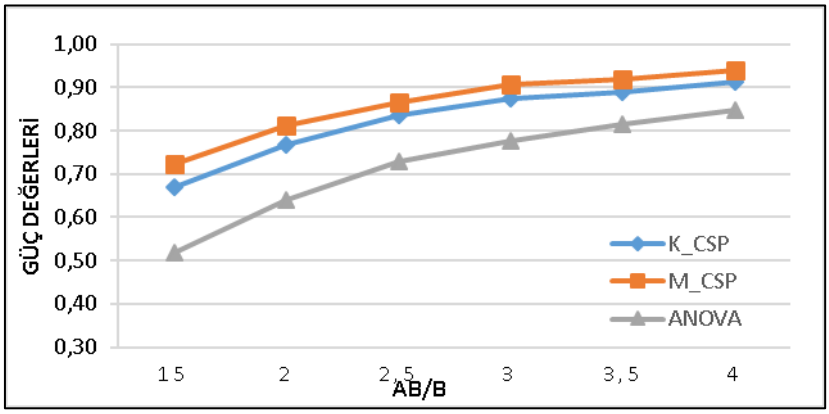
Şekil 4.150. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.151. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.152. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



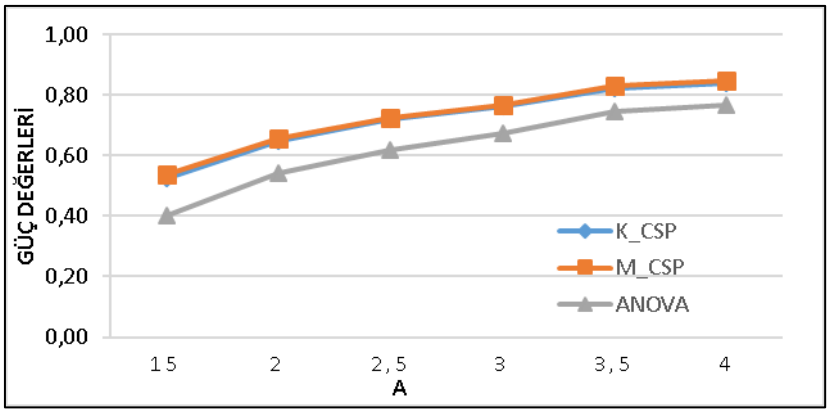
Şekil 4.153. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

Çizelge 4.40 hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ =1, k=0,25) olduğunda 4×4 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

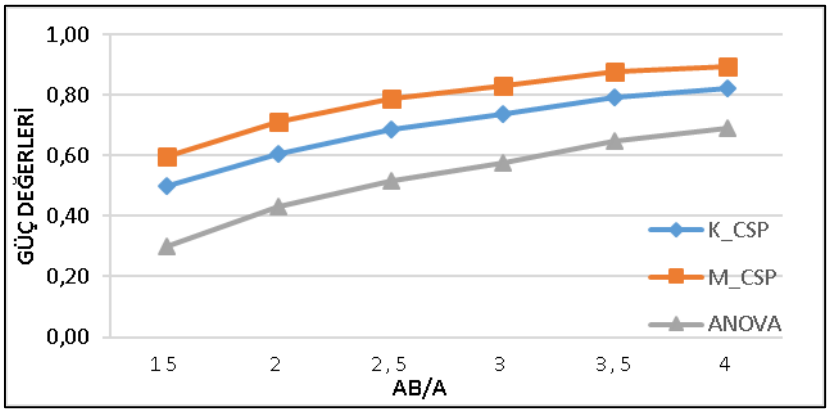
Çizelge 4.40. 4x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ =1, k=0,25) olduğunda testlerin güç değerleri

		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	15	0,526	0,501	0,503	0,538	0,597	0,602	0,402	0,300
	20	0,647	0,606	0,603	0,656	0,710	0,707	0,541	0,431
n=5	25	0,720	0,688	0,687	0,726	0,786	0,783	0,618	0,515
	30	0,763	0,735	0,738	0,769	0,830	0,830	0,673	0,578
	35	0,820	0,794	0,792	0,829	0,876	0,877	0,744	0,649
	40	0,841	0,821	0,824	0,847	0,895	0,889	0,768	0,690
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	15	0,542	0,490	0,499	0,552	0,595	0,595	0,419	0,313
	20	0,649	0,605	0,606	0,656	0,702	0,704	0,533	0,425
n=7	25	0,732	0,701	0,703	0,737	0,799	0,800	0,633	0,538
	30	0,787	0,759	0,761	0,789	0,846	0,849	0,701	0,621
	35	0,829	0,805	0,805	0,834	0,888	0,885	0,758	0,674
	40	0,860	0,837	0,838	0,863	0,911	0,911	0,790	0,724
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	15	0,570	0,501	0,500	0,576	0,594	0,595	0,448	0,335
	20	0,686	0,626	0,623	0,690	0,722	0,726	0,572	0,463
n=10	25	0,768	0,722	0,724	0,772	0,811	0,812	0,680	0,566
	30	0,815	0,789	0,788	0,817	0,869	0,874	0,739	0,651
	35	0,851	0,821	0,826	0,854	0,901	0,902	0,783	0,706
	40	0,877	0,857	0,856	0,879	0,927	0,928	0,816	0,749

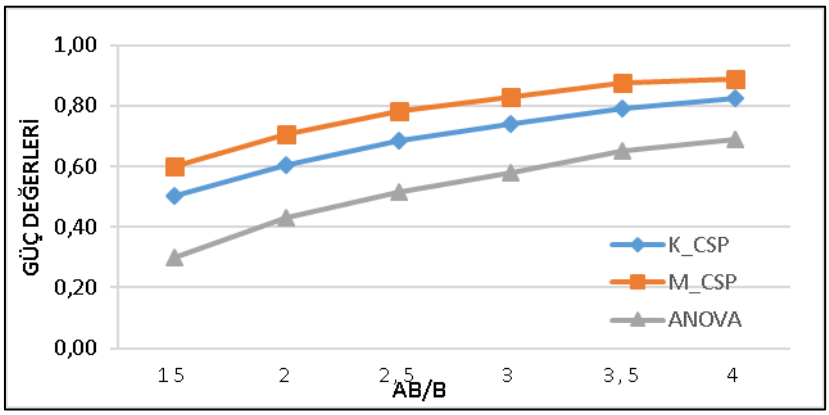
Çizelge 4.40 incelendiğinde *A* faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA testinin K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu görülmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ve M_CSP'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir. *AB* etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde M_CSP'nin güç değerlerinin K_CSP'nin güç değerlerinden daha yüksek olduğu görülmektedir. *AB/A* ve *AB/B* için M_CSP'nin güç değerleri birbirine yakın değerler olduğu aynı zamanda *AB/A* ve *AB/B* için K_CSP'nin güç değerleri birbirine yakın değerler olduğu görülmektedir.



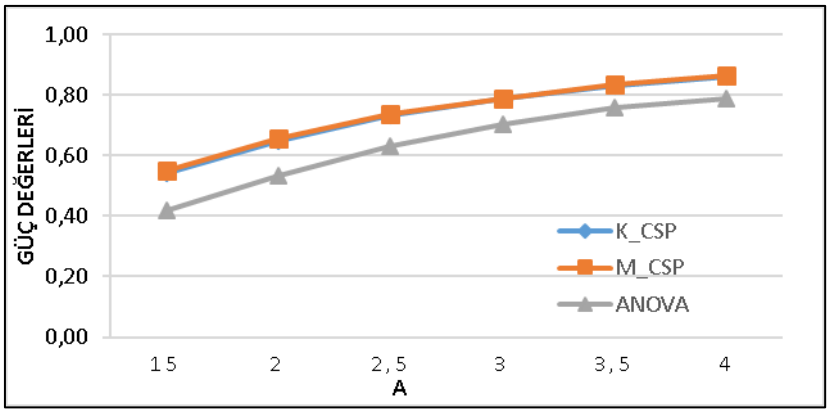
Şekil 4.154. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



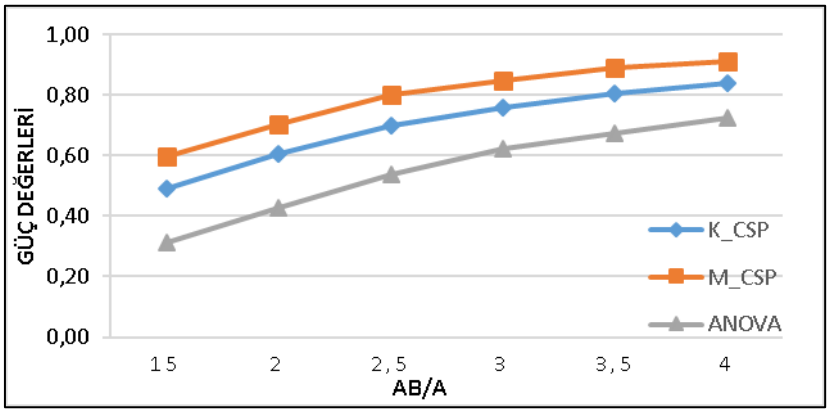
Şekil 4.155. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



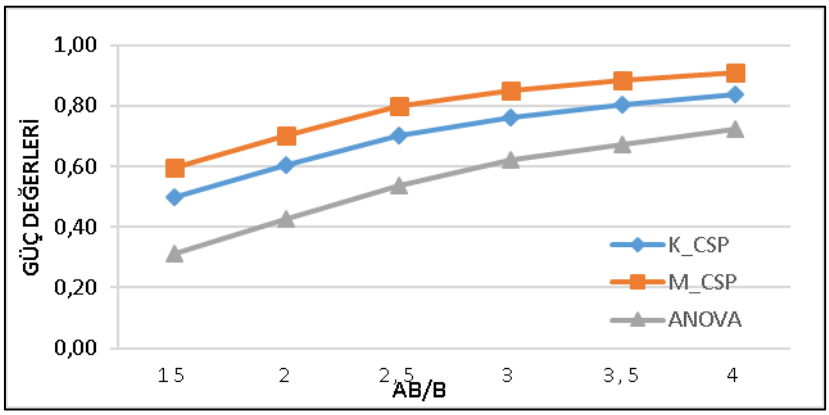
Şekil 4.156. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



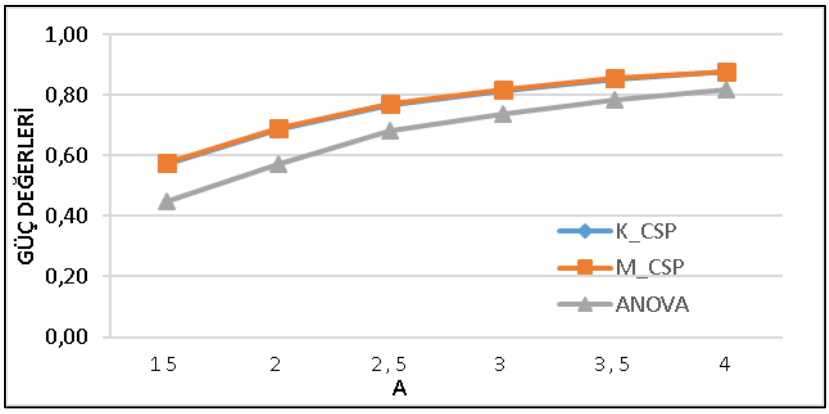
Şekil 4.157. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



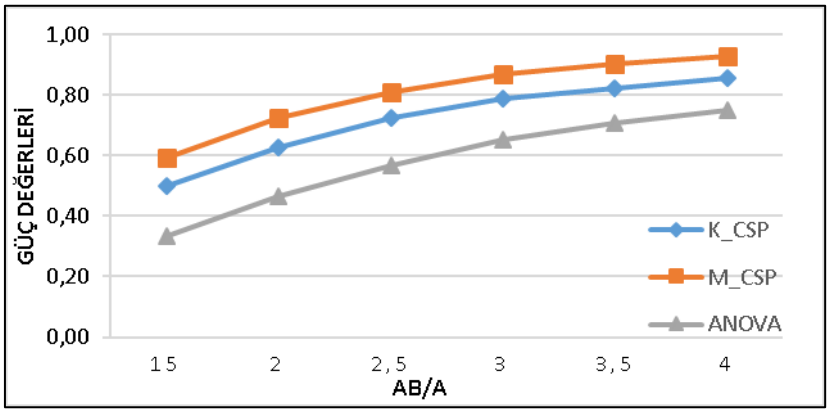
Şekil 4.158. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



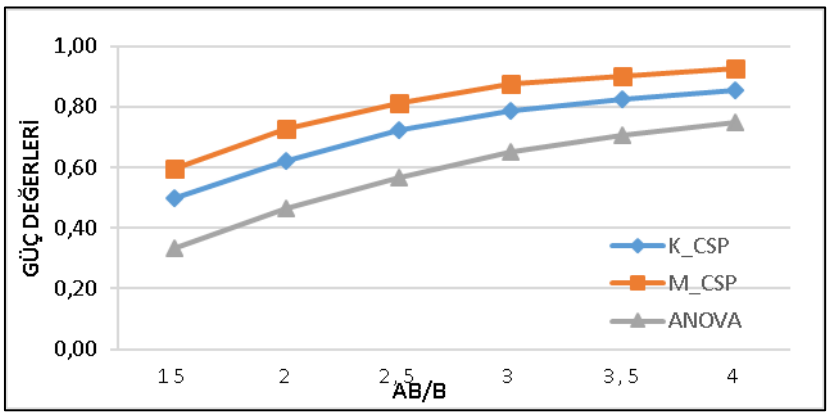
Şekil 4.159. Weibull (λ =1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.160. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.161. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.162. Weibull (λ=1, k=0,25) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

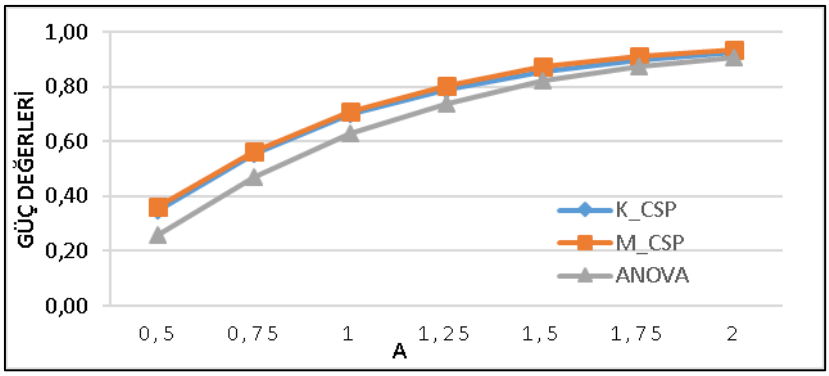
Çizelge 4.41 hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ=1, k=0,50) olduğunda 3x2 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

Çizelge 4.41. 3x2 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ=1, k=0,50) olduğunda testlerin güç değerleri

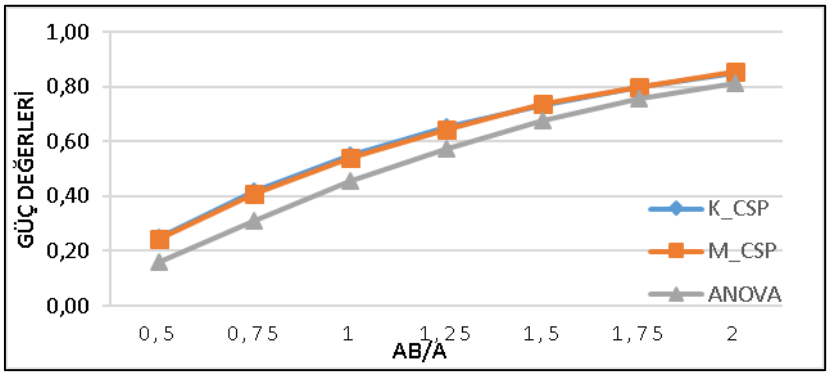
		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
n=5	0,5	0,347	0,249	0,229	0,361	0,246	0,229	0,260	0,162
	0,75	0,553	0,416	0,375	0,563	0,407	0,375	0,468	0,309
	1	0,698	0,548	0,519	0,711	0,541	0,520	0,628	0,453
	1,25	0,788	0,653	0,628	0,803	0,645	0,621	0,737	0,574
	1,5	0,855	0,734	0,712	0,871	0,735	0,707	0,823	0,675
	1,75	0,897	0,800	0,787	0,910	0,799	0,782	0,876	0,754
	2	0,925	0,850	0,837	0,936	0,855	0,832	0,907	0,812
n=7	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,5	0,401	0,276	0,252	0,409	0,269	0,252	0,317	0,185
	0,75	0,616	0,449	0,418	0,622	0,443	0,417	0,538	0,362
	1	0,768	0,603	0,577	0,772	0,596	0,572	0,705	0,521
	1,25	0,857	0,729	0,699	0,865	0,727	0,698	0,817	0,665
	1,5	0,906	0,788	0,771	0,910	0,786	0,766	0,876	0,740
	1,75	0,935	0,851	0,835	0,941	0,849	0,830	0,915	0,821
	2	0,955	0,897	0,882	0,963	0,895	0,878	0,944	0,868
n=10	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,5	0,459	0,303	0,278	0,462	0,295	0,272	0,399	0,236
	0,75	0,679	0,496	0,463	0,684	0,488	0,461	0,616	0,425
	1	0,820	0,655	0,629	0,825	0,647	0,625	0,780	0,603
	1,25	0,901	0,785	0,765	0,907	0,781	0,761	0,872	0,741
	1,5	0,944	0,857	0,842	0,952	0,857	0,840	0,927	0,826
	1,75	0,968	0,910	0,900	0,971	0,910	0,898	0,957	0,887
	2	0,976	0,937	0,933	0,978	0,937	0,931	0,967	0,923

A faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA'nın K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu görülmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ile M_CSP 'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA 'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir.

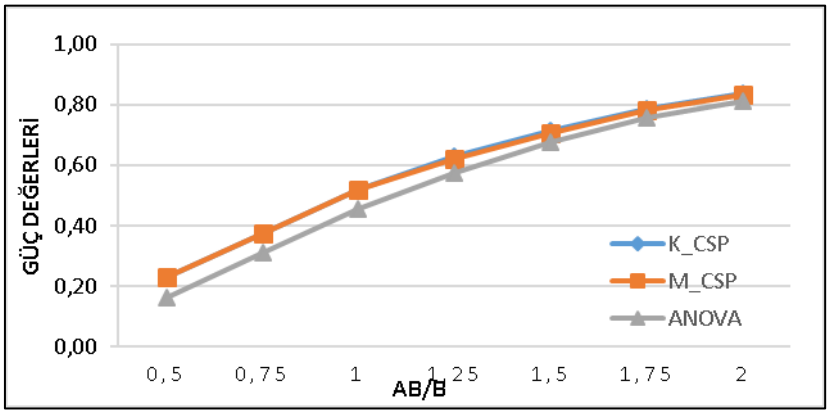
AB etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ile M_CSP ve güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir.



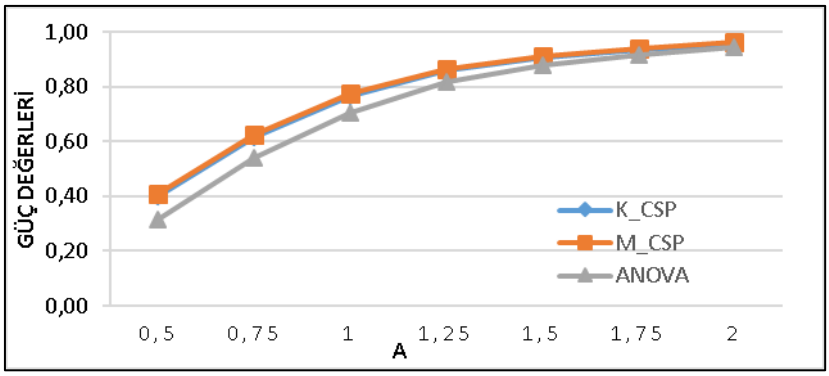
Şekil 4.163. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



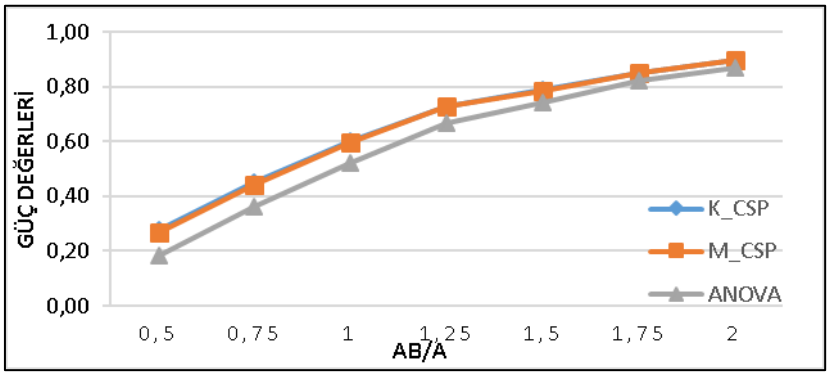
Şekil 4.164. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



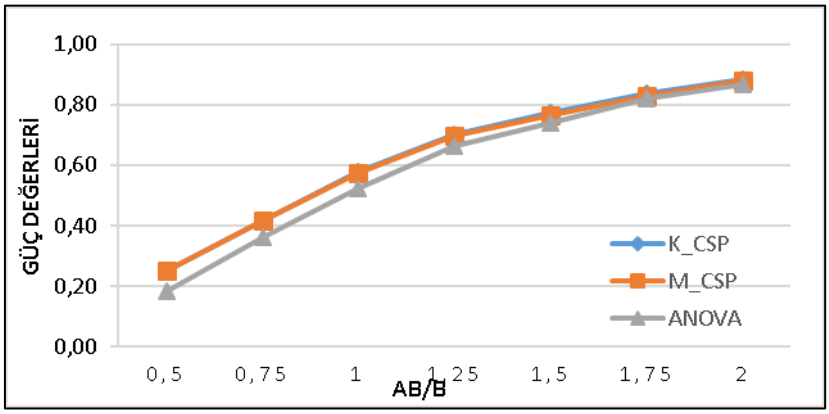
Şekil 4.165. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



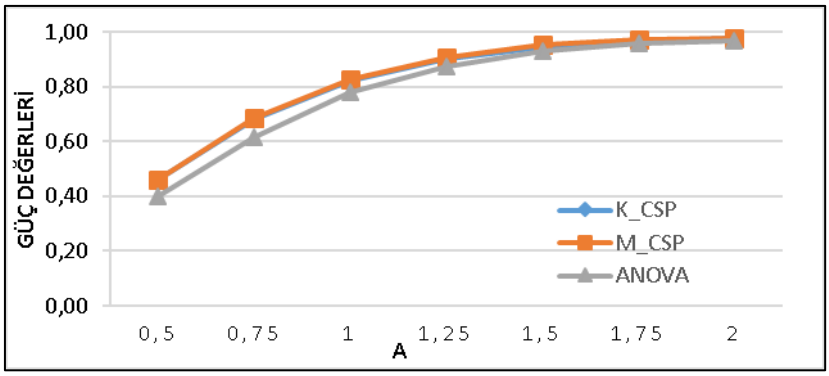
Şekil 4.166. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



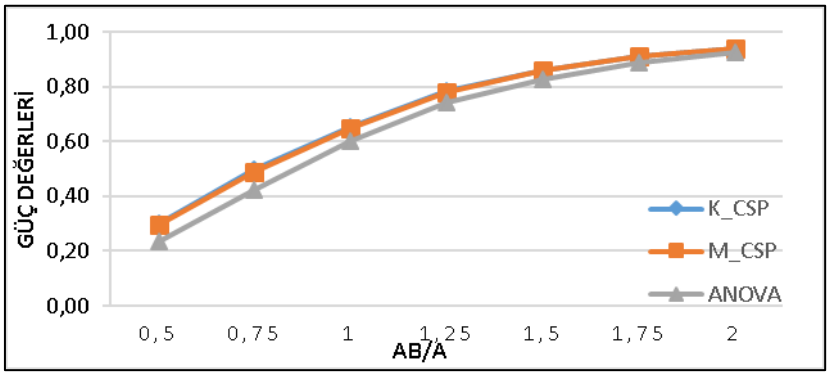
Şekil 4.167. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



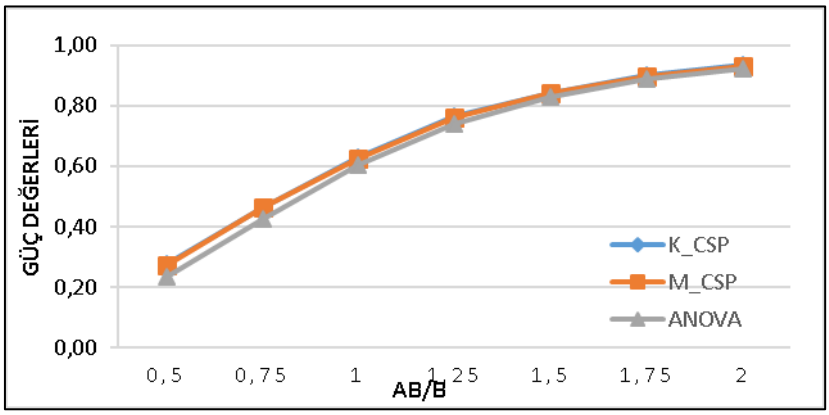
Şekil 4.168. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.169. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.170. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.171. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x2 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

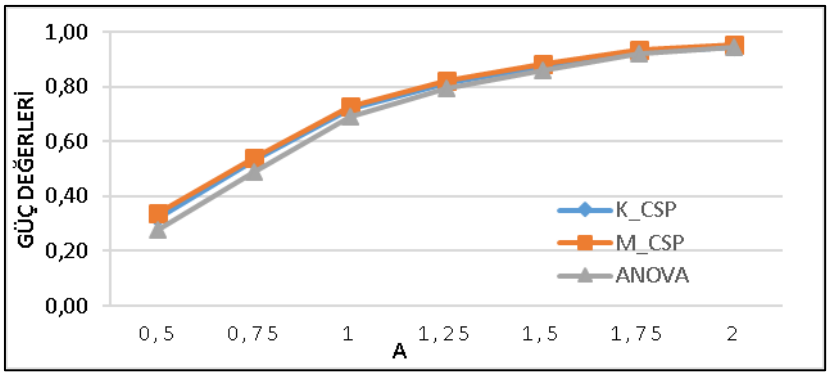
Çizelge 4.42 hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ=1,k=0,50) olduğunda 3×4 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

Çizelge 4.42. 3x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ=1, k=0,50) olduğunda testlerin güç değerleri

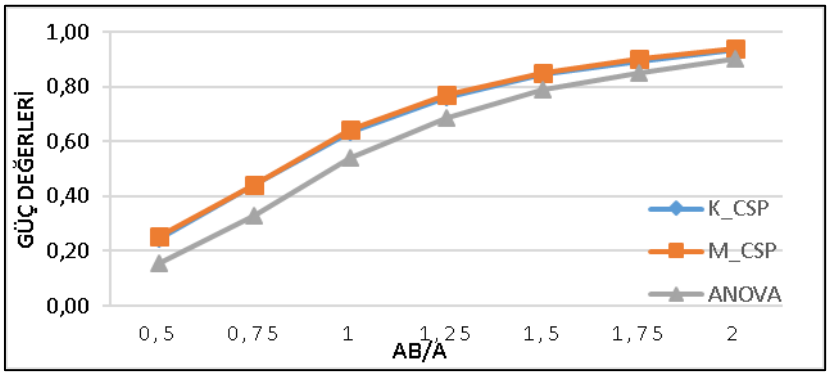
		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
n=5	0,5	0,321	0,244	0,264	0,338	0,254	0,270	0,279	0,155
	0,75	0,529	0,441	0,446	0,541	0,443	0,454	0,489	0,327
	1	0,718	0,633	0,635	0,726	0,646	0,644	0,689	0,540
	1,25	0,810	0,762	0,767	0,820	0,769	0,775	0,793	0,683
	1,5	0,874	0,844	0,841	0,883	0,848	0,844	0,860	0,788
	1,75	0,924	0,894	0,898	0,932	0,903	0,900	0,920	0,848
	2	0,943	0,932	0,933	0,953	0,939	0,935	0,943	0,899
n=7	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,5	0,397	0,306	0,320	0,402	0,312	0,328	0,351	0,209
	0,75	0,637	0,520	0,528	0,642	0,527	0,536	0,594	0,421
	1	0,799	0,719	0,725	0,804	0,728	0,734	0,768	0,635
	1,25	0,886	0,830	0,833	0,890	0,831	0,839	0,869	0,767
	1,5	0,930	0,907	0,907	0,936	0,912	0,914	0,922	0,863
	1,75	0,962	0,945	0,946	0,964	0,948	0,947	0,957	0,916
	2	0,972	0,968	0,968	0,974	0,971	0,969	0,968	0,945
n=10	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,5	0,466	0,356	0,370	0,467	0,361	0,372	0,416	0,279
	0,75	0,721	0,621	0,634	0,723	0,631	0,642	0,681	0,538
	1	0,875	0,806	0,812	0,879	0,819	0,820	0,849	0,750
	1,25	0,934	0,900	0,897	0,935	0,908	0,903	0,921	0,856
	1,5	0,963	0,949	0,950	0,965	0,954	0,954	0,956	0,928
	1,75	0,978	0,974	0,973	0,979	0,977	0,975	0,975	0,957
	2	0,986	0,985	0,985	0,987	0,987	0,987	0,985	0,972

Çizelge 4.42'de *A* faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA'nın K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu görülmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ile M_CSP 'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA 'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir.

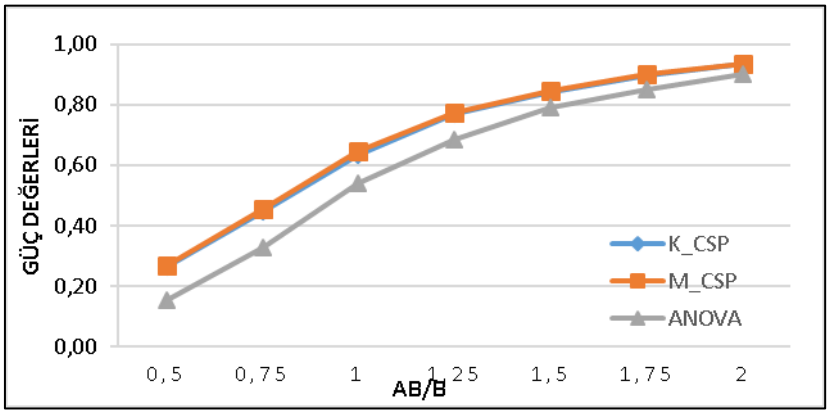
AB etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ile M_CSP ve güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir.



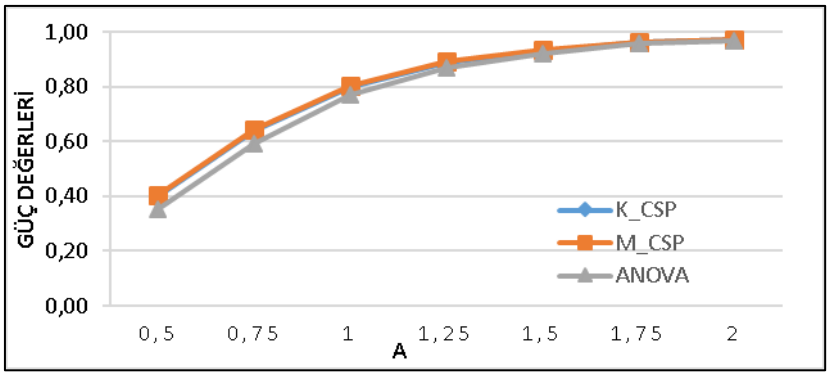
Şekil 4.172. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



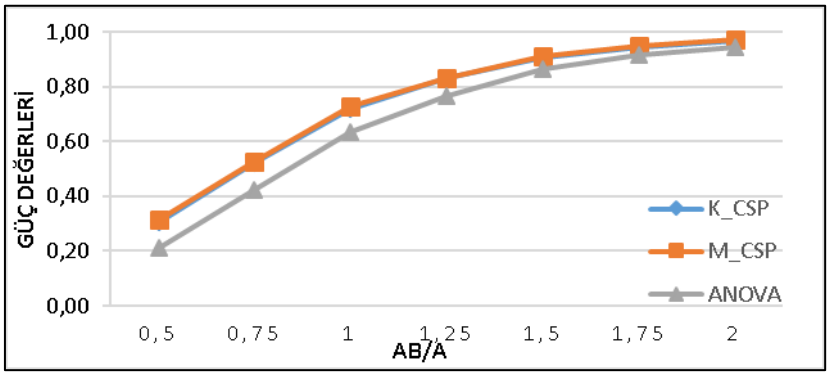
Şekil 4.173. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



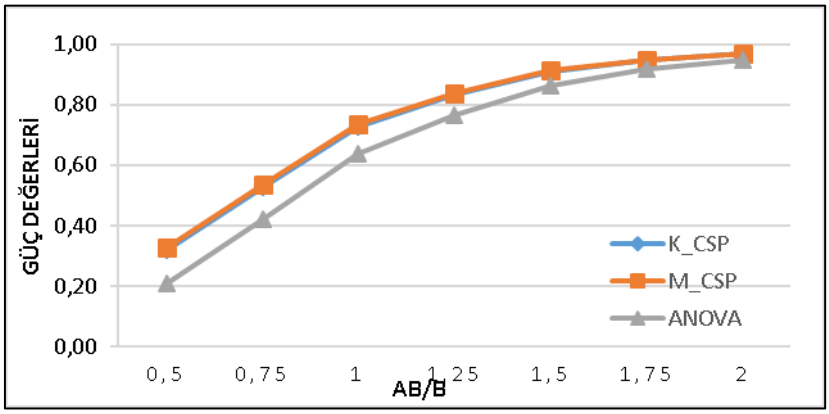
Şekil 4.174. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



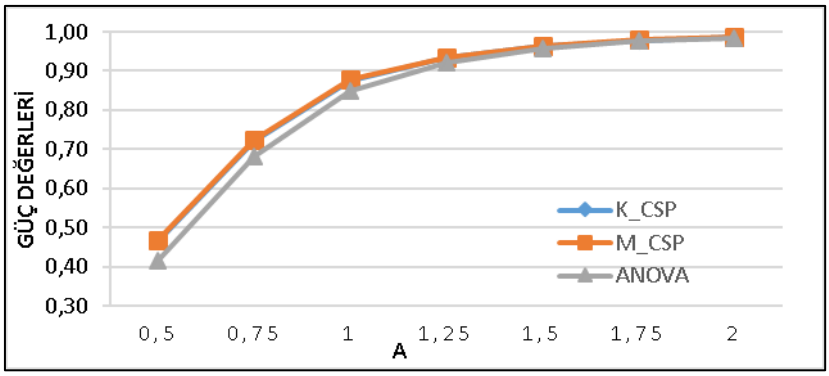
Şekil 4.175. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



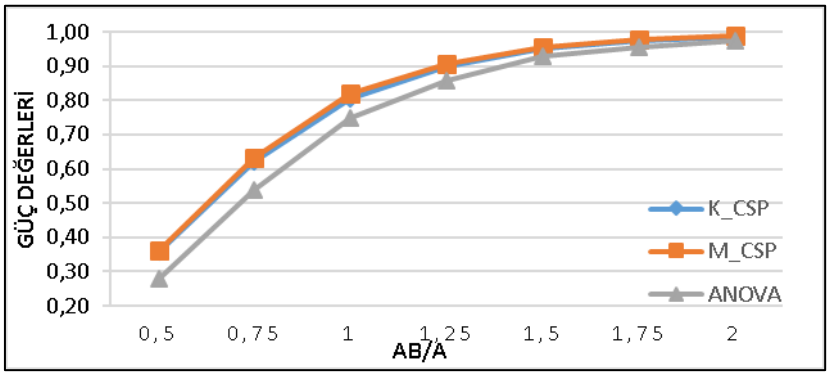
Şekil 4.176. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



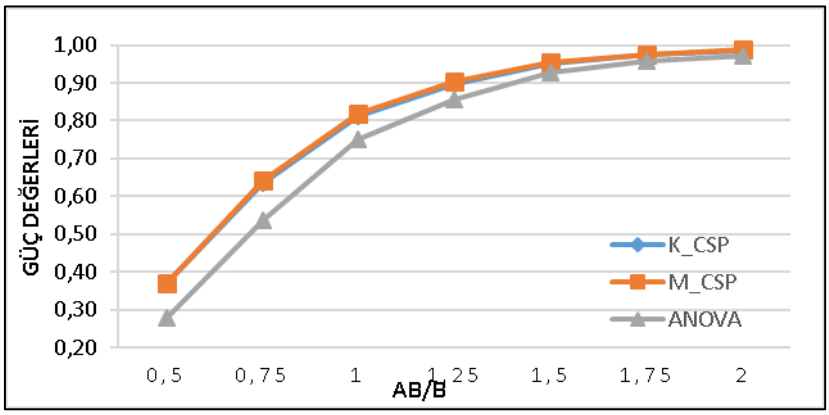
Şekil 4.177. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.178. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.179. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.180. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 3x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

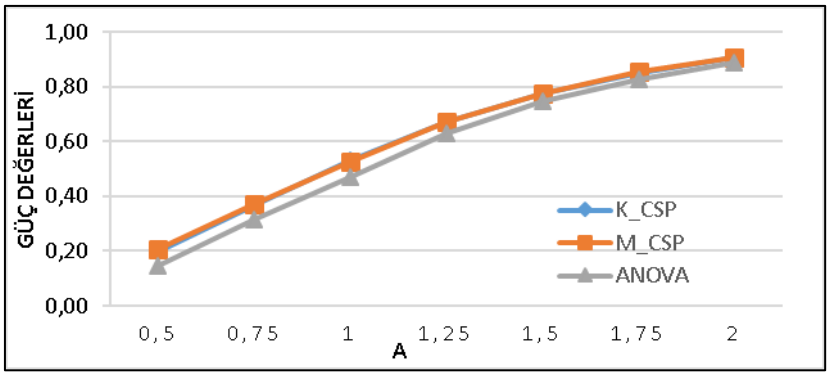
Çizelge 4.43 hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ=1, k=0,50) olduğunda 4×4 tasarımında K_CSP ve M_CSP ile senkronize permütasyon testi ve ANOVA güç değerlerini göstermektedir.

Çizelge 4.43. 4x4 tasarımında hata terimlerinin dağılımı Weibull (λ=1, k=0,50) olduğunda testlerin güç değerleri

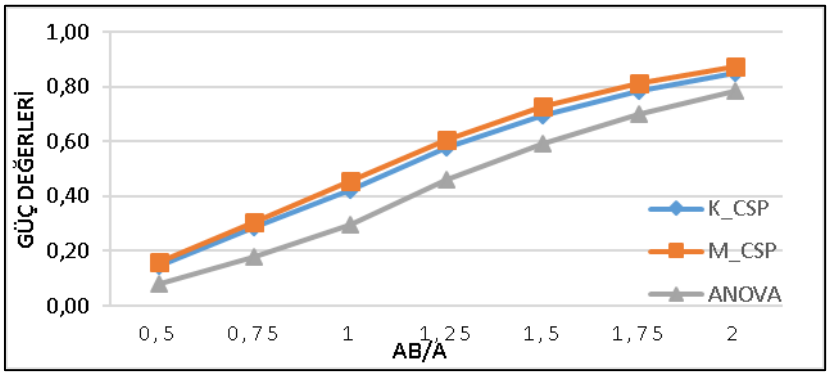
		K_CSP			M_CSP			ANOVA	
	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
n=5	0,5	0,196	0,146	0,140	0,206	0,160	0,162	0,146	0,080
	0,75	0,366	0,285	0,283	0,369	0,304	0,311	0,313	0,180
	1	0,530	0,421	0,416	0,528	0,454	0,451	0,471	0,296
	1,25	0,674	0,579	0,574	0,673	0,607	0,602	0,630	0,460
	1,5	0,774	0,697	0,690	0,775	0,727	0,719	0,746	0,592
	1,75	0,850	0,783	0,784	0,852	0,811	0,817	0,828	0,701
	2	0,904	0,848	0,849	0,907	0,874	0,874	0,887	0,785
n=7	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,5	0,397	0,306	0,320	0,402	0,312	0,328	0,351	0,209
	0,75	0,637	0,520	0,528	0,642	0,527	0,536	0,594	0,421
	1	0,799	0,719	0,725	0,804	0,728	0,734	0,768	0,635
	1,25	0,886	0,830	0,833	0,890	0,831	0,839	0,869	0,767
	1,5	0,930	0,907	0,907	0,936	0,912	0,914	0,922	0,863
	1,75	0,962	0,945	0,946	0,964	0,948	0,947	0,957	0,916
	2	0,972	0,968	0,968	0,974	0,971	0,969	0,968	0,945
n=10	Δ	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*A*	*AB/A*	*AB/B*	*FA*	*FAB*
	0,5	0,301	0,206	0,206	0,303	0,218	0,217	0,244	0,137
	0,75	0,540	0,383	0,387	0,540	0,414	0,417	0,474	0,294
	1	0,742	0,600	0,601	0,746	0,633	0,635	0,698	0,505
	1,25	0,863	0,775	0,775	0,867	0,802	0,804	0,834	0,698
	1,5	0,922	0,878	0,875	0,922	0,901	0,898	0,906	0,829
	1,75	0,959	0,934	0,933	0,961	0,948	0,946	0,947	0,901
	2	0,972	0,959	0,961	0,973	0,973	0,974	0,963	0,937

A faktörünün etkisi ve *AB* etkileşim etkisi için ANOVA'nın K_CSP' den ve M_CSP' den daha düşük güç değerlerine sahip olduğu görülmektedir. *A* faktörünün etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ile M_CSP 'nin güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA 'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir.

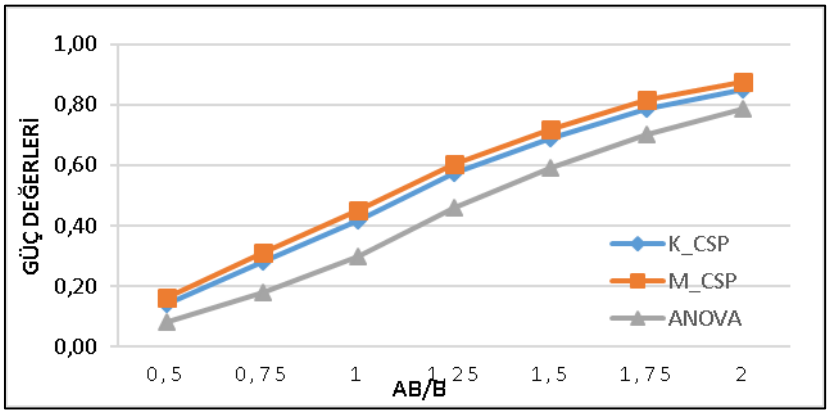
AB etkileşim etkisi arttırılarak *n*=5,7 ve 10 ile *AB/A* ve *AB/B* için karşılaştırılmalı güç değerleri incelendiğinde K_CSP ile M_CSP ve güç değerlerinin birbirlerine yakın değerler olduğu ve ANOVA'nın güç değerlerinden yüksek değerler olduğu görülmektedir.



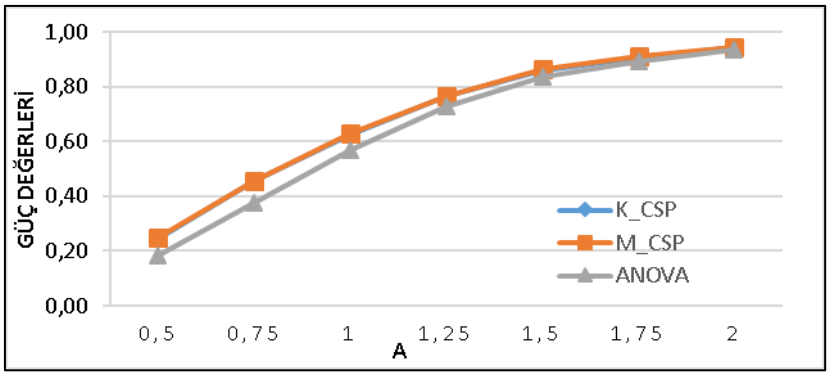
Şekil 4.181. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



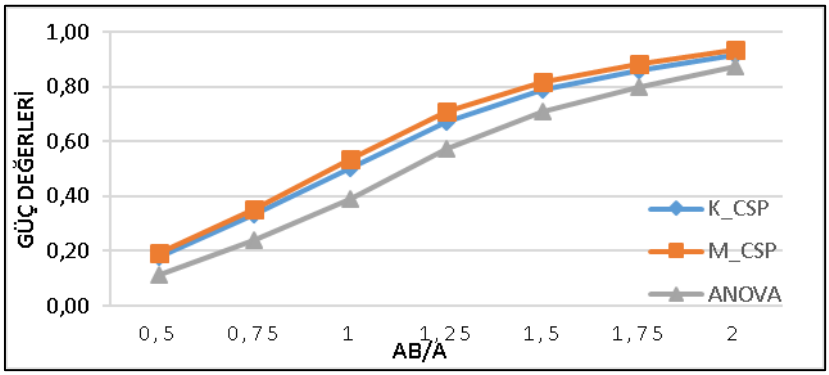
Şekil 4.182. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



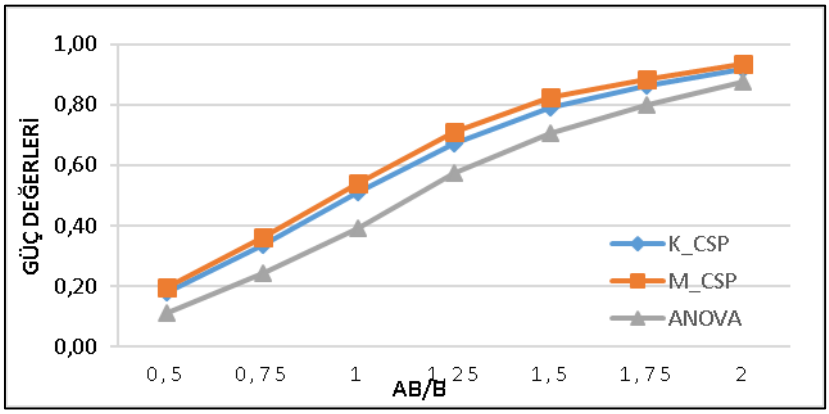
Şekil 4.183. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=5 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



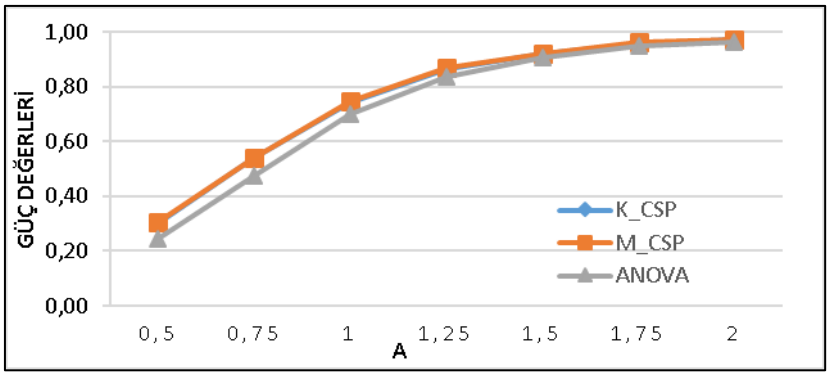
Şekil 4.184. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



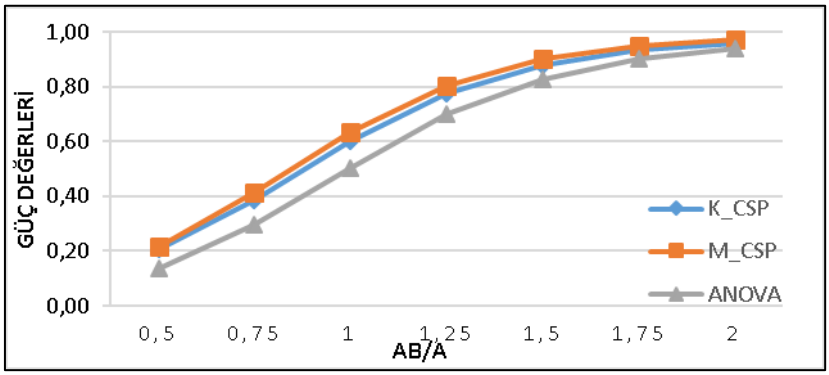
Şekil 4.185. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



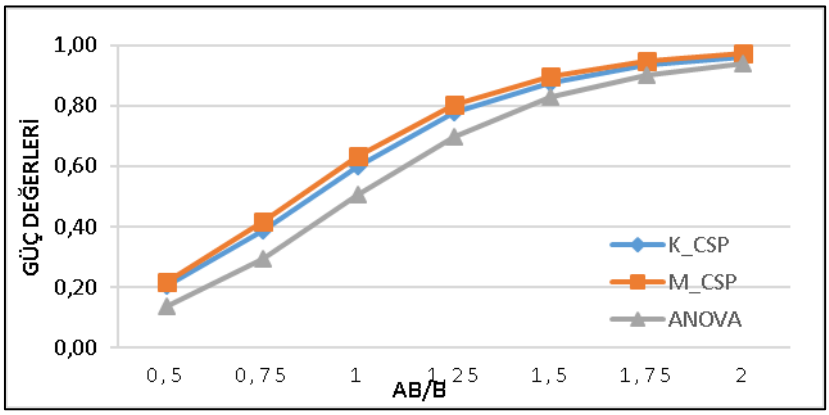
Şekil 4.186. Weibull (λ =1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=7 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.187. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *A* faktörünün etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında karşılaştırılmalı güç değerleri



Şekil 4.188. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*A* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)



Şekil 4.189. Weibull (λ=1, k=0,50) hata terimleri ve *n*=10 ile *AB* etkileşim etkisi arttırılarak 4x4 tasarımında güç değerleri (*B* faktörünün seviyeleri üzerinden hesaplama)

5. SONUÇ VE ÖNERİLER

$I \times J$ faktöriyel tasarımlar iki faktör ve düzeylerinin çeşitli kombinasyonlarının yanıt değişkeni üzerindeki etkilerinin araştırıldığı deneydir. Başta mühendislik alanlarında olmak üzere, sağlık bilimleri, zootekni ve tarım araştırmalarında yaygın olarak kullanılan bu tasarımın en önemli avantajı, incelenen özelliği etkileyebileceği düşünülen faktörlerin hem ana etkilerini hem de etkileşimlerini en küçük hatayla tahmin edebilmesidir. Bu çalışmada tekrarlı dengeli $I \times J$ tasarımlarında Salmaso (2003) tarafından geliştirilen iki yönlü ANOVA F testine alternatif olan senkronize permütasyon testleri farklı test istatistikleri ve farklı permütasyon yöntemleri ele alınarak incelenmiş, test istatistiklerine ve permütasyon yöntemlerine yeni bir yaklaşım getirilmiştir.

Senkronize permütasyon testleri çerçevesinde literatürde önerilen karesel formdaki test istatistiklerinin yerine mutlak değer fonksiyonu içeren test istatistikleri getirilmiştir. Simülasyon çalışması yapılarak hata terimleri normal ve normal olmayan simetrik, ağır kuyruklu ve çarpık dağılımlardan geldiğinde literatürde önerilen test istatistikleri ile bu çalışmada önerilen test istatistikleri testin gücü ve deneysel I.tip hata bakımından karşılaştırılmıştır.

Bu çalışmada senkronize permütasyon çerçevesinde permütasyon yöntemleri olan CSP_s ve USP_s incelenmiş olup, CSP_s yöntemi üzerinde durulmuş ve dengeli faktöriyel $I \times J$ tasarımlarında tekrar sayını $n>7$ olduğunda CSP_s için tüm permütasyonların hesaplanmasındaki oluşabilecek zorluğu aşmak için bu permütasyon yöntemine alternatif rasgele seçimli permütasyon yöntemi belirtilmiştir.

Simülasyon çalışması yapılarak bu yöntemler farklı örnek çapları, farklı $I \times J$ tasarımları ve hata terimlerine ilişkin farklı dağılımlarda nominal α' lar için testin gücü ve I. tip hata bakımından karşılaştırılmıştır.

Simülasyon çalışmasında ilk olarak hata terimlerinin dağılımları Normal (0,1) , Laplace(0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) ile tekrar sayısı 5, 7 ve 10 olan faktöriyel tasarımları ele alınmıştır. Elde edilen sonuçlar incelendiğinde iki yönlü ANOVA F testi için normallik varsayımı sağlanmadığı durumlarda hem literatürde önerilen karesel form içeren

Eş. 3.12, Eş. 3.17 ve Eş. 3.18'de verilen test istatistikleri ile hem de bu çalışmada sunulan mutlak değer fonksiyonu içeren Eş. 3.33, Eş. 3.35 ve Eş. 3.36'da verilen test istatistikleri ile senkronize permütasyon testinin iki yönlü ANOVA F testi için alternatif bir test olduğu gözlemlenmiştir. Ayrıca hata terimleri Normal (0,1) , Laplace(0,1), Logistik (0,1) dağılımlarından geldiğinde senkronize permütasyon testi çerçevesinde karesel form içeren test istatistikleri ile elde edilen değerlerin mutlak değer fonksiyonu içeren test istatistikleri ile elde edilen değerlere yakın değerler olduğu gözlemlenmiş böylece bu dağılımlar için Eş. 3.33, Eş. 3.35 ve Eş. 3.36'da verilen mutlak değer fonksiyonu içeren test istatistikleri ile senkronize permütasyon testinin literatürde verilen senkronize permütasyon testine altenatif olabileceği söylenebilir. Hata terimleri Cauchy (0,1) dağılımından geldiğinde ise senkronize permütasyon testi çerçevesinde bu çalışmada verilen mutlak değer fonksiyonu içeren test istatistikleri ile elde edilen güç değerlerin karesel form içeren test istatistikleri ile elde edilen güç değerlerinden daha yüksek değerler olduğu gözlemlenmiştir.

Hata terimlerine ilişkin dağılımlar çeşitli parametreler ile çarpık dağılımlar olan Log Normal, Weibull ve Ters gauss olduğu durumlar için iki yönlü ANOVA F testi ile karesel form içeren Eş. 3.12, Eş. 3.17 ve Eş. 3.18'de verilen test istatistikleri ve Eş. 3.33, Eş. 3.35 ve Eş. 3.36'da verilen test istatistikleri ile senkronize permütasyon testi deneysel I.tip hata ve testin gücü bakımından incelenmiştir. I tip hata oranları incelendiğinde çalışmada ele alına parametreler ile Log Normal, Weibull ve Ters gauss dağılımlarında çarpıklık arttıkça ana etkiler ve etkileşim etkisinin testi için ANOVA F testinin I. Tip deneysel hata oranları nominal seviyeden oldukça düşük değerler olduğu gözlemlenmiştir.

Bu çalışmada incelenen parametreler ile Log Normal, Weibull ve Ters gauss dağılımlarının çarpıkları arttıkça *A* faktörü için Eş. 3.12 ve Eş. 3.33'te verilen test istatistikleri ile senkronize permütasyon testinin I.tip deneysel hata oranlarının nominal değerden uzaklaştığı, Eş. 3.33'te verilen mutlak değer fonksiyonu içeren test istatistikleri ile senkronize permütasyon testine ilişkin I.tip deneysel hata oranlarının nominal değere Eş. 3.12'de verilen karesel form içeren test istatistikleri ile senkronize permütasyon testine ilişkin I.tip deneysel hata oranlarından daha yakın değerler olduğu ve bu değerlerin nominal değere *A* faktörüne ilişkin iki yönlü ANOVA F testinin deneysel I.Tip hata oranlarından daha yakın değerler olduğu yorumlanabilir. *AB* etkileşim etkisi için Eş. 3.17, Eş. 3.18, Eş. 3.35 ve Eş. 3.36'de verilen test istatistikleri ile senkronize permütasyon testinin I.tip deneysel hata oranlarının dağılımların çarpıkları arttıkça nominal değerden uzaklaşmadığı, Eş. 3.35

ve Eş. 3.36'de verilen mutlak değer fonksiyonu içeren test istatistikleri ile senkronize permütasyon testine ilişkin I.tip deneysel hata oranlarının nominal değere Eş. 3.17, Eş. 3.18'de verilen karesel form içeren test istatistikleri ile senkronize permütasyon testine ilişkin I.tip deneysel hata oranlarından daha yakın değerler olduğu gözlemlenmiştir. Bu değerler nominal değere *AB* etkileşim etkisine ilişkin ANOVA F testinin deneysel I.Tip hata oranlarından daha yakın değerler olduğu gözlemlenmiştir.

A faktörü için Eş. 3.12'de verilen test istatistikleri ile senkronize permütasyon testinin güç değerlerinin Eş. 3.33'te verilen mutlak değer fonksiyonu içeren test istatistikleri ile senkronize permütasyon testinin güç değerlerinin birbirine yakın olduğu gözlemlenmiştir. Bu değerler *A* faktörüne ilişkin ANOVA F testinin güç değerlerinden daha yüksek değerler olduğu gözlemlenmiştir.*AB* etkileşim etkisi için dağılımların çarpıkları arttıkça Eş. 3.35 ve Eş. 3.36'de verilen test istatistikleri ile senkronize permütasyon testinin güç değerlerinin Eş. 3.17, Eş. 3.18'de verilen mutlak değer fonksiyonu içeren test istatistikleri ile senkronize permütasyon testinin güç değerlerinden yüksek olduğu gözlemlenmiştir. Dağılımların çarpıkları azaldıkça *AB* etkileşim etkisi için dağılımların çarpıkları arttıkça Eş. 3.35 ve Eş. 3.36'de verilen test istatistikleri ile senkronize permütasyon testinin güç değerlerinin Eş. 3.17, Eş. 3.18'de verilen mutlak değer fonksiyonu içeren test istatistikleri ile senkronize permütasyon testinin güç değerlerinin birbirine yakın olduğu gözlemlenmiştir. Bu değerler *AB* etkileşim etkisine ilişkin ANOVA F testinin güç değerlerinden daha yüksek değerler olduğu yorumlanabilir.

Bir diğer çalışmada hata terimlerinin dağılımları Normal (0,1) , Laplace(0,1), Logistik (0,1) ve Cauchy (0,1) ile tekrar sayısı $n=$ 8, 9 ve 10 ile 3×2 ve 3×3 faktöriyel tasarımları ele alınarak literatürde verilen senkronize permütasyon yöntemi CSP_s ile bu çalışmada verilen simülasyon çalışmasına alınan tüm tasarımların her biri için 5000 permütasyon ile rasgele seçimli senkronize permütasyon yöntemi kullanılarak hem literatürde önerilen karesel form içeren Eş. 3.12, Eş. 3.17 ve Eş. 3.18'de verilen test istatistikleri ile hem de bu çalışmada sunulan mutlak değer fonksiyonu içeren Eş. 3.33, Eş. 3.35 ve Eş. 3.36'da verilen test istatistikleri ile senkronize permütasyon testinin testin gücü ve deneysel I.tip hata bakımından davranışları incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar incelendiğinde tekrar sayısı $n>7$ olduğu dengeli $I\times J$ tasarımlarında bu iki permütasyon yöntemi için hem deneysel I tip hata oranlarının hem de güç değerlerinin birbirine oldukça yakın değerler oldukları

gözlemlenmiştir. Elde edilen sonuçlar incelendiğinde senkronize permütasyon testlerinde rasgele permütasyon seçiminin $n > 7$ olduğu dengeli $I \times J$ tasarımlarında CSP_s 'ye bir alternatif olarak kullanılabileceği gözlemlenmiştir.

KAYNAKLAR

1. Arnold, H. J. (1964). Permutation support for multivariate techniques. *Biometrika*, 51(1-2), 65-70.

2. Mansouri, H., and Chang, G. H. (1995). A comparative study of some rank tests for interaction. *Computational Statistics & Data Analysis*, 19(1), 85-96.

3. Adams, D. C., and Anthony, C. D. (1996). Using randomization techniques to analyse behavioural data. *Animal Behaviour*, 51(4), 733-738.

4. Pitman, E. J. (1937). Significance tests which may be applied to samples from any populations. III. The analysis of variance test. *Biometrika*, 29, 322–335.

5. Scheffe´, H. (1959). *The Analysis of Variance*. New York: John Wiley & Sons, 13-93.

6. Fisher, R. A. (1966). *The Design of Experiments*. Edinburgh: Oliver and Boyd, 1-248.

7. Routledge, R. D. (1997). P-values from permutation and F-tests. *Computational Statistics & Data Analysis*, 24(4), 379-386.

8. Peres-Neto, P. R., and Olden, J. D. (2001). Assessing the robustness of randomization tests: examples from behavioural studies. *Animal Behaviour*, 61(1), 79-86.

9. Kazi-Aoual, F., Hitier, S., Sabatier, R., and Lebreton, J. D. (1995). Refined approximations to permutation tests for multivariate inference. *Computational Statistics & Data Analysis*, 20(6), 643-656.

10. Balasubramani, G. K., Wisniewski, S. R., Zhang, H., and Eng, H. F. (2005). Development of an efficient SAS® macro to perform permutation tests for two independent samples. *Computer Methods and Programs in Biomedicine*, 79(2), 179-187.

11. Heller, G., and Venkatraman, E. S. (1996). Resampling procedures to compare two survival distributions in the presence of right-censored data. *Biometrics*, 1204-1213.

12. Anderson, M. J. (2001). Permutation tests for univariate or multivariate analysis of variance and regression. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 58(3), 626-639.

13. Toth, D. (2020). A Permutation Test on Complex Sample Data. *Journal of Survey Statistics and Methodology*, 8(4), 772-791.

14. Welch, W. J., and Gutierrez, L. G. (1988). Robust permutation tests for matched-pairs designs. *Journal of the American Statistical Association*, 83(402), 450-455.

15. Good P. (2000) *Permutation tests: A practical guide to resampling methods for testing hypotheses* (2nd ed.), New York: Springer Verlag, 1-235.

16. Fortin, M. J., Jacquez, G. M., and Shipley, B. (2006). Computer-Intensive Methods. *Encyclopedia of Environmetrics*, 1, 399-402.

17. Kherad-Pajouh, S., and Renaud, O. (2010). An exact permutation method for testing any effect in balanced and unbalanced fixed effect ANOVA. *Computational Statistics & Data Analysis*, 54(7), 1881-1893.

18. Gonzalez, L., and Manly, B. F. (1998). Analysis of variance by randomization with small data sets. *Environmetrics: The Official Journal of the International Environmetrics Society*, 9(1), 53-65.

19. Anderson, M., and Braak, C. T. (2003). Permutation tests for multi-factorial analysis of variance. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 73(2), 85-113.

20. Good, P. (1994). *A practical guide to resampling methods for testing hypotheses*. New York: Sproinger-Verlag, 54-74.

21. Manly, B. F. J. (1997). *Randomization, bootstrap and Monte Carlo in biology*. London, UK: Chapman & Hall, 1-23.

22. Edgington, E. S. (1996). Randomized single-subject experimental designs. *Behaviour Research and Therapy*, 34(7), 567-574.

23. Pesarin, F. (2001). *Multivariate permutation tests: with applications in biostatistics* (Vol. 240). Chichester: Wiley, 1-432.

24. Salmaso, L. (2003). Synchronized permutation tests in 2k factorial designs. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 32(7), 1419-1437.

25. Basso, D., Chiarandini, M., and Salmaso, L. (2007). Synchronized permutation tests in replicated I×J designs. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 137(8), 2564-2578.

26. Sprent, P. (1998). *Data Driven Statistical Methods*. London: Chapman and Hall, 210-225.

27. Hahn, S., Konietschke, F., and Salmaso, L. (2014). A comparison of efficient permutation tests for unbalanced ANOVA in two by two designs and their behavior under heteroscedasticity. In *Topics in statistical simulation*. New York: Springer, 257-269.

28. Lee, W. (1975). *Experimental design and analysis.* San Francisco: W. H. Freeman, 5-525.

29. Fisher, R. A. (1966). *The Design of Experiments*. Edinburgh: Oliver and Boyd, 1-248.

30. Kendir, Ü. G. (2010). *Bölünmüş parseller deney tasarımı ve bir uygulama*. Yüksek Lisans tezi, Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara, 12-22.

31. Federer, W. T. (1991). *Statistics and society: Data collection and interpretation.* New York: Marcel Dekker Inc., 1-578.

32. Antony, J. (2014). *Design of experiments for engineers and scientists*. Amsterdam: Elsevier, 7-17.

33. Federer, W. T., and Wolfinger, R. D. (2003). *Augmented row-column designs and trend analysis*. New York: Food Product Press, 291-295.

34. Sutton, A. J., Abrams, K. R., Jones, D. R., Jones, D. R., Sheldon, T. A., and Song, F. (2000). *Methods for meta-analysis in medical research*, (Vol. 348). Chichester: Wiley, 1-317.

35. Fisher, R. A. (1935). *The design of experiments*. UK, London: Oliver and Boyd Ltd.

36. Good, P. I. (2006). *Permutation, parametric, and bootstrap tests of hypotheses*. Berlin: Springer Science & Business Media, 85-115.

37. Basso, D., Pesarin, F., Salmaso, L., and Solari, A. (2009). *Permutation tests for stochastic ordering and ANOVA: theory and applications with R* (Vol. 194). Berlin: Springer Science & Business Media, 133-146.

38. Corain, L., and Salmaso, L. (2007). A critical review and a comparative study on conditional permutation tests for two-way ANOVA. *Communications in Statistics Simulation and Computation*, 36(4), 791-805.

39. Feitelson, D. G. (2015). *Workload modeling for computer systems performance evaluation*. Cambridge: Cambridge University Press, 98-99.

40. Dwass, M. (1957). Modified randomization tests for nonparametric hypotheses. *The Annals of Mathematical Statistics*, 28(1), 181-187.

41. Basso, D., Pesarin, F., Salmaso, L., and Solari, A. (2009). *Permutation tests for stochastic ordering and ANOVA: theory and applications with R* (Vol. 194). Berlin: Springer Science & Business Media,133-146.

42. Peres-Neto, P. R., and Olden, J. D. (2001). Assessing the robustness of randomization tests: examples from behavioural studies. *Animal Behaviour*, 61(1), 79-86.

43. O'Gorman, T. W. (2001). An adaptive permutation test procedure for several common tests of significance. *Computational Statistics & Data Analysis*, 35(3), 335-350.

44. Brombin, C., and Salmaso, L. (2009). Multi-aspect permutation tests in shape analysis with small sample size. *Computational Statistics & Data Analysis*, 53(12), 3921-3931.

45. Yıldız Kaçar, D., Gökpınar, F., Bayrak, H. (2020). Comparative Study on Synchronized Permutation Tests in Balanced $I \times J$ Designs in Case of Non-Normally Distributed Error Terms. *Sinop Üniversitesi Fen Bilimleri Dergisi*, 5(2) , 125-137.



GAZİ GELECEKTİR…