



**KORELASYON KATSAYISININ ETKİ BÜYÜKLÜĞÜ OLARAK  
KULLANILDIĞI META ANALİZİ ÇALIŞMALARINDA İSTATİSTİKSEL  
GÜCÜN DEĞERLENDİRİLMESİ**

**Burçin ÖNER**

**DOKTORA TEZİ  
İSTATİSTİK ANA BİLİM DALI**

**GAZİ ÜNİVERSİTESİ  
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

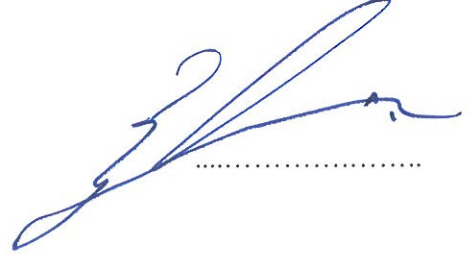
**NİSAN 2019**

Burçin ÖNER tarafından hazırlanan KORELASYON KATSAYISININ ETKİ BÜYÜKLÜĞÜ OLARAK KULLANILDIĞI META ANALİZİ ÇALIŞMALARINDA İSTATİSTİKSEL GÜCÜN DEĞERLENDİRİLMESİ” adlı tez çalışması aşağıdaki jüri tarafından OY BİRLİĞİ ile Gazi Üniversitesi İstatistik Ana Bilim Dalında DOKTORA TEZİ olarak kabul edilmiştir.

**Danışman:** Prof. Dr. Bülent ÇELİK

Uygulamalı İstatistik Ana Bilim Dalı, Gazi Üniversitesi

Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Doktora Tezi olduğunu onaylıyorum.



**Başkan:** Prof. Dr. Hamza GAMGAM

Uygulamalı İstatistik Ana Bilim Dalı, Gazi Üniversitesi


Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Doktora Tezi olduğunu onaylıyorum.



**Üye:** Prof. Dr. Mehmet Akif BAKIR

İstatistik Teorisi Ana Bilim Dalı, Gazi Üniversitesi

Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Doktora Tezi olduğunu onaylıyorum.



**Üye:** Prof. Dr. Mehtap AKÇİL OK

Beslenme ve Diyetetik Ana Bilim Dalı, Başkent Üniversitesi

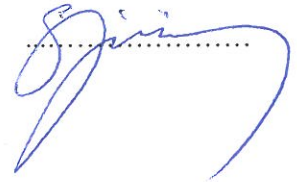
Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Doktora Tezi olduğunu onaylıyorum.



**Üye:** Prof. Dr. İsmayil Safa GÜRCAN

Biyoistatistik Ana Bilim Dalı, Ankara Üniversitesi

Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Doktora Tezi olduğunu onaylıyorum.



Tez Savunma Tarihi: 12 / 04 / 2019

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

.....  
Prof. Dr. Sena YAŞYERLİ

Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürü

## ETİK BEYAN

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

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

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



Burçin ÖNER

12 / 04 / 2019

KORELASYON KATSAYISININ ETKİ BÜYÜKLÜĞÜ OLARAK KULLANILDIĞI  
META ANALİZİ ÇALIŞMALARINDA İSTATİSTİKSEL GÜCÜN  
DEĞERLENDİRİLMESİ

(Doktora Tezi)

Burçin ÖNER

GAZİ ÜNİVERSİTESİ  
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

Nisan 2019

ÖZET

Meta Analizi, belirli bir konuda birbirinden bağımsız olarak yapılmış, çok sayıdaki çalışmanın sonuçlarının birleştirilmesi ve elde edilen bulguların istatistiki tekniklerle analiz edilmesi yöntemidir. Meta Analizi ile ilgili yapılan çalışmalar uzun yıllardır mevcuttur ancak literatürde Meta Analizi'nde istatistiksel güç ile ilgili çok az sayıda çalışma vardır. Oysaki güç hesaplamaları, bir istatistiksel planlamanın sağlamlığı açısından hem birincil çalışmalarda hem de Meta Analizi'nde oldukça önemli bir konudur. Bu tez çalışmasında öncelikle, korelasyon katsayısının etki büyüklüğü olarak ele alındığı bir meta analizinde, sabit etkiler modeli ve rastgele etkiler modelinde eşit ve eşit olmayan örnek hacimleri durumları için kullanılan istatistiksel testlere ait testin gücü hesaplamaları üzerinde duruldu. Bunlardan genel etki büyüklüğüne ait testin gücü hesaplamaları, analitik yöntem ve simülasyon kullanılarak elde edildi. Böylece korelasyon katsayısının, etki büyüklüğü metriği olarak kullanıldığı bir meta analizinde, istatistiksel güç simülasyonu ile analitik güç arasında bir fark olup olmadığı konusu her iki model için de incelendi. Güç hesaplamaları için R programında kullanıldı. Ayrıca; daha önceden yapılmış bir meta analizi çalışması üzerinde de analitik güç yöntemi kullanılarak istatistiksel güç hesaplaması yapıldı. Sonuçta, korelasyon katsayısının etki büyüklüğü olarak kullanılacağı bir meta analizinde, %80 ve üzerinde istatistiksel güç elde etmek için gerekli örnek hacmi, çalışma sayısı ve yığın etki büyüklüğü miktarının ne olması gerektiği elde edildi.

Bilim Kodu : 20503

Anahtar Kelimeler : Meta analizi, korelasyon, simülasyon, analitik güç, heterojenlik.

Sayfa Adedi : 176

Danışman : Prof. Dr. Bülent ÇELİK

EVALUATION OF STATISTICAL POWER IN THE STUDY OF META ANALYSIS  
USED AS THE EFFECT OF THE CORRELATION COEFFICIENT

(Ph. D. Thesis)

Burçin ÖNER

GAZİ UNIVERSITY

GRADUATE SCHOOL OF NATURAL AND APPLIED SCIENCES

April 2019

ABSTRACT

Meta-analysis is a method of combining the results of a large number of independent studies about a specific subject and analyzing the obtained findings by using statistical techniques. In meta-analysis, a numerical index is used as an estimate of effect size for describing the results of each study used and then these estimates across studies are combined to obtain a summary result. Moreover, it should be known that calculations of the power of statistical tests are important in planning research studies and in interpreting situations in which a result has not proven to be statistically significant. Although statistical power is often considered in the design of primary research studies, it is rarely considered in meta-analysis. Statistical power is important in a meta-analysis study, although few studies have examined the performance of simulated power in meta-analysis. In this thesis, calculations of statistical power for statistical tests that are used for equal sample size and unequal sample size on fixed effects model and random effects model in meta-analysis using correlation coefficient as effect size were conducted. The power of the test for the overall effect size was calculated by using analytical method and simulation method. So, it was investigated whether there was any difference or not between the simulation power and analytical power in meta-analysis using correlation coefficient as effect size for both model. It was conducted necessary coding on R software for calculating of simulation power and analytical power. Besides calculations of power according to fixed effects model and random effects model were conducted for both overall effects size and the tests of heterogeneity and component of variance in a previous meta-analysis study. Thus, in a meta-analysis where the correlation coefficient would be used as effect size, it was determined what the required sample size, number of studies and population effect size would be required to obtain statistical power of 80% or more.

Science Code : 20503

Key Words : Meta-analysis, correlation, simulation, analytical power, heterogeneity

Page Number : 176

Supervisor : Prof. Dr. Bülent ÇELİK

## TEŞEKKÜR

Tez çalışmam boyunca yardımlarını esiremeyen danışmanım Prof. Dr. Bülent ÇELİK'e, yönlendirme ve tavsiyeleri ile tezimin tamamlanması için katkı sağlayan Gazi Üniversitesi İstatistik Bölümü Öğretim Üyesi Prof. Dr. Mehmet Akif BAKIR ve Başkent Üniversitesi Beslenme ve Diyetetik Bölümü Öğretim Üyesi Prof. Dr. Mehtap AKÇİL OK'a, bütün bir doktora çalışması süresince teorik anlamda verdiği her türlü katkının yanında manevi desteğini de hiç esirgemeyen sevgili babam Ondokuz Mayıs Üniversitesi İstatistik Bölümü Öğretim Üyesi Doç. Dr. Yüksel ÖNER'e, maddi manevi desteklerini hiç esirgemeyen sevgili annem Sıdika ÖNER'e, bu süre içinde beni motive eden ve tezimin bir bölümünde katkı da sunan Halil İbrahim ÇELENLİ ve kardeşim Burak ÖNER'e, tüm zorluklarda yanımda olan can dostlarım Öğr. Gör. Dr. Azize Zehra ÇELENLİ BAŞARAN, Öğr. Gör. Asiye Zuhâl KÜÇÜKMUSTAFA BALTACI ve Öğretmen Hilal Tuğba YAZGAN KOLAY'a, Millî Düşünce Merkezi ve Millî Strateji Araştırma Kurulu'nun değerli yöneticilerine ve özellikle Devlet Eski Bakanı Sadi SOMUNCUOĞLU, Gazi Üniversitesi Emekli Öğretim Üyesi Prof. Dr. İskender ÖKSÜZ, Türk Dil Kurumu Eski Başkanı ve Gazi Üniversitesi Emekli Öğretim Üyesi Prof. Dr. Ahmet Bican ERCİLASUN, Hacı Bayram Veli Üniversitesi Tarih Bölümü Öğretim Üyeleri Prof. Dr. Konuralp ERCİLASUN ve Doç. Dr. Bekir Tümen SOMUNCUOĞLU, Şair-Yazar Yağmur TUNALI, Pamukkale Üniversitesi Öğr. Gör. İkbâl VURUCU ve Elektrik Mühendisi Hakan PAKSOY Beyefendilere tüm katkı ve destekleri için teşekkür ederim.

## İÇİNDEKİLER

	<b>Sayfa</b>
ÖZET .....	iv
ABSTRACT.....	v
TEŞEKKÜR.....	vi
İÇİNDEKİLER .....	vii
ÇİZELGELERİN LİSTESİ.....	ix
ŞEKİLLERİN LİSTESİ .....	ix
SİMGELER VE KISALTMALAR.....	xiii
1. GİRİŞ.....	1
2. META ANALİZİ.....	9
2.1. Etki Büyüklüğü .....	10
2.2. Heterojenlik.....	16
2.2.1. Heterojenlik için Cochran Ki-Kare testi .....	18
2.2.2. $\tau^2$ heterojenlik ölçüsü.....	19
2.2.3. Heterojenliğin değerlendirilmesinde Forest grafik yöntemi .....	20
2.3. Meta Analizde Çalışmaların Birleştirilmesinde Model Seçimi .....	21
2.3.1. Sabit etkiler modeli.....	22
2.3.2. Rastgele etkiler modeli .....	27
3. İSTATİSTİKSEL GÜÇ .....	37
3.1. İstatistiksel Gücün Belirleyicileri.....	38
3.2. İleriye ve Geriye Dönük İstatistiksel Güç.....	41
3.3. İstatistiksel Güç Hesaplamaları.....	42
3.3.1. Tek grup ortalaması için Z testinde istatistiksel güç .....	42
3.3.2. İki bağımsız grup karşılaştırması için Z testinde istatistiksel güç .....	43
3.3.3. İki bağımsız grup karşılaştırması için t testinde istatistiksel güç .....	47



3.3.4. İki'den fazla bağımsız grup karşılaştırmasında $F$ testi için istatistiksel güç.....	50
<b>4. META ANALİZİNDE İSTATİSTİKSEL GÜÇ .....</b>	<b>53</b>
4.1. Bir Etki Büyüklüğü Olarak Korelasyon Katsayısı ve Örneklem Dağılımı .....	55
4.2. Korelasyon Katsayısı Etki Büyüklüğü İçin Sabit Etki Modeli .....	57
4.3. Korelasyon Katsayısı Etki Büyüklüğü İçin Rastgele Etki Modeli.....	61
4.4. Meta Analizinde Analitik Güç .....	64
4.4.1. Sabit etki modeli altında analitik güç .....	64
4.4.2. Rastgele etki modeli altında analitik güç.....	68
4.5. Meta Analizinde Simülasyona Dayalı Güç.....	73
4.6. Budanmış Binom Dağılımı .....	78
<b>5. BULGULAR .....</b>	<b>81</b>
5.1. Elde Edilen Bulgular.....	85
5.1.1. Gerçek bir meta analizinin gücü .....	85
5.1.2. Simülasyon verisi ile meta analizinde güç.....	91
<b>6. SONUÇ VE ÖNERİLER .....</b>	<b>145</b>
<b>KAYNAKLAR .....</b>	<b>147</b>
<b>EKLER.....</b>	<b>153</b>
EK-1. Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında sabit etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmalar arası örnek hacimlerinin eşit olduğu durum.....	154
EK-2. Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında sabit etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmalar arası örnek hacimleri farklı iken .....	159
EK-3. Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında rastgele etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmalar arası örnek hacimleri aynıyken .....	164
EK-4. Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında rastgele etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç örnek hacimleri eşit değilken.....	170
<b>ÖZGEÇMİŞ .....</b>	<b>176</b>

## ÇİZELGELERİN LİSTESİ

<b>Çizelge</b>	<b>Sayfa</b>
Çizelge 2.1. Çalışma desenlerine göre etki büyüklükleri .....	14
Çizelge 2.2. Örnek bir meta analizi çizelgesi (miyokardiyal enfarktüs ve ölüm arasındaki statin dozunun etkisi).....	14
Çizelge 2.3. Gerçek ve gözlenen etki büyüklüklerinin gösterimleri.....	22
Çizelge 2.4. Bazı etki büyüklüğü parametreleri ve tahmin edicileri.....	24
Çizelge 3.1. Hipotez testi için karar değerlendirme.....	38
Çizelge 5.1. Casey vd. (2017)'den elde edilen sonuçların özeti.....	86
Çizelge 5.2. Sabit etkiler meta analizinde analitik güç hesaplaması için bilgiler.....	87
Çizelge 5.3. Rastgele etkiler meta analizinde analitik güç hesaplaması için bilgiler .....	88
Çizelge 5.4. Model türüne göre yığın etki büyüklüğü için analitik güç değerleri .....	88
Çizelge 5.5. Sabit etkiler meta analizi için heretojenlik testlerinin gücü ( $\alpha = 0,05$ )....	89
Çizelge 5.6. $\alpha = 0,05$ iken çeşitli çalışma sayıları ve örnek hacimleri için sabit etkiler modelinde I. tip hata kontrolü.....	92
Çizelge 5.7. $\alpha=0,01$ iken çeşitli çalışma sayıları ve örnek hacimleri için sabit etkiler modelinde I. tip hata kontrolü .....	92
Çizelge 5.8. $\alpha=0,01$ iken çeşitli çalışma sayıları ve örnek hacimleri için rastgele etkiler modelinde I. tip hata kontrolü.....	93
Çizelge 5.9. $\alpha=0,01$ iken çeşitli çalışma sayıları ve örnek hacimleri için rastgele etkiler modelinde I. tip hata kontrolü.....	93
Çizelge 5.10. I. Tip hata oranı 0,05 iken çeşitli eşit örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için sabit etkiler modeline ilişkin simülayona dayalı güç değerleri.....	96
Çizelge 5.11. I. Tip hata oranı 0,05 iken çeşitli eşit örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için sabit etkiler modeline ilişkin analitik güç değerleri .....	97
Çizelge 5.12. I. Tip hata oranı 0,01 iken çeşitli eşit örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için sabit etkiler modeline ilişkin simülayona dayalı güç değerleri.....	99
Çizelge 5.13. I. Tip hata oranı 0,01 iken çeşitli eşit örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için sabit etkiler modeline ilişkin analitik güç değerleri .....	100

<b>Çizelge</b>	<b>Sayfa</b>
Çizelge 5.14. I. Tip hata oranı 0,05 iken çeşitli eşit örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için rastgele etkiler modeline ilişkin simülayona dayalı güç değerleri .....	103
Çizelge 5.15. I. Tip hata oranı 0,05 iken çeşitli eşit örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için rastgele etkiler modeline ilişkin analitik güç değerleri .....	104
Çizelge 5.16. I. Tip hata oranı 0,01 iken çeşitli eşit örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için rastgele etkiler modeline ilişkin simülasyona dayalı güç değerleri .....	108
Çizelge 5.17. I. Tip hata oranı 0,01 iken çeşitli eşit örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için rastgele etkiler modeline ilişkin analitik güç değerleri .....	109
Çizelge 5.18. I. Tip hata oranı 0,05 iken çeşitli farklı örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için sabit etkiler modeline ilişkin simülasyona dayalı güç değerleri .....	113
Çizelge 5.19. I. Tip hata oranı 0,05 iken çeşitli farklı örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için sabit etkiler modeline ilişkin analitik güç değerleri .....	114
Çizelge 5.20. I. Tip hata oranı 0,01 iken çeşitli farklı örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için sabit etkiler modeline ilişkin simülasyona dayalı güç değerleri .....	117
Çizelge 5.21. I. Tip hata oranı 0,01 iken çeşitli farklı örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için sabit etkiler modeline ilişkin analitik güç değerleri .....	118
Çizelge 5.22. I. Tip hata oranı 0,05 iken çeşitli farklı örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için rastgele etkiler modeline ilişkin simülasyona dayalı güç değerleri .....	120
Çizelge 5.23. I. Tip hata oranı 0,05 iken çeşitli farklı örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için rastgele etkiler modeline ilişkin analitik güç değerleri .....	121
Çizelge 5.24. I. Tip hata oranı 0,01 iken çeşitli farklı örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için rastgele etkiler modeline ilişkin simülasyona dayalı güç değerleri .....	124
Çizelge 5.25. I. Tip hata oranı 0,01 iken çeşitli farklı örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için rastgele etkiler modeline ilişkin analitik güç değerleri .....	125
Çizelge 5.26. $\alpha = 0,05$ iken örnek hacimlerinin eşit olduğu durumda sabit etkiler modelinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklar .....	129

<b>Çizelge</b>	<b>Sayfa</b>
Çizelge 5.27. $\alpha = 0,05$ iken örnek hacimlerinin eşit olduğu durumda rastgele etkiler modelinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklar .....	130
Çizelge 5.28. $\alpha = 0,01$ iken örnek hacimlerinin eşit olduğu durumda sabit etkiler modelinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklar .....	131
Çizelge 5.29. $\alpha = 0,01$ iken örnek hacimlerinin eşit olduğu durumda rastgele etkiler modelinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklar .....	132
Çizelge 5.30. $\alpha = 0,05$ iken örnek hacimlerinin farklı olduğu durumda sabit etkiler modelinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklar .....	134
Çizelge 5.31. $\alpha = 0,05$ iken örnek hacimlerinin farklı olduğu durumda rastgele etkiler modelinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklar .....	135
Çizelge 5.32. $\alpha = 0,01$ iken örnek hacimlerinin farklı olduğu durumda sabit etkiler modelinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklar .....	136
Çizelge 5.33. $\alpha = 0,01$ iken örnek hacimlerinin farklı olduğu durumda rastgele etkiler modelinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklar .....	137
Çizelge 5.34. $\alpha = 0,05$ iken sabit etkiler modelinde eşit örnek hacimleri ve eşit olmayan örnek hacimleri arasındaki simülasyona dayalı güçler arasındaki farklar .....	139
Çizelge 5.35. $\alpha = 0,05$ iken rastgele etkiler modelinde eşit örnek hacimleri ve eşit olmayan örnek hacimleri arasındaki simülasyona dayalı güçler arasındaki farklar .....	140
Çizelge 5.36. $\alpha = 0,01$ iken sabit etkiler modelinde eşit örnek hacimleri ve eşit olmayan örnek hacimleri arasındaki simülasyona dayalı güçler arasındaki farklar .....	141
Çizelge 5.37. $\alpha = 0,01$ iken rastgele etkiler modelinde eşit örnek hacimleri ve eşit olmayan örnek hacimleri arasındaki simülasyona dayalı güçler arasındaki farklar .....	142
Çizelge 5.38. I. Tip hata oranı 0,05 iken her iki modelde de 0,80 ve üzerinde bir istatistiksel güç için gereken ortalama örnek hacimleri miktarı (eşit olmayan örnek hacimleri) .....	144
Çizelge 5.39. I. Tip hata oranı 0,01 iken her iki modelde de 0,80 ve üzerinde bir istatistiksel güç için gereken ortalama örnek hacimleri miktarı (eşit olmayan örnek hacimleri) .....	144

## ŞEKİLLERİN LİSTESİ

Şekil	Sayfa
Şekil 2.1. Korelasyon katsayısı etki büyüklüğü için sabit etkiler meta analizi forest grafiği örneği .....	21
Şekil 5.1. I. Tip hata oranı 0,05 ve yığın etki büyüklüğü 0.1 iken sabit etkiler modelinde istatistiksel güç eğrileri (örnek hacimleri eşit).....	98
Şekil 5.2. I. Tip hata oranı 0,01 ve yığın etki büyüklüğü 0.1 iken sabit etkiler modelinde istatistiksel güç eğrileri (örnek hacimleri eşit).....	102
Şekil 5.3. I. Tip hata oranı 0,05 ve yığın etki büyüklüğü 0.1 iken rastgele etkiler modelinde istatistiksel güç eğrileri (örnek hacimleri eşit).....	106
Şekil 5.4. I. Tip hata oranı 0,01 ve yığın etki büyüklüğü 0.1 iken rastgele etkiler modelinde istatistiksel güç eğrileri (örnek hacimleri eşit).....	110
Şekil 5.5. I. Tip hata oranı 0,05 ve yığın etki büyüklüğü 0.1 iken sabit etkiler modelinde istatistiksel güç eğrileri (örnek hacimleri farklı) .....	115
Şekil 5.6. I. Tip hata oranı 0,01 ve yığın etki büyüklüğü 0.1 iken sabit etkiler modelinde istatistiksel güç eğrileri (örnek hacimleri farklı) .....	119
Şekil 5.7. I. Tip hata oranı 0,05 ve yığın etki büyüklüğü 0.1 iken rastgele etkiler modelinde istatistiksel güç eğrileri (örnek hacimleri farklı).....	123
Şekil 5.8. I. Tip hata oranı 0,01 ve yığın etki büyüklüğü 0.1 iken rastgele etkiler modelinde istatistiksel güç eğrileri (örnek hacimleri farklı) .....	127

## SİMGELER VE KISALTMALAR

Bu çalışmada kullanılmış kısaltmalar, açıklamaları ile birlikte aşağıda sunulmuştur.

<b>Kısaltmalar</b>	<b>Açıklamalar</b>
<b>ANOVA</b>	Tek yönlü varyans analizi
<b>ARD</b>	Mutlak risk farkı
<b>ES</b>	Etki büyüklüğü
<b>GAKT</b>	Gruplar arası kareler toplamı
<b>HKO</b>	Hata kareler ortalaması
<b>HKT</b>	Hata kareler toplamı
<b>OR</b>	Odds oranı
<b>RD</b>	Risk farkı
<b>REM</b>	Rastgele etkiler modeli
<b>RR</b>	Risk oranı
<b>SEM</b>	Sabit etkiler modeli
<b>SMD</b>	Standartlaştırılmış ortalama fark
<b>YEB</b>	Yığın etki büyüklüğü

## 1. GİRİŞ

Bilimin birbirinden farklı olarak yapılan birçok çalışmanın bir araya getirilerek belli bir takım sonuçlar çıkarılması yöntemi olduğu düşünüldüğünde, ele alınan bir konuda yapılmış tek bir çalışmanın bir sorunu çözemeyeceği açıktır. Buna göre çalışmaların bir araya getirilmesinde iki adım izlenmektedir: Birincisi, gerçekleri ortaya çıkarabilmek için değişik çalışmalardan elde edilen sonuçların birleştirilmesi; ikincisi, gerçeklerin yararlı bir şekilde kuram olarak oluşturulmasıdır [1].

Bu iki adımdan ilki, aynı maksatla hazırlanmış çeşitli sayıdaki çalışmalar arasından niceliksel olarak en doğruya ulaşmayı amaçlamaktadır. Bir örnek vermek gerekirse; Benjamin Spock adında bir pediatristin 1950-1990 yılları arasında, “Eğer istekli ise baştan çocuğun yüz üstü yatırılmaya alıştırılması gerektiğini düşünüyorum” şeklinde bir görüşü vardır. Fakat aynı zaman diliminde bir inceleme yapıldığında Birleşik Devletler ve İngiltere’de 100 000’den fazla bebeğin, ani bebek ölümü sendromu sonucunda hayatını kaybettiği görülmüştür. 90’ların başında ise araştırmacılar, bebeklerin yüz üstü yerine sırt üstü yatırıldıkları takdirde bu riskin en az %50 oranında azaldığını fark etmişlerdir. Bütün bunların sonucunda, Gilbert vd. [2] bu durumu şöyle belirtmişlerdir: “Yaklaşık yarım yüzyıl bebeklerin yüz üstü yatması tavsiyesi muhtemelen zararlı olduğu halde 70’lere kadar bu durum mevcut kanıtlara aykırı olmuştur. 1970’te bu sendrom hakkında sistematik bir derleme yapılsaydı bu sendromun daha erken tanınmasına ve Avrupa’da en az 50 000, Birleşik Devletler ve Avustralya’da ise en az 10 000 bebek ölümünün önüne geçilebilirdi” [3]. Bu konuşmanın ana teması her müdahalenin tekrar test edilmesi gerektiği şeklindedir.

Günümüzde çeşitli sahalarda aynı konu üzerinde yapılan çalışmaların sayısı ve her çalışmanın ilgili konu için daha fazla araştırma yapılması gerektiğine yapılan vurgu düşünüldüğünde, bu adımı göz önüne alma gerekliliği elzem hâle gelmektedir. Elbette geniş çaplı araştırmaların yapılması niceliksel sonuçların doğruluğuna olan güveni arttırmakta ve bu sayede başka bir çalışma yapmaya gerek kalmamaktadır. Fakat bu durum hem maliyet hem uygulamadaki güçlükler hem de zaman açısından araştırmacının zorlanmasına sebep olabilmektedir. Bu noktada belli bir takım risklere sahip de olsa meta analizi oldukça kolay ve maliyeti ucuz bir yöntem olarak karşımıza çıkmaktadır.

Meta analizi, aynı konuda farklı yer, zaman ve merkezlerde yapılmış araştırma sonuçlarını niteliksel ve niceliksel olarak birleştirmeye ve o konuda genel bir sonuca ulaşmaya yardımcı

istatistiksel bir yöntemdir [4]. Meta analizinin spesifik yönü, tek başına yargıya güvenmekten ziyade nicel yöntemleri kullanmasıdır. Bu durum meta analizini literatürdeki klasik bakış açılarından farklılaştırır [5].

Meta analiz, yeniden inceleme sürecinin bir bölümüdür. Ana çalışmadan kendi kendine sonuç çıkararak veri analiziyle ilgilenir, sonuçların heterojenliğini açıklamada nicel yöntemleri kullanır ve birleştirilmiş tümel ölçümleri veya etkisini tahmin eder [5]. Sağlık alanı ile ilgili rastgele kontrollü denemeler, klinik çalışmalar, kohort, vaka-kontrol çalışmaları, tanı testleri gibi pek çok araştırma türünde meta analizi yöntemine ihtiyaç artmakta ve yaygın bir biçimde kullanılmaktadır. Bunun haricinde meta analizinin kullanıldığı yerler, ilaç firmaları, eğitim, psikoloji, kriminoloji, ekoloji vb. şeklinde sıralanabilir [6].

Meta analizinde kullanılan istatistiksel teknikler; bazı veri setlerine uygulanabilmesine rağmen, eğer çalışmalar sistematik şekilde toplanmışsa sentez anlamlı olabilmektedir. Bu nedenle meta analizindeki en önemli unsur, sistematik derlemedir [7].

90'lardan önce çoklu çalışmalardaki verileri birleştirme işlemi, anlatı derlemeleri şeklinde yapılmaktaydı. Bir alandaki uzman, belirtilen sorulardaki uygulamanın etkili olup olmadığını sorgulayarak soruları inceliyor, çalışmaları okuyor ve bulguları özetleyerek ilgili sonuçları belirtiyordu. Ancak bu yaklaşımın ciddi sınırlılıkları bulunmaktaydı.

Birinci sınırlılık, bu yaklaşımdaki doğal öznelliktir. Çalışma setleri belirlendikten sonra bir derleyici, geniş çalışmalara daha fazla güvenebilirken; bir diğeri, çalışmaların niteliklerine; başka biri de çalışma ağırlıklarına güvenerek karşılaştırma yapabilmekteydi. Bu da çalışmalar arasında tutarsızlığa neden olmaktaydı.

İkinci sınırlılık, olası bilgileri ortaya koyarken yarar sağlama kriterine gereken hassasiyetin gösterilmemesidir. Anlatı derlemelerinde kesin sonuçlara ulaşabilmek için etki büyüklüğünün çalışmadan çalışmaya tutarlı olması gerekiyorsa da sıklıkla etki büyüklüğü, çalışmadaki faktörler nedeniyle değişebilmektedir. Bu nedenle uygun sentezi yapabilmek için etki büyüklüğünün bu faktörlerle nasıl değiştiğinin anlaşılması gerekir. Fakat anlatı derlemelerinde bu oldukça zor anlaşılmaktadır [7]. Bu nedenlerden dolayı 80'lerin



ortalarından itibaren ve 90'larda daha da belirginleşerek araştırmacıların çalışmaları, sistematik derleme ve meta analiz yönünde evrilmiştir.

Meta analizi günümüzde oldukça popüler bir yöntem olarak karşımıza çıkmaktadır. Bununla birlikte analizin temelleri, sosyal bilimler alanında, 1900'lü yıllara dayanmaktadır. Bu alanlar, eğitim, psikoloji ve suç bilimi olarak sıralanabilmektedir. İlk olarak Pearson, aynı konuya ilişkin korelasyonları inceleyen araştırma sonuçlarının ortalamasıyla ilgilenmiştir. Çalışma sonuçlarını birleştirmenin nicel yöntemleri, ilk kez 1930'ların başlarında tanımlanmış, ziraat ve tıp alanındaki çalışmaların birleştirilmesinde istatistiksel yöntemler kullanılmıştır [8,9]. Fisher [10], farklı denemelerden bulunan olasılık sonuçlarını birleştirme yöntemi geliştirmiştir [11]. Cochran, farklı yer, zaman ve birimlerde uygulanmış araştırmaları uygun biçimde bir araya getirerek parametre değerlerini kestirmek için ortak bir karşılaştırma yöntemi geliştirmiştir [9]. 1970'lerde ilgi büyümüş ve özellikle sağlık alanında ilk uygulamaları görülmüştür. Uzun bir uyku halinden sonra, Meta Analizi, 1970'lerin sonunda sosyal ve davranış bilimcilerin ilgisini çekmiştir. Glass [11]'in terimi icat etmesiyle, bazı araştırma ekipleri psikoterapi etkileri [12], başarı üzerine sınıf büyüklüklerinin etkileri [13] ve kişiler arası beklenti etkileri [14] ile ilgili çalışmaların sonuçlarının sentezini yapmak için istatistiksel metotlar kullanmışlardır [15]. 80'lerin ortalarında sosyal politikalar için birleştirme çalışmalarına bilimsel, genel bir yaklaşım tanımlamışlardır. Hedges ve Olkin, meta analizi için istatistiksel metotlar geliştirmişlerdir [16].

Sacks ve arkadaşları rassal kontrollü klinik denemelerin analizini incelemiş ve genel olarak meta analizinin dört amacı olduğuna karar vermişlerdir [8, 17]. Bunlar; örnek büyüklüğünü arttırmak suretiyle istatistiksel anlamlılığı arttırmak; belirli bir konuda yapılmış, birbirinden bağımsız birden çok çalışmanın sonuçları, birbirine uygun düşmediği zaman belirsizlik hakkında karar vermek; etki büyüklüğünün ("effect size") tahminlerini geliştirmek; çalışmanın başında düşünülmeyen sorulara yanıt bulmak. Bütün bu açıklamaların ışığı altında meta analizin amaçları genel olarak şu şekilde verilebilir: (1) Bilimsel literatürde ortaya çıkan tutarsızlıkları değerlendirmek ve nedenlerini incelemek, (2) Gerçekte bireysel çalışmaların amaçları olmayan konuları da analiz etmek, (3) Çalışmalar arasında ortaya çıkan heterojenliğin doğru kaynaklarını bulmak, (4) Genellikle örnek hacimleri küçük olan çalışmaları birleştirerek birleştirilmiş örnek hacimlerini arttırmak suretiyle parametre tahminlerinin kesinliğini ve gücünü arttırmak, (5) Sonuçları maliyet-yarar dengesini

bozmadan kestirmek, (6) İleride yapılacak çalışmalara ve alınacak politika kararlarına yardımcı olmak, (7) Elde edilen bulgulara göre ileride incelenmesi gereken yeni araştırma konuları ortaya çıkarmak [8, 18].

Birçok meta analizinin ana ögesi, verilerin istatistiksel olarak sentezlenmesidir. Bununla birlikte meta analizinde her çalışma için matematiksel bir ağırlık da belirlenebilmektedir. Meta analizinde kullanılan formüller, birincil çalışmalar için kullanılan formüllerin uzantısıdır. Birincil çalışmalarda genel olarak ortalamalar ve standart sapmalar rapor edilmektedir. Eğer uygunsa varyans analizi ya da çoklu regresyon da tanımlama için kullanılabilir. Meta analizinde de benzer teknikler uygulanabilir. Ayrıca burada etki ve çalışma seviyeleri ile ortak değişken (kovaryete) arasındaki ilişki de belirlenebilmektedir [7].

Meta analizinin avantajlarının yanı sıra birçok dezavantajları da mevcuttur. Meta analizinin avantajları:

- i. Nedenlerin çeşitliliği için kullanılabilir olması
- ii. Sadece uygulamadaki etkilerin birleştirilmiş bulguları için değil, aynı zamanda bu bulguların uygulanmasını desteklemek için de kullanılabilir olması
- iii. Geleneksel anlatı özetlerinin doğasında olan önemli sınırlılıkların üstesinden gelebilir olması
- iv. Sistemik metotlar derleme sürecinde belli bir disiplini dayatırken, meta analiz çok sayıda çalışmanın sonuçlarının özetlenmesinde etkili bir yol sağlaması ve önceden tanımlanmamış birlikteliklerin ortaya çıkarabilmesi. Henüz var olan sentezlerin kalitesinde değişikliğe yol açacak belli standartlar vardır; ancak, dikkatle yürütüldüğünde meta analiz, araştırma bulguları için geleneksel anlatı derlemelerinde mevcut olmayan bir şeffaflık sunması şeklinde sıralanabilir. Burada özellikle iv. madde de belirtilen disiplin ve şeffaflık, yanlılığı en aza indirmektedir. Meta analiz dezavantajları ise:

- i. Meta analizi araştırılan konu için büyük bir dikkat ve disiplin gerektirmesi
- ii. Literatür taramasının çok zaman alıcı olması
- iii. Araştırılan konu üzerinde fikir birliği olmayan, herhangi bir uzlaşma noktası bulunmayan çalışmaları bir araya getirmek için uygun çalışmalara ulaşılması ve bunların analize dahil edilmesi şeklinde verilebilir [18].

Bir meta analizi çalışmasının yürütülmesi, genel olarak şu aşamaları içerir: (1) Problemi tanımlama, (2) Meta analizine bireysel çalışmaları dâhil etme kriterlerini belirleme, (3) Bireysel araştırmaları elde etme, (4) Meta analizi ile ilişkili karakteristiklere göre her bir çalışmayı kodlama ve sınıflandırma, (5) Bireysel çalışmaların bulgularını birleştirme, (6) Meta analizinin karakteristikleriyle birleştirilmiş bulguların ilişkisini kurma, (7) Meta analizinin bulgularını rapor etme.

Bütün bunlarla birlikte son zamanlarda meta analizinde istatistiksel güç çalışmalarına da literatürde yer verilmeye başlanmıştır. Çünkü güç hesaplamaları, sağlam istatistiksel planlamanın vazgeçilmez bir parçasıdır.

Araştırmacılar, meta analizinde istatistiksel güç üzerinde çalışmanın gerekliliğine vurgu yapmışlardır. İlk olarak Field, çeşitli koşullar altında meta analizindeki modeller için farklı etki büyüklükleri ile ilgili çalışmalar yürütmüş ve sonunda etki büyüklüklerinin hangi koşullarda daha güçlü sonuçlar verdiğini göstermiştir [19]. Hedges ve Pigott ise sabit ve rastgele etkiler modelleri için analitik güç hesaplamaları ile ilgili prosedürler sunmuşlardır [20]. Analitik güç, etki büyüklüğü olarak kullanılan istatistiğin örnekleme dağılımı yardımıyla hesaplanan güç demektir. Cohn ve Becker, meta analizinde sıklıkla karşılaşılan problemlerden birinin istatistiksel güçteki düşüklük olduğunu vurgulamış ve gücün nasıl artırılabilceğinin yollarını aramıştır [21]. Ayrıca Hedges ve Pigott, meta analizinde sabit ve karma etkiler moderator testlerinin istatistiksel güç hesaplamaları ile ilgilenmiştir [22]. Cafri ve Kromrey, literatürde yer alan meta analizinde istatistiksel güç hesaplamalarının düzenli uygulamalarının teknik bir uzmanlık gerektirmesi ve uzun zaman alması dolayısıyla bu hesaplamalar için bir yazılım geliştirmiştir [23]. Valentine, Pigott ve Rothstein, meta analizinde yüksek istatistiksel güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimleri miktarını belirlemeye çalışmıştır [24]. Liu, sabit ve rastgele etkiler meta analizi modellerinde standartlaştırılmış ortalama fark etki büyüklüğü için analitik güç ve simülasyona dayalı güç arasındaki farklılıklar ile dengeli olmayan tasarım ve eşit olmayan örnek hacimlerinin istatistiksel güce etkisini araştırmıştır [25]. Simülasyona dayalı güç; çalışma sayısı, örnek hacimleri, etki büyüklüğü, birinci tip hata ve simülasyon sayısı gibi koşullar altında yazılım programları yardımıyla hesaplanan güç demektir. Liu ve Pan, meta analizinde istatistiksel güç için literatürdeki formüllerin doğrulukları konusunda yeterli kanıt olmadığını ileri sürmüş ve testin gücü hesaplaması için simülasyon çalışmalarını, alternatif bir yol olarak kullanmıştır [26].

Bu çalışmada korelasyon katsayısının etki büyüklüğü olarak kullanıldığı meta analizlerde testin gücü incelenmesi amaçlanmıştır. Güç hesaplamasında analitik güç ve simülasyona dayalı güç yöntemleri kullanılması planlanmıştır. Çalışma kapsamında üzerinde yoğunlaşılması hedeflenen iki araştırma sorusu:

- i) Korelasyon katsayısının etki büyüklüğü olarak kullanıldığı meta analizlerde sabit ve rastgele etkiler modelleri için hesaplanan analitik güç ile simülasyon gücü arasında herhangi bir fark var mıdır?
- ii) Çalışmalar arasındaki eşit olmayan örnek hacimleri istatistiksel gücü nasıl etkiler?

olarak belirlenmiştir.

Meta analizinde istatistiksel güç hesaplamaları ile ilgili yapılan çok fazla çalışma bulunmamaktadır. Yapılan çalışmaların bazıları kullandıkları etki büyüklüğü ile ilgili sadece analitik güç hesaplaması yapmıştır [20]. Kimi araştırmacılar da belirledikleri koşullar altında yine kullandıkları etki büyüklüğü ile ilgili güç hesaplamasını sadece Monte Carlo simülasyonu ile gerçekleştirmiştir [19]. Meta analizinde etki büyüklüğü olarak standartlaştırılmış ortalama farklarının kullanıldığı etki büyüklüğü testleri ile ilgili güç hesaplamasında hem analitik güç yönteminin hem de simülasyona dayalı güç yönteminin kullanıldığı çalışmalar da vardır [25, 26].

Testin gücü hesaplamalarında etki büyüklüğü olarak ele alınan istatistiğin örnekleme dağılımından yararlanılmaktadır. Bu bağlamda korelasyon katsayısının etki büyüklüğü olarak kullanıldığı meta analizinde de testin gücünün hesaplanabilmesi için korelasyon katsayısı istatistiğinin örnekleme dağılımının kullanılması gerekmektedir. Ancak; hem örnek korelasyon katsayısı istatistiğinin varyansı korelasyon katsayısının kendisine bağlı olduğundan hem de bu istatistiğin örnekleme dağılımı sağa ya da sola çarpık olduğundan doğrudan testin gücü hesaplamasında kullanılamamaktadır. Bunun yerine korelasyon katsayısı istatistiği üzerinde tanımlanan ve Fisher'in  $Z$  dönüşümü olarak bilinen Fisher  $Z$  istatistiğinin kullanılması önerilmektedir [19, 20, 27]. Çünkü özellikle örnek hacimlerinin büyük olduğu durumlarda bu istatistiğin örnekleme dağılımının asimptotik olarak normal dağılıma yaklaştığı bilinmektedir (Bölüm 2.1.1). Bu sebeple testin gücünün hesaplanmasında analitik güç yöntemi büyük hacimli örneklerde gerçek gücü belirleyebilir, ancak küçük hacimli örneklerde analitik güç yöntemi ile elde edilen güç, testin gerçek gücü

olma noktasında kuşku taşıyacaktır. Bunun nedeni ilgili etki büyüklüğü istatistiğinin örnekleme dağılımına ilişkin formüllerin küçük örnek hacimleri için geçerli olmamasıdır. Dolayısıyla küçük hacimli örnekler için testin gücü hesaplamasında simülasyona dayalı güç yönteminin kullanılması daha başarılı sonuçlar verebilir.

Yapılan tez çalışmasında öncelikle, korelasyon katsayısının etki büyüklüğü olarak ele alındığı bir meta analizinde, sabit etkiler modeli ile rastgele etkiler modelinde eşit ve eşit olmayan örnek hacimleri durumları için kullanılan istatistiksel testlere ait testin gücü hesaplamaları üzerinde durulmuştur. Bunlardan genel etki büyüklüğüne ait testin gücü hesaplamaları, analitik yöntem ve simülasyona dayalı güç kullanılarak elde edilmiştir. Böylece korelasyon katsayısının, etki büyüklüğü metriği olarak kullanıldığı bir meta analizinde, istatistiksel güç simülasyonu ile analitik güç arasında bir fark olup olmadığı konusu her iki model için de incelenmiştir. Analitik güç ve simülasyona dayalı güç hesaplamaları için R programında gerekli kodlamalar yapılmıştır. Ayrıca; daha önceden yapılmış bir meta analizi çalışması üzerinde de analitik güç yöntemi kullanılarak istatistiksel güç hesaplamaları yapılmıştır.



## 2. META ANALİZİ

Meta analiz kısaca, çalışma serilerindeki sonuçların istatistiksel olarak sentezlenmesini ifade etmektedir. Meta analizi çalışmalarının ana kavramı etki büyüklüğüdür. Bunun yanı sıra etki büyüklüğünün tahminindeki hassasiyet ve konu alanı ile ilgili genel etki önemli kavramlar olarak bilinmektedir.

Etki büyüklüğü; test sonucunda doğru olarak saptanmak istenen en küçük değişim miktarını gösteren bir ölçüdür ve meta analizindeki bağımlı değişkeni ifade eder. Genellikle, iki değişken veya iki grup arasındaki ilişkinin ya da uygulama etkisinin büyüklüğünü yansıtır şeklinde tanımlanır. Çalışmalar arası karşılaştırılabilir, örneklemden bağımsız ve araştırmanın büyüklüğünü gösteren, standartlaştırılmış veya dönüştürülmüş her metrik, etki büyüklüğü olarak kullanılabilir. Her bir çalışma için etki büyüklükleri hesaplanmaktadır. Bu hesaplamalardan sonra çalışmalar arasındaki etkinin uygunluğu ve konu alanındaki genel etkinin ne olduğunun belirlenmesinde bu etki büyüklükleri kullanılarak işlem yapılmaktadır [7].

Hassasiyet; etki büyüklüğü tahminindeki hassasiyet, standart hata, varyans ya da güven aralığı ile ifade edilmektedir. Her bir etki büyüklüğü katsayısı için hassasiyeti etkileyen bazı faktörler vardır. Bunlar örnek hacmi ve çalışma desenleridir [7]. Geniş örnek hacimleriyle yapılan çalışmalarda, etki büyüklüğü daha hassas tahmin edilmektedir. Ayrıca çalışma deseni ele alındığında eğer eşleştirilmiş gruplarla çalışılıyorsa hassas tahmin yapılabilirken, kümelenmiş gruplarla çalışılıyorsa hassasiyeti daha düşük tahminler yapılabilir.

Etki büyüklüğünün seçiminde üç önemli durum vardır. Bunlar:

- a) Farklı çalışmalardan elde edilen etki büyüklükleri benzer olarak ölçtükleri değişkenlerle karşılaştırılır
- b) Etki büyüklüğü tahmininde önceki çalışmaların ham verilerini kullanarak yeniden analiz yapmaya gerek yoktur
- c) Etki büyüklüğünün iyi teknik özelliklere sahip olması gerekmektedir. Yani, örnekleme dağılımları bilinmelidir; bu nedenle varyanslar ve güven aralıkları hesaplanmalıdır.

## 2.1. Etki Büyüklüğü

Etki büyüklüğü, meta analizi çalışmasının temel kavramlarından biridir. Değişkenler arasındaki ilişkinin büyüklüğünü ve yönünü yansıtan bir metrik olarak tanımlanabilir. Bu ilişkinin yönü ve büyüklüğü göz önüne alındığında bu durum ile ilgili herhangi bir ölçüm (ortalama, oran, korelasyon katsayısı vs.) etki büyüklüğü olarak kullanılabilir. Ayrıca bu etki büyüklükleri için güven aralığı tahminleri yapılabilir ve bu tahmin(ler), çalışmalar arasında karşılaştırılabilir. Çoğu etki büyüklüğü metriği; oranlar, ortalamalar ve korelasyon katsayılarıyla alakalı üç ana kategoriye ayrılır. Bu kategorilerin her biri kendi içinde etki büyüklüğünü ifade eder ve bunları hesaplamak için bazı yollar bulunmaktadır. Bu bölümde sistematik derleme ve meta analizinde çok yaygın olarak kullanılan etki büyüklüğü istatistikleri üzerinde durulmuştur.

Etki büyüklükleri, dikotom (iki seçenekli) ve sürekli değişkenlere ait veriler için kullanılmaktadır. Dikotom değişkenler sadece iki kategoriye sahiptir ve sıklıkla bir özelliğin ya da olayın varlığı (1) ya da yokluğunu (0) ifade etmek için kullanılır. Her istatistiksel birimin bu tür değişkenlerde sadece bir değer (0 veya 1) almasına rağmen gruplanmış verilerde oranlar olarak ifade edilir. Örneğin; gebelik dikotom bir değişken olmasına rağmen, biz gebe olan bir gruptaki kadınların oranı ile ilgilenir ve farklı gruplardaki gebelik oranlarını karşılaştırmak isteyebiliriz. Sürekli değişkenler, nümerik bir ölçekte ifade edilebilen değerlerin aralığı olarak ele alınabilir. Genellikle, sonuçların sıklığı veya süresini ifade etmek için dikotom değişkenlere ek olarak kullanılırlar. Test veya ölçek skorları da sürekli değişkenlerdir ve yaygın olarak meta analizinde sonuç ölçümleri olarak kullanılırlar. Örneğin; başarı testleri, depresyon envanterleri, semptom kontrol listeleri yaygın olan sürekli sonuç ölçümleridir [28].

Yapılacak bir meta analizi çalışması için ilgili çalışmanın amacı, çalışma dizaynı ve veri formatı, etki büyüklüğünün seçiminde yol gösterici olmaktadır. Nedensel çıkarımların belli türlerini ve müdahale etkilerini test etmeyi amaçlayan çalışmalarda; örneğin, ön-test / son-test grupları ya da deney/kontrol grupları gibi çalışmalarda kullanılması gereken etki büyüklüğü türleri, ortalama skorları veya oranlar olmalıdır. Nedensel yön çıkarımları yapılmadan değişkenler arasındaki ilişkiyi değerlendiren çalışmalarda kullanılacak etki büyüklüğü ise korelasyon gibi ilişki ölçümleri olabilmektedir.



Meta analizi için kullanılan çalışmalarda yığın parametrelerinin tahmin edicisi olarak bu istatistikler (ortalama, oran veya korelasyon) kullanılmaktadır. Olasılık teorisine göre birden fazla örnekten elde edilen verilerin tahminleri yığın parametresi etrafında dağılım gösterecektir. Meta analizi de bu teorinin bağlı bulunduğu mantıktan beslenmektedir. Daha açık bir ifadeyle, etki büyüklüklerine ait tahminlerin yığını daha iyi temsil edebilmesi için güvenilmesi gereken şey, farklı çalışmalardaki tahminler olmalıdır. Yalnız burada bilinmelidir ki tüm tahminler yaklaşık bir değerdir ve tahmine eşlik eden kesinlik düzeyini gösteren bir güven aralığı ile birlikte sunulmalıdır. İlgili yığından çekilen örneklerin tümü için  $(1 - \alpha)$  olasılıkla yığın parametresini kapsayacak bir güven aralığı hesaplaması yapılabilir. Bu güven aralıkları, örnek hacimleri ve örnek içi varyans miktarına bağlı standart hatalar yardımıyla hesaplanabilmektedir. Standart hata ise tahminlerin bir hassasiyet ölçüsüdür ve olabildiğince küçük olması beklenir. Çünkü küçük standart hatalı tahminler, büyük standart hatalı tahminlere göre daha kesin sonuçlar vermektedir. Ayrıca güven aralığının genişliği, örnek hacimleri ile ters, örnek varyansı ile doğru orantılıdır.

Bir sistematik derlemede veya meta analizde istatistiksel birim, çalışmanın kendisidir. Meta analizi için bağımsız etki büyüklüklerine ihtiyaç vardır. Veri seçme formları çalışmalardaki tanımlayıcı bilgileri ele alır. Bunlar, müdahale özellikleri, örnek karakteristikleri, araştırma tasarımı ve uygulama konuları (uygulamanın kalitesini değerlendirmede ihtiyaç duyulan bilgi), sonuç ölçümleri, veri toplama süreci, ham veri ve etki büyüklükleri için ihtiyaç duyulan istatistiksel bilgilerdir [28].

Literatür incelemelerinin sonucunda görülmüştür ki dikotom veri için yaygın olarak kullanılan etki büyüklüğü odds oranıdır (*OR*). Odds bir olayın olma olasılığının, olmama olasılığı ile karşılaştırılmasını sağlar. *OR* iki oddsun karşılaştırılmasıdır yani, bir olayın birinci gruptaki olabilme oddsunun diğer gruptaki olabilme odsuna oranıdır denilebilir. Risk oranı (*RR*) da benzer bir ölçümdür ve yorumlaması *OR*'den bir nebze daha kolaydır. *OR*, gibi *RR* de bir olayın birinci grupta gerçekleşme olasılığını diğer grupta gerçekleşme olasılığı ile karşılaştırır. İfade biçimi bakımından birbirine benzer gibi görünse de istatistiksel açıdan risk ve oddsun aynı şey olmadığını belirtmek gerekir. Risk, bir olayı deneyimleyen kişilerin sayısının gruptaki toplam kişi sayısına bölünmesiyle elde edilir. Buna karşılık odds hesaplanırken paydada bir olayın olmama durumu kullanılır. Odds 0 ile sonsuz arasında değer alırken; risk, 0 ile 1 arasında değer almaktadır. Dolayısı ile risk, yüzdelere ve olasılık ifadelerine daha kolay dönüştürülebilmektedir. Bununla birlikte hem

*OR* hem de *RR* de görece etkinin bir ölçüsüdür. İki oran için 1 değeri, her iki grupta da olayın aynı şekilde gerçekleştiği anlamına gelir. 1'den büyük değerler, artan odds veya riski temsil ederken; 1'in altında değerler azalan odds veya riski temsil eder [29].

Dikotom veri için üçüncü bir istatistik risk farkıdır (*RD*, aynı zamanda mutlak risk farkı *ARR* olarak da anılmaktadır). *RD*, mutlak bir etki ölçüsüdür. Bu, deney grubu için olan riskten, kontrol grubu için olan riskin çıkarılması ile elde edilir.

Bazı etki büyüklüğü ölçümlerini sürekli veriler için kullanmak daha uygundur. Bunlar grup ortalamaları arasındaki farklar, standartlaştırılmış ortalama farkı ve iki sürekli değişken arasındaki korelasyonlar ile ilgilidir. Ancak burada bu etki büyüklüğü ölçümlerinin, kesikli durumlar söz konusu olduğunda kullanılamayacağı gibi bir kaide olmadığı da belirtilmelidir

Araştırmacıların ölçeklerin sonuçlarını raporlamaları için kullanacakları çeşitli yollar vardır. Bazıları ham veriyi kullanabilirken diğerleri standartlaştırılmış *Z* skorunu kullanabilirler. Ortalama farkı için basitçe deney grubunun ortalaması ile kontrol grubunun ortalaması arasındaki fark denilebilir. Aynı zamanda Cohen'in *d*'si olarak da bilinen standartlaştırılmış ortalama fark (*SMD*) içinse, birincil çalışmalarda skorlar farklı yollarda raporlanmışsa veya farklı ölçekler aynı düzene ulaşmak için kullanılmışsa daha kullanışlıdır denilebilir [30].

Glass (1976) *SMD*'den biraz farklı olan ortalamalardaki farklar için bir etki büyüklüğü ölçüsü önermiştir. Glass'ın formülünde ortalama fark, kontrol grubunun standart farkına bölünür. Bu, deneme skorlarda ek varyasyon sağladığında daha kullanışlıdır [11].

Littell ve arkadaşlarının belirttiğine göre Hedges (1981), *SMD*'lerin küçük çaplı örneklem için özellikle 20'den az katılımcının olduğu durumlarda yukarıya doğru bir yanlılık oluşturduğunu göstermiştir. *SMD* için Hedges'in *g*'si olarak bilinen ve küçük çaplı örneklem yanlılığında kullanılmak üzere basit bir düzeltme önerilmiştir [28]. İki sürekli değişken arasındaki ilişkinin yönünü ve şiddetini ifade eden korelasyon katsayısı da bir etki büyüklüğü metriği olarak kullanılabilir.

Buraya kadar genel bir özetleme yapmak istersek; uygulamalarda birincil çalışmalarda kullanılan veri türü, genellikle daha kolay ve açık, etki büyüklüğü seçme kriterini belirlememizi sağlar. Daha açık bir ifade ile birincil çalışmalarda raporlanan veri özetleri, eğer iki grubun ortalamalarına ve standart sapmalarına göre hesaplanmışsa uygun etki

büyüklüğü, genellikle ya ham verilerin ortalamalarındaki farkı, ya ortalamalardaki standartlaştırılmış farkı ya da uygulama (tepki) oranını ifade etmektedir.

Özetlenen veriler, olayın görülme ve görülmemeye gibi ikili grupların sonuçlarına göre hesaplanmışsa uygun etki büyüklüğü, genel olarak risk oranını, olasılık oranını (odds oranı) ya da risk farklılığını ifade eder. Birincil çalışmada iki değişken arasındaki korelasyon kullanılarak hesaplama yapılmışsa, bu durumda korelasyon katsayısının kendisi etki büyüklüğünü temsil eder [31].

Bütün bunlarla birlikte literatürde kullanılan başka etki büyüklüğü ölçüleri de mevcuttur. Daha az yaygın olan etki büyüklüğü metrikleri zaman-olay verileri için hazard oranlarını, sıralı en küçük kareler regresyon katsayısını, faktör analizinin sonuçlarını ve ROC eğrilerinden elde edilen verileri içerir. Bu metriklerin çoğu için meta analitik teknikler, hâlâ geliştirilmektedir [28]. Buna göre çalışma deseni dikkate alınarak etki büyüklüğünün belirlenmesinde Çizelge 2.1 bir araç olarak kullanılabilir.

Meta analizine dâhil edilecek her bir çalışma için etki büyüklükleri hesaplanmaktadır. Çünkü çalışmalar arasındaki etkinin uygunluğu ve konu alanındaki genel etkinin ne olduğunun belirlenmesinde bu etki büyüklüğü kullanılır.

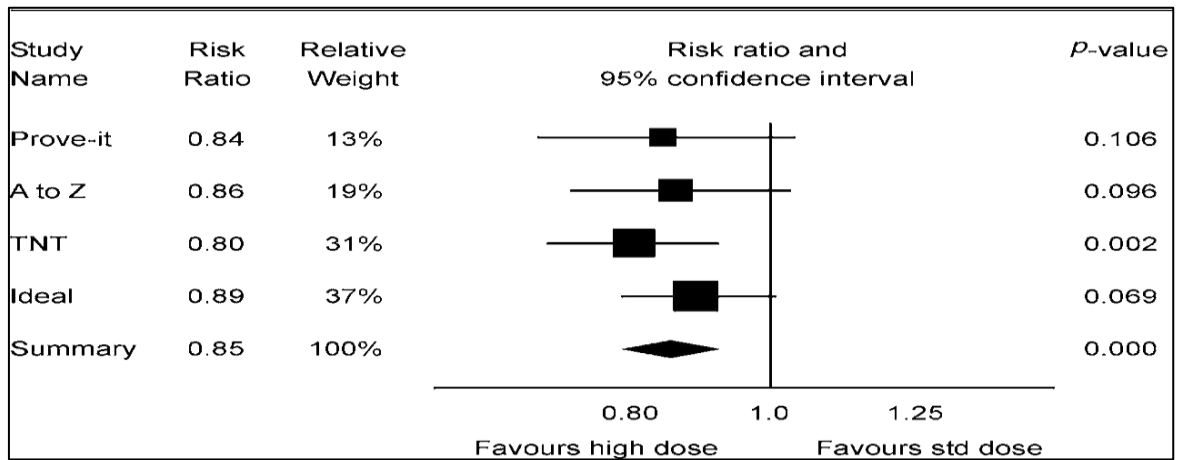
Bir meta analizinin temel amaçlarından biri de genel etki büyüklüğünün ne olduğunun saptanmasıdır. Genel etki, çalışmalara ait etki büyüklüklerinin (gerçek etki büyüklüğü) ağırlıklı ortalaması olarak ifade edilir.

Çizelge 2.1. Çalışma desenlerine göre etki büyüklükleri

Etki Türü	Etki Büyüklüğü	Çalışma Deseni
A. Ortalamalar kullanılarak etki büyüklüğünün hesaplanması	1.Ham (Standartlaştırılmamış) ortalamaların farkı ( $D$ )	a) Bağımsız gruplarla yapılan çalışmalar
		b) Bağımlı gruplarla (Eşleştirilmiş ya da ön test-son test desenleri) yapılan çalışmalar
	2.Standartlaştırılmış ortalamaların farkı ( $d$ ya da $g$ )	a) Bağımsız gruplarla yapılan çalışmalar
		b) Bağımlı gruplarla (Eşleştirilmiş ya da ön test-son test desenleri) yapılan çalışmalar
B. İki değer alan verileri (2x2 Çizelgeları) kullanarak etki büyüklüğünün hesaplanması	1. Risk oranı ( $RR$ )	Bağımsız gruplarla yapılan çalışmalar
	2. Olasılık oranı ( $OR$ )	Bağımsız gruplarla yapılan çalışmalar
	3. Risk farkı ( $RD$ )	Bağımsız gruplarla yapılan çalışmalar
C. Korelasyon verilerini kullanarak etki büyüklüğünün hesaplanması	1. Korelasyon ( $r$ )	Bir gruplu çalışmalar

Bir meta analizi örneği etki büyüklüğü olarak risk oranının kullanıldığı durum için Çizelge 2.2’de verilmiştir.

Çizelge 2.2. Örnek bir meta analizi çizelgesi (miyokardiyal enfarktüs ve ölüm arasındaki statin dozunun etkisi) [3]



Her çalışmanın etki büyüklüğü, bir kare ile temsil edilir. Çizelge 2.2’de yer alan örnek meta analizi sonucuna göre; her çalışma için etki büyüklüğü sola düşmüştür. Ayrıca en büyük etki büyüklüğüne sahip olan çalışma, merkezden en uzakta olması sebebiyle TNT çalışması; en küçük etki büyüklüğüne sahip olan çalışma da merkeze en yakın olan çalışma olan Ideal çalışmasıdır.

Bunun yanında her çalışmaya ait etki büyüklüğü bir güven aralığına sahiptir. Çalışma hassasiyetinin ne olduğuna bu güven aralıkları sayesinde karar verilir. Bununla birlikte hassasiyet, standart sapma ve güven aralığı kavramları ile bağlantı içindedir. Bir meta analizi yapıldıktan sonra elde edilen grafik üzerinden; (a) karenin kapladığı alan çalışma varyansı ile ters orantılıdır, (b) karelerin herhangi bir kenarı çalışmanın standart hatası ile ters orantılıdır ve (c) her bir kare için güven aralığı, çalışmanın standart hatası ile doğru orantılıdır, yorumları yapılabilir. Buna göre Çizelge 2.2 üzerinden; Ideal çalışmasının güven aralığı, Prove-it çalışmasının güven aralığından daha dar olduğu belirlenir ve buna göre Ideal çalışmasının en yüksek hassasiyete sahip olduğu çıkarımında bulunulabilir.

Ayrıca bir çalışmanın ağırlığı, yapılan bir meta analizi sonucunda çalışmalar arasındaki tutarlılığın belirlenmesinde önemlidir ve hassasiyet ile pozitif yönlü bir ilişki içindedir. Çalışma ağırlığına karelerin büyüklükleri üzerinden karar verilmektedir. Etki büyüklüğünü temsil eden kare ne kadar büyükse çalışma ağırlığı da o kadar büyüktür ve çalışma ağırlığı ne kadar büyükse ilgili çalışma da o kadar tutarlıdır. Buna göre Çizelge 2.2 incelendiğinde; TNT ve Ideal çalışmalarına ait etki büyüklüklerini temsil eden kareler daha büyük olduğundan çalışma ağırlıklarının da daha büyük olduğu söylenebilir.

Meta Analizi için her bir çalışmadan hesaplanacak etki büyüklükleri, standartlaştırılmış ortalama fark, odds oranı, risk oranı, risk farkı ve korelasyon katsayısı gibi bir istatistik olabilir.

Şimdi belli bir konu üzerinde çalışılmış  $k$  tane bağımsız çalışmanın ele alındığını kabul edelim.  $\theta_i$ ,  $i$ . çalışmaya ait yığın etki büyüklüğü parametresi olsun. Bu çalışmalardan etki büyüklüğü tahminleri elde edilsin ve  $\theta_i$  parametresinin tahmin edicisini  $T_i$  ile gösterelim. Bu durumda büyük hacimli örnekler için  $T_i$  tahmin edicisinin örnekleme dağılımına ait bir varsayım merkezi limit teorisi gereğince

$$T_i \sim N(\theta_i, v_i); \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (2.1)$$

şeklinde olur. Meta analizinde çalışmaların birleştirilmesinde kullanılan etki büyüklüğünün önemliliğinin incelenmesi, tercih edilen model türüne göre yapılır. Çünkü  $\theta_1 = \dots = \theta_k = \theta$  eşitliği ile tanımlanan gerçek etki büyüklüğü  $\theta$  parametresi model türüne göre bir sabit etki veya bir rastgele etki olabilmektedir. Bu sebeple gerçek etki büyüklüğünün önemlilik testi model türüne göre Bölüm 2.3.1 ve Bölüm 2.3.2’de verildi. Meta analize katılan çalışmalar için etki büyüklüklerinin benzerliği heterojenlik testi ile incelenmektedir. Heterojenlik testi ve heterojenliğin önemli olması durumunda gerekli olan heterojenlik ölçüsü detaylı olarak Bölüm 2.2’de incelendi.

## 2.2. Heterojenlik

Meta analizine dâhil edilen çalışmalar arasındaki değişkenliğe heterojenlik denir. Yapılacak olan bir meta analizi çalışması için farklı yığın ve konu dâhilinde bulunan karakteristik özelliklerin ve değişkenlerin çalışmanın etki büyüklüğü olarak ifade edilen ölçütleri ile modellenebilir olması gerekmektedir [32]. Bununla birlikte Demirel’in belirttiğine göre; Kish, araştırmaların birleştirilmesi işleminde heterojenlik durumunun bir etkisi olduğu belirlemiştir. Bu etkinin belirlenmesinde, standart araştırma elementleri olarak bilinen tanımlama, metot, ölçüm ve model gibi durumları kullanmış fakat örnekleme büyüklüğüne ait kaynakların kullanımının farklılık gösterdiğini ele almıştır. Dolayısıyla meta analizinde farklı çalışma sonuçlarında var olan heterojenliğin örnekleme değişimi ile basit şekilde açıklanamadığını belirtmiştir [8].

Bir meta analizi çalışması yaparken ele alınan çalışmalardan elde edilen etki büyüklüklerine ait tahmin değerleri birbirinden farklılık göstermektedir. Burada önemli olan bu farklılığın hangi durumlarda önemli, hangi durumlarda göz ardı edilebilecek farklar olduğunun belirlenmesidir.

Demirel (2005)’e göre Bailar ve Mosteller (1994), bu ayrımın yapılması ile ilgili çalışmalardaki heterojenliğin olup olmadığına hem istatistiki açıdan hem de grafiksel açıdan incelemenin oldukça fayda sağlayan bir yöntem olduğunu savunmuşlardır [8].

Eğer heterojenlik için istatistiksel test, düşük bir  $p$ -değeri gösteriyorsa çalışmaların bulguları arasındaki farklar ihmal edilemez. Ancak, heterojenlik için testler düşük bir güce sahiptir ve net bir şekilde tanımlanmış anlamlılık düzeyi yoktur. Bu nedenle,  $p$ -değeri çok yüksek olmadıkça olası heterojenlik aynı zamanda görsel olarak da incelenmelidir [33].

Heterojenlik genelde, klinik, metodolojik ve istatistiksel olmak üzere üç kategoriye ayrılır. Klinik heterojenlik (klinik farklılık), deneklere, yapılan müdahaleye ve çalışmadaki sonuç değişkeninin çeşitliliğine göre çalışmalardaki klinik farklılık olarak tanımlanmaktadır. Hastaların yaşı, cinsiyeti, tedavi yöntemindeki farklılıklar klinik heterojenliğin göstergesidir. Metodolojik heterojenlik, deneme düzeni ile ilgili heterojenliktir. Çalışmanın kalitesi, çalışmanın süresi ve kullanılacak olan istatistiksel yöntemlerin farklılığı metodolojik heterojenliğin bir göstergesidir. Bu nedenle, İstatistiksel heterojenlik etki büyüklüklerindeki değişkenlikle ilişkilidir [18, 34]. Biz İstatistiksel heterojenlik ile ilgileneceğiz.

Heterojenlik analizi, etki büyüklüklerinin bir çalışmadan diğer bir çalışmaya nasıl değiştiğini gösteren bir ölçüttür ve etki büyüklüğünün varyansı ile örneklemin beklenen hatasının farklılık gösterip göstermediğini incelemeyi amaçlar. Meta analizinde farklı çalışmalardan elde edilen etki büyüklüğünün nokta tahminlerinin farklı olması zaten beklenen bir durumdur. Önemli olan, “farklılık önemsizdir” demenin uygun olup olmayacağıdır. Bir meta analizinde sonuçların birleştirilmesi işleminden önce heterojenlik için istatistiksel testlerin yapılması ve grafiksel gösterimlerin incelenmesi gerekir. Eğer çalışmalar ve sonuçlar arasında tutarsızlık varsa heterojenlik uygun olan istatistiksel yöntemlerle analiz edilmeli ve çalışmanın homojenliği sağlanmalıdır. Aksi durumda bilgiler istatistiksel açıdan güvenilir olmayabilir [7, 35].

Meta analizinde heterojenlik, çalışmalar arası varyans anlamlı derecede arttığında söz konusu olur. Varyansın büyümesinin iki nedeni olabilir; birincisi, çalışmalar arasında kullanılan yöntem farklılığı, diğeri ise çalışmalarda bireysel olarak yapılan analizlerde etki büyüklüğünün farklı alınmış olmasıdır. Heterojenlik testi ve heterojenlik ölçümleri çalışmalar arasındaki varyans değeri ile değil heterojenlikten dolayı artan varyans değeri ile doğrudan ilişkilidir [36, 37].

Heterojenlik değerlendirmesini yapmayı kolaylaştıran yöntemlerden biri çalışmaların bulgularının verilmesinin yanında güven aralıklarının da çizilmesidir. Çünkü güven aralıkları, elde edilen tahmin değerlerinin ne kadar kesin olduğunu ve bulguların istatistiksel olarak önemli olup olmadığının bir göstergesidir.

Çalışmalar arasındaki gerçek heterojenliğin olup olmadığını değerlendirmede kullanılan en basit ve çok yaygın olan yaklaşım Cochran (1954) tarafından önerilen Ki-Kare heterojenlik testidir. Bu test, Eş. 2.4’de verilen  $Q$  test istatistiğidir [38].

### 2.2.1. Heterojenlik için Cochran Ki-Kare testi

Bu test için  $k$ -çalışma sayısı  $\theta_i$ , ( $i = 1, 2, \dots, k$ )  $i$ . çalışmanın etki büyüklüğü ve  $\theta$ , tüm çalışmalar için genel etki büyüklüğü olmak üzere;

$$H_0: \theta_1 = \dots = \theta_k = \theta \quad (2.2)$$

$H_1$ : En az bir  $\theta_i$  farklı

hipotezleri ya da  $\sigma_B^2$ , çalışmalar arası varyans olmak üzere;

$$H_0: \sigma_B^2 = 0 \quad (2.3)$$

$H_1: \sigma_B^2 > 0$

şeklinde kurulan sıfır hipotezleri test edilir. Burada bahsedilen etki büyüklüğü, kullanılan sonuç değişkeninin özet istatistiğine göre değişmektedir. Cochran  $Q$  test istatistiği ve örnekleme dağılımı;

$$Q = \sum_{i=1}^k w_i (\hat{\theta}_i - \hat{\theta})^2 \sim \chi_{k-1, \alpha}^2 \quad (2.4)$$

şeklindedir. Burada  $\hat{\theta}_i$ ;  $i$ . çalışmanın etki büyüklüğü tahmini iken  $\hat{\theta}$ ; gözlenen etki büyüklüklerinin ağırlıklı ortalaması yani, genel etki büyüklüğü tahmini,  $w_i$ ;  $i$ . çalışma için ağırlık katsayısıdır ve  $w_i = 1/v_i$  formülüyle hesaplanır. Eğer;  $\alpha$  önem seviyesi olmak üzere;



$Q > \chi_{k-1; \alpha}^2$  ise  $H_0$  ret edilir ve çalışmalar arasında heterojenliğin var olduğuna karar verilir. Aksi takdirde çalışmalar arası varyansların homojen olduğu söylenir.

$Q$  istatistiğinin değeri meta analizine dâhil edilen çalışma sayısı arttıkça artmaktadır. Çünkü her çalışma  $Q$  test istatistiğine pozitif katkıda bulunmaktadır. Buna bağlı olarak meta analizine dâhil edilen çalışma sayısı az ise testin gücü düşük, fazla ise testin gücü yüksek olmaktadır. Yani meta analizine dâhil edilen çalışma sayısı ile testin gücü arasında aynı yönde bir ilişki vardır. Meta analizine çok sayıda çalışma dâhil edildiğinde, heterojenlik miktarı çok küçük olsa bile, bu değer test edildiğinde istatistiksel olarak anlamlı kabul edilebilir. Böyle bir durumda heterojenliğin olup olmasının yanısıra önemli olup olmamasına karar vermek de zorlaşacaktır. Bu yüzden sadece istatistiksel test ile değerlendirmek değil aynı zamanda meta analizi üzerinden heterojenliğin etkisinin de tanımlanması tavsiye edilmektedir [39]. Yani, test istatistiği olan  $Q$ , heterojenlik ölçüsü gibi tek başına kullanılmamalı; kendisi ile birlikte heterojenlik ölçüsü değerleri de hesaplanmalıdır.

Heterojenliğin var olduğu durumda, heterojenlik miktarının belirlenmesi için literatürde birçok heterojenlik ölçümü verilmektedir. Bunlar;  $H^2$ ,  $R^2$ ,  $\tau^2$  ve  $I^2$  istatistikleridir ki heterojenlik miktarı, ilk ikisinin karekökü alınarak ve diğerlerinin kendileri ile ifade edilmektedir [37, 39]. Bu çalışmada kullanılan heterojenlik ölçümü  $\tau^2$  olduğundan, burada yalnızca  $\tau^2$  heterojenlik ölçüsü tanıtılmıştır.

### 2.2.2. $\tau^2$ heterojenlik ölçüsü

Çalışmalar arası varyansı ifade eden  $\tau^2$  heterojenlik ölçüsünü tahmin etmek için DerSimonian ve Laird yönteminden yararlanılır. Bu yöntemle göre  $\tau^2$ 'nin tahmin edicisi, Cochran  $Q$  test istatistiğinin bir fonksiyonu olarak;

$$\hat{\tau}^2 = \begin{cases} \frac{Q - df}{c} ; Q > (k - 1) \\ 0 ; Q \leq (k - 1) \end{cases} \quad (2.5)$$

eşitliği ile verilir [7]. Burada  $k$  çalışma sayısı olmak üzere  $df = k - 1$  olup,  $Q$  istatistiğinin serbestlik derecesi iken, ağırlıkların bir fonksiyonu olan  $c$  sabiti;

$$c = \sum_{i=1}^k w_i - \frac{\sum_{i=1}^k w_i^2}{\sum_{i=1}^k w_i} \quad (2.6)$$

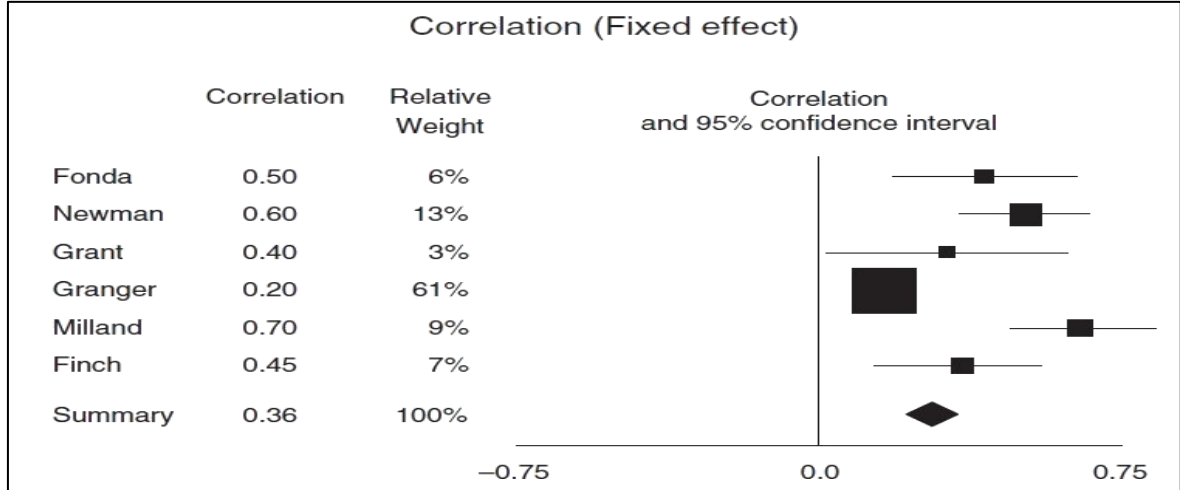
eşitliği ile ifade edilir.

### 2.2.3. Heterojenliğin değerlendirilmesinde Forest grafik yöntemi

Literatürde, heterojenliğin belirlenmesinde heterojenlik ölçütlerine ek olarak, bazı grafiksel metotlarla incelemenin yapılması da önerilmektedir. Grafik gösterimlerinde, çalışma sonuçları güven aralıkları ile verilmektedir. Bu da her bir tahminin ne kadar kesin olduğunun ve sonuçların istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığının daha net bir şekilde anlaşılması konusunda yardımcı olmaktadır [40]. Heterojenliğin belirlenmesinde kullanılan grafik yöntemleri; Forest grafik, Galbraith Radial grafik, L'abbe grafik, Funnel grafik, Normal quantile grafik, Standardized residual histogram şeklinde sıralanabilir. Burada literatürde en sık kullanılan grafik yöntemi olduğu için Forest grafiğinin tanıtımı yapıldı.

Forest grafiği, birçok kaynakta meta analiz diyagramı olarak verilen ve meta analizinde çok sık kullanılan bir grafik türüdür. Bu grafik, bireysel çalışmalar ve özet istatistikleri için nokta tahminlerini, çalışmaların ağırlıklarını, ağırlık yüzdelerini ve % 95 güven aralıklarını göstermek amacıyla kullanılmaktadır. Ayrıca her bir bireysel çalışmadan elde edilen tahminler arasındaki değişkenlik, çalışmalar/gruplar arasındaki heterojenliği vurgulamaktadır [16, 41, 42]. Bunlarla birlikte birden fazla bireysel çalışmanın dahil edildiği ve genel etkinin hesaplandığı bir meta analizinde, tüm çalışmalar için etkilerin artış eğiliminde olup olmadığının veya etkilerin, bir çalışmadan diğerine farklılık gösterip göstermediğinin bilgisini veren bir grafik türüdür. Grafik, özet istatistikleri sunarken, bunların dikkatli bir şekilde yorumlanması için imkân tanır. Ayrıca aykırı gözlemler gibi bazı anormalliklerin vurgulanmasına yönelik bir avantajlı yönü de vardır.

Korelasyon katsayısının etki büyüklüğü olarak kullanıldığı bir meta analizi için örnek bir forest grafiği, Şekil 2.1'de gösterildi. Burada  $x$  – eksenini, korelasyon katsayısına ait değerleri;  $y$  – eksenini, meta analizine dâhil edilen çalışmaları göstermektedir.



Şekil 2.1. Korelasyon katsayısı etki büyüklüğü için sabit etkiler meta analizi forest grafiği örneği [3]

### 2.3. Meta Analizde Çalışmaların Birleştirilmesinde Model Seçimi

Meta analizlerde istatistiksel model seçimi çalışmaların birleştirilmesinde önemli bir etkindir. Meta analizleri, sabit etkiler modeli (SEM) ve rastgele etkiler modeli (REM) olmak üzere iki istatistiksel modelden birinin tercih edildiği bir temele dayanmaktadır [39]. İki modelin amacı da ana etkiyi tahmin etmektir. SEM ve REM, ana etkinin tahmininde 2 temel yaklaşıma sahiptir:

- i) SEM, tüm çalışmaların aynı yığından geldiği ve tek bir gerçek etki büyüklüğünün tahmin edilmesi
- ii) REM gerçek etki büyüklüğünün çalışmalar ve örnekler arasında değişkenlik göstermesi varsayımına dayanmaktadır.

Modeller, etkilerin birleştirilmesindeki farklı tanımlama şekilleri ve çalışmaların doğalarıyla ilgili farklı varsayımlara sahiptirler. Dolayısıyla bu modeller, çalışmaların etki büyüklüklerini ağırlıklandırmak, ana etkileri hesaplamak ve bu ana etkilere ait güven aralıklarını belirlemek için de farklı prosedürler kullanılmaktadır.

Model seçiminde bir çalışma ile ilgili gerçek etki büyüklüğü ile gözlenen etki büyüklüğü kavramlarının açıklanmasına ihtiyaç duyulmaktadır. Bir çalışma için gerçek etki büyüklüğü yığındaki etki büyüklüğü olup bir parametre iken, gözlenen etki büyüklüğü ise gerçekten gözlenen etki büyüklüğü olup bir tahmin edicidir. Bir çalışmanın gerçek ve gözlenen etki

büyüklikleri Çizelge 2.3'te verildiği gibi sembolize edilmektedir.

Çizelge 2.3. Gerçek ve gözlenen etki büyüklüklerinin gösterimleri

	Gerçek etki büyüklüğü (true effect size)	Gözlenen etki büyüklüğü (observed effect size)
<i>i.</i> çalışmaları için ( $i = 1, 2, \dots, k$ )	•	■
Birleştirilmiş çalışmalarda	▼	◆

### 2.3.1. Sabit etkiler modeli

Bir meta analizine dâhil edilecek çalışmaların tek bir yığından geldiği ve her bir çalışmaya ait gerçek etki büyüklüğünün aynı olduğu varsayımı altında bu çalışmaları birleştirmek için uygun model sabit etkiler modelidir. Bu, etki büyüklüğüyle ilişkili tüm faktörlerin, bütün çalışmalarda aynı olması demektir. Böylece meta analizinde kullanılan SEM'de, çalışmaların sonuçlarının homojen olduğu, bir anlamda her bir çalışmanın aynı etkiye sahip olduğu ve çalışmalar arası varyansın olmadığı kabul edilir. Çünkü çalışmalar arası varyansın kaynağının örnekleme hatası olduğu düşünülür ve bu sebeple göz ardı edilir. SEM'de gerçek etki büyüklüğü  $\theta$  ile gösterilir.

Meta analizde birleştirilecek çalışmaların  $k$  tane bağımsız çalışmadan oluştuğunu varsayalım. Burada  $i = 1, 2, \dots, k$  olmak üzere  $i.$  çalışma için yığın etki büyüklüğü  $\theta_i$ , gözlemlenmiş etki büyüklüğü  $T_i$  ve gözlemlenmiş etki büyüklüğü varyansı  $v_i$  ile gösterilsin. Bu durumda birleştirilecek veri, parametreleri  $\theta_1, \dots, \theta_k$ , etki büyüklüğü tahminleri  $T_1, \dots, T_k$  ve bu tahminlerin varyansları (yani, çalışma içi varyanslar)  $v_1, \dots, v_k$  olarak gösterilmek üzere  $k$  tane etki büyüklüğü tahmininden oluşur. SEM altında, gerçek etki büyüklüğünün  $\theta_1 = \dots = \theta_k = \theta$  olduğunu varsayalım. Bu varsayım altında bütün çalışmalar için gerçek etki büyüklükleri birbirine eşit iken, gözlenen etki büyüklükleri rastgele hatadan dolayı çalışmadan çalışmaya farklılık gösterebilecektir. Çalışmalara ait örnek hacimleri çok büyük olursa, bu takdirde örnekleme hatası sıfır olacağından çalışmalar için gözlenen etki büyüklüğü ile gerçek etki büyüklüğü arasında fark olmayacaktır. Ancak; çalışmalara ait örnek hacimleri küçükse, bu durumda örnekleme hatası ortaya çıkacak ve bu sebeple çalışmalardaki gerçek etki büyüklükleri ile gözlenen etki büyüklükleri farklılık göstereceklerdir. Böylece bir meta analizde çalışmaların birleştirilmesinde kullanılacak olan sabit etki modeli;

$$T_i = \theta + \varepsilon_i, \quad (i = 1, 2, \dots, k) \quad (2.7)$$

eşitliği ile verilir. Burada  $\varepsilon_i$ ,  $i$ . çalışma için örnekleme hatası olup,  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$  dağılımlı bağımsız rastgele değişkenlerdir. Ayrıca gerçek etki büyüklükleri ile ilgili varsayım ve Eş. 2.1 gereğince  $i = 1, 2, \dots, k$  için  $T_i \sim N(\theta, v_i)$  dir. Meta analizde sabit etki modeli altında iki farklı konu hakkında istatistiksel çıkarım yapılabilir.

Birincisi meta analizde gözlenen etki büyüklükleri yardımı ile yığına ait gerçek etki büyüklüğü parametresi tahmin edilir ve bu parametre ile ilgili anlamlılık testi yapılır. Eğer bu parametre anlamlı bulunmuş ise meta analize dâhil edilen çalışmaların etki büyüklüğü parametreleri için homojenlik/heterojenlik testi yapılır.

İlk olarak gerçek etki büyüklüğü parametresinin tahmin edilmesini ve bu parametre ile ilgili hipotez testini verelim. Yığına ait gerçek etki büyüklüğü  $\theta$  parametresinin tahmini, tüm çalışmalara ait gözlenen etki büyüklüklerinin ağırlıklandırılmış ortalaması olarak bilinen ve aşağıdaki eşitlik ile formüle edilen ağırlıklı ortalamadır.

$$\bar{T} = \frac{\sum_{i=1}^k w_i T_i}{\sum_{i=1}^k w_i} \quad (2.8)$$

Burada;  $w_i$ ,  $i$ . çalışma için belirlenmiş bir ağırlık olup Eş. 2.9 ile tanımlıdır.  $\bar{T}$ 'nin varyansını minimize eden ağırlıklar, her çalışmadaki çalışma içi varyansın tersidir:

$$w_i = \frac{1}{v_i} \quad (2.9)$$

Eğer istenilirse Eş. 2.8, her çalışma özel bir indeksi içerecek şekilde yeniden uyarlanabilir. Böyle bir uyarlama ile gerçek etki büyüklüğü tahmini Eş. 2.10'da verilmiştir.

$$\bar{T} = \frac{\sum_{i=1}^k q_i w_i T_i}{\sum_{i=1}^k q_i w_i} \quad (2.10)$$

Burada  $q_i$ ,  $i$ . çalışmanın indeks skor değeri olup, 0 ile 1 arasında ölçeklenmektedir. Tüm gözlenen etki büyüklüğü göstergelerinin SEM altında hipotezlenmesi için tek bir yığın parametresini tahmin ettiğinde  $\bar{T}$ , yığın parametresi  $\theta$ 'nın yansız bir tahmin edicisi olur.

Meta analizinde çalışmaların birleştirilmesinde kullanılan SEM’de  $i$ . çalışmaya ait gerçek etki büyüklüğü yığın parametresinin tahmini olan gözlenen etki büyüklüğü  $T_i$ , araştırmacı tarafından tercih edilen etki büyüklüğü istatistiği ile tahmin edilebilir. Mümkün olan bazı etki büyüklüğü parametreleri ve bunların tahmin edicileri olan istatistikler Çizelge 2.4’te verildi.

Koşullu varyans olarak bilinen çalışma içi varyans  $v_i$  için formüller, farklı etki büyüklüğü göstergeleri için farklılık gösterir. Ancak, koşullu varyansın çalışma içi örnek hacimleri ile ters orantılı olması, örnek hacimleri arttıkça varyansın küçüleceği bilgisini de beraberinde getirir. Bu takdirde etki büyüklüğü tahmini en küçük varyanslı olma özelliğine sahip olacağından daha doğru bir tahmin olur. Böylece Eş. 2.9’a göre daha büyük ağırlıklar, daha büyük çalışma içi örnek hacimlerine sahip olan çalışmalardan elde edilen etki büyüklüklerini belirler.

Tabii ki Eş. 2.9, her çalışma için koşullu varyans  $v_i$ ’nin bilindiği varsayımı altında optimal ağırlıkları tanımlar. Ancak  $v_i$  koşullu varyansının bilinmediği durumlarda bu varyanslar tahmin edilir ve tahminler  $\hat{v}_i$  ile gösterilir, böylece optimal ağırlıklar da  $\hat{w}_i = \frac{1}{\hat{v}_i}$  olarak tahmin edilir.

Çizelge 2.4. Bazı etki büyüklüğü parametreleri ve tahmin edicileri

Tercih edilen etki büyüklüğü	Gerçek etki büyüklüğü (Yığın parametresi; $\theta$ )	Gözlenen etki büyüklüğü (Tahmin edici; $T_i$ )
Standartlaştırılmış ortalama fark	$\delta$	$d$
Korelasyon katsayısı	$\theta$	$r$
Fisher Z dönüşümü	$\xi = E(Z) = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{1 + \theta}{1 - \theta} \right)$	$Z = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{1 + r}{1 - r} \right)$
Odds oranı	$\omega$	$OR$
Logaritmik odds oranı	$\lambda$	$\iota$
Oranlar arası fark	$\Delta$	$D$

Eş. 2.9’da tanımlandığı şekilde ağırlıklar kullanıldığında, gerçek etki büyüklüğü tahmini  $\bar{T}$ , birleştirilecek olan her etki büyüklüğünün çalışma içi varyansının bir fonksiyonu olan bir koşullu varyansa ( $v$ ) sahiptir ve bu koşullu varyans;

$$v = \frac{1}{\sum_{i=1}^k (1/v_i)} = \frac{1}{\sum_{i=1}^k w_i} \quad (2.11)$$

eşitliği ile verilir. Böylece  $\bar{T}$  istatistiğinin örnekleme dağılımı;  $i = 1, 2, \dots, k$  için  $T_i \sim N(\theta, v_i)$  olduğu ve Eş. 2.8 dikkate alındığında bağımsız normal dağılımlı değişkenlerin bir doğrusal fonksiyonu olarak normal dağılım gösterecektir. Öyle ki;

$$E(\bar{T}) = E\left(\frac{\sum_{i=1}^k w_i T_i}{\sum_{i=1}^k w_i}\right) = \frac{\sum_{i=1}^k w_i E(T_i)}{\sum_{i=1}^k w_i} = \frac{\sum_{i=1}^k w_i \theta}{\sum_{i=1}^k w_i} = \frac{\theta \sum_{i=1}^k w_i}{\sum_{i=1}^k w_i} = \theta \quad (2.12)$$

ve  $T_i$  ler bağımsız olduğunun yanı sıra Eş. 2.9 ile Eş. 2.11 dikkate alındığında

$$V(\bar{T}) = V\left(\frac{\sum_{i=1}^k w_i T_i}{\sum_{i=1}^k w_i}\right) = \frac{\sum_{i=1}^k w_i^2 V(T_i)}{(\sum_{i=1}^k w_i)^2} = \frac{\sum_{i=1}^k w_i^2 v_i}{(\sum_{i=1}^k w_i)^2} = \frac{\sum_{i=1}^k w_i^2 \frac{1}{w_i}}{(\sum_{i=1}^k w_i)^2} = \frac{\sum_{i=1}^k w_i}{(\sum_{i=1}^k w_i)^2} = \frac{1}{\sum_{i=1}^k w_i} = v. \quad (2.13)$$

elde edilir. Sonuç olarak  $\bar{T} \sim N(\theta, v)$  olduğu ifade edilir. Eğer Eş. 2.8'in özel ağırlıklandırılmış versiyonu, ağırlıklandırılmış ortalama etki büyüklüğünü ( $\bar{T}$ ) hesaplamak için kullanılırsa, Eş. 2.10'da tanımlanan özel ağırlıklandırılmış ortalama etki büyüklüğünün koşullu varyansı

$$v = \frac{\sum_{i=1}^k q_i^2 w_i}{(\sum_{i=1}^k q_i w_i)^2} \quad (2.14)$$

olacak, ancak  $\bar{T}$  istatistiğinin örnekleme dağılımı yine aynı kalacaktır.. Burada tüm  $i$ 'ler için  $q_i = 1$  alınırsa Eş. 2.14'ün, Eş. 2.11'e dönüştüğü görülür.

Bu durumda  $v$ 'nin karekökü gerçek etki büyüklüğü tahmininin standart hatasıdır. Böylece gerçek etki büyüklüğü parametresi  $\theta$  için  $\%(1 - \alpha)$  güven katsayılı güven aralığı,  $C_{\alpha/2}$  kritik değer olmak üzere

$$P\left[\bar{T} - C_{\alpha/2}(v)^{\frac{1}{2}} < \theta < \bar{T} + C_{\alpha/2}(v)^{\frac{1}{2}}\right] = 1 - \alpha \quad (2.15)$$

şeklinde ifade edilir. Burada  $\theta_L = \bar{T} - C_{\alpha/2}(v)^{\frac{1}{2}}$  alt güven sınırı ve  $\theta_U = \bar{T} + C_{\alpha/2}(v)^{\frac{1}{2}}$  üst güven sınırıdır.  $C_{\alpha/2}$  kritik değeri, genelde standart normal dağılımdan elde edilir. Fakat  $C_{\alpha/2}$ , serbestlik derecesi  $k - 1$  olan Student's  $t$ - dağılımından elde edilen kritik değer ise hem I. Tip hatanın daha iyi kontrol edilmesi hem de güven aralığının daha iyi yakınsama olasılığı elde edilebilir. Eş. 2.15'te verilen güven aralığı 0'ı içermiyorsa, yığın gerçek etki büyüklüğü  $\theta$ 'nın önemsiz olup olmadığı ile ilgili  $H_0: \theta = 0$  ;  $H_1: \theta \neq 0$  hipotezleri için  $H_0$  hipotezi reddedilir. Diğer taraftan,  $H_0: \theta = 0$  olan sıfır hipotezi aşağıdaki istatistik kullanılarak da test edilebilir:

$$Z = \frac{\bar{T} - E(\bar{T})}{(v)^{1/2}} \sim N(0,1) \quad (2.16)$$

Burada;  $\bar{T}$ , Eş. 2.8'de verilen tüm çalışmaların ağırlıklandırılmış ortalama etki büyüklüğüdür. Eş. 2.16 ile elde edilen değer,  $H_1$  hipotezi iki yanlı olduğundan standart normal dağılımın %95'lik iki yanlı kritik değeri olan  $C_{\alpha/2} = 1,96$  değerini aşarsa, yani  $Z > C_{\alpha/2}$  olursa  $H_0$  hipotezi ret edilir ve böylece;  $\bar{T}$  tahmin değerinin, yani tüm çalışmalar için ağırlıklandırılmış etki büyüklüğünün sıfırdan farklı olduğu söylenir. Diğer bir ifadeyle %95 güvenle yığın gerçek etki büyüklüğü  $\theta$ 'nın önemli olduğu belirtilir.

İkinci olarak yığın gerçek etki önemli bulunduğundan, Sabit etkiler modelinde meta analizde birleştirilen çalışmaların etki büyüklüğü parametrelerinin homojenliği bir test işlemi ile kontrol edilmelidir.  $k$  tane çalışmaya ait etki büyüklüğü parametrelerinin homojenlik testinde sıfır hipotezi " $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_k$ " şeklinde iken alternatif hipotez " $H_1: \exists \theta_i$  diğerlerinden farklıdır" şeklinde oluşturulur.  $i$ . çalışmaya ait gözlenen etki büyüklüğü  $T_i$  ağırlıklandırılmış ortalama etki büyüklüğü  $\bar{T}$ ,  $i$ . çalışmaya ait çalışma iç varyans  $v_i$  ve Eş. 2.9 ile verilen  $i$ . çalışmaya ait ağırlık katsayısı  $w_i$  olmak üzere test istatistiği;

$$Q = \sum_{i=1}^k \left[ \frac{(T_i - \bar{T})^2}{v_i} \right] = \sum_{i=1}^k w_i (T_i - \bar{T})^2 \sim \chi_{k-1}^2 \quad (2.17)$$

eşitliği ile verilir. Tanımlama formülü olarak bilinen Eş. 2.17'nin hesaplama formülü ise;



$$Q = \sum_{i=1}^k w_i T_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^k w_i T_i)^2}{\sum_{i=1}^k w_i} \quad (2.18)$$

dir. Eğer  $Q$ ,  $(k - 1)$  serbestlik dereceli ki-karenin üst kuyruk kritik değerini  $(\chi_{k-1, \alpha}^2)$  aşarsa  $H_0$  ret edilir ve etki büyüklüğü parametrelerinin benzerlik göstermediğine, aksi takdirde birbirlerine eşit olduklarına karar verilir.

### 2.3.2. Rastgele etkiler modeli

Sabit etkiler modelinde, her bir çalışma için gözlenen etki büyüklüğü ( $T_i$ ), yığına ait gerçek etki büyüklüğü ( $\theta$ ) ile örnekleme hatasının ( $\varepsilon_i$ ) toplamından oluşmaktadır (bkz. Eş. 2.7). Sabit etki modelinde  $k$  meta analizde birleştirilecek olan çalışmaların sayısı ve  $i = 1, 2, \dots, k$  için  $i$ . çalışmaya ait gerçek etki büyüklüğü parametresi  $\theta_i$  olmak üzere, model denklemi  $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_k = \theta$  varsayımı altında oluşturulmaktadır. Üstelik yığına ait gerçek etki büyüklüğü sabit kabul edilmektedir. Ancak; özellikle örnekleme dayalı çalışmalarda gerçek etki büyüklüğünün tüm çalışmalarda tam olarak aynı olmadığı, bir çalışmadan diğerine farklılık gösterebileceği bir gerçektir. Etki büyüklüğü çeşitli faktörler bakımından çalışmadan çalışmaya farklılık gösterebilir. Ayrıca, her bir çalışmada, kovaryeteler değerlendirilmemiş olabilir. Bu kovaryetelerin etki büyüklüğü ile ilişkisi bilinmese de bu faktörlerin var olması, etki büyüklüğünde değişikliklere yol açacağını düşündürmektedir [7].

Çalışmalar arasında var olabilecek olan bu değişimi göstermenin bir yolu, rastgele etki modeli'ne dayalı bir meta analiz uygulamaktır. Rastgele etki modelinde,  $i = 1, 2, \dots, k$  için her bir çalışmaya ait gözlenen etki büyüklüğü ( $T_i$ ); çalışmanın gerçek etki büyüklüğü ( $\theta_i$ ) ve yığın ortalaması ( $\mu$ ) arasındaki değişim [ $\eta_i = \theta_i - \mu$ ] ile çalışmanın gözlenen etki büyüklüğü ( $T_i$ ) ve gerçek etki büyüklüğü ( $\theta_i$ ) arasındaki değişimin [ $\varepsilon_i = T_i - \theta_i$ ] toplamı olarak tanımlanır [18]. Buna göre rastgele etki modeli;

$$T_i = \theta_i + \varepsilon_i = \mu + \eta_i + \varepsilon_i, i = 1, 2, \dots, k \quad (2.19)$$

eşitliği ile formül edilir.

SEM altında  $k$  tane çalışmadan elde edilen etki büyüklüğü istatistikleri olan  $T_i$ 'ler,  $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_k = \theta$  olan tek bir yığın parametresini tahmin eder. Verilen herhangi bir çalışmadaki  $T_i$  tahmini, örnekleme hatası veya koşullu varyans olarak tanımladığımız çalışma içi varyanstan dolayı farklılık gösterecektir. Diğer taraftan; her bir çalışma, yığından rastgele çekilen örnek birimlerini kullandığından dolayı, mevcut örnek için hesaplanan  $T_i$  tahmini, yığın parametresi  $\theta$ 'dan biraz farklılık gösterecektir.

Rastgele etki modelleri, örneklemlerle ilgilenir ve çalışmalardaki gerçek etkinin bir çalışmadan diğerine farklılık gösterebileceği varsayımına dayanır. Etki; örneğin yaşa, sağlığa veya hastanın ağırlığına, denemenin yoğunluğuna ya da uzunluğuna, çalışma dizaynına ve daha pek çok faktöre bağlı olarak büyüyebilir ya da küçülebilir. REM'de ana etki, çalışmalar arasındaki varyansa ek olarak çalışma içi örnekleme hatasından da etkilenir. Böylece SEM ile karşılaştırıldığında REM'in, daha fazla değişim (varasyon) kaynağını hesaba kattığı sonucuna ulaşılır. Çünkü ana etki için, SEM'de sadece örnekleme hatasından kaynaklanan çalışma içi varyans (koşullu varyans) söz konusu iken, REM'de çalışma içi varyansa ilaveten çalışmalar arası varyans kaynağı da ortaya çıkmaktadır. Bu sebeple REM altında yığın ana etki parametresi için güven aralıkları SEM altında olduğundan daha geniş olma eğilimi göstermektedir. Ancak göz önünde bulundurulması gereken bir diğer husus ise çalışmalar arasında önemli bir heterojenlik olmaması durumunda, SEM ve REM sonuçlarının birbirine benzer çıkacağıdır. Büyük örnek hacimli çalışmalar, SEM'leri bir tek gerçek etkinin daha hassas tahminlerini sundukları için elde edilen genel etki üzerinde REM'e göre daha çok katkıya sahiptir. Buna karşılık REM gerçek etkinin bir dağılımını ve her çalışma farklı bir etki büyüklüğünü tahmin ettiği için REM'de farklı çalışmalara atanan ağırlıklar SEM'e göre daha dengelidir. SEM altında elde edilen sonuçlar daha dar kapsamda tanımlanan yığına genelleştirilirken, REM bir yığın grubu için genelleştirilen sonuçları üretmeyi amaçlamaktadır. Bu modellerin avantajı, ikisinin de ileri düzeyde sonuçlar üretebiliyor olmasıdır. Fakat yine de zaman içerisinde araştırmacılardan bazıları SEM ile başlanılan eski uygulamaları eleştirmişler ve daha sonra eğer istatistiksel olarak kanıtlanmış bir heterojenlik varsa REM'i kullanmaya doğru çalışmalarını yönlendirmişlerdir [3].

Eğer meta analizindeki çalışmaların tek bir yığının etki büyüklüğünün tahminlerini ürettiğine inanılıyorsa; SEM'i kullanmak daha uygundur. Eğer örnek özelliklerine, müdahalelerine ve karşılaştırma koşullarına göre değişen çalışmalar analize dâhil edilmişse ve bu karakteristiklerin tümünün veya bir kısmının önemli olduğunu düşünülürse; SEM

varsayımları savunulamaz ve bu noktada REM daha iyi bir seçim olur. Bu, sıklıkla psiko-sosyal ve sağlık müdahaleleri etkileri ile ilgili yapılan meta analizi çalışmalarında karşılaşılan bir durumdur. Bazı araştırmacılar, bir meta analizinde birleştirme yapmak için çok fazla heterojenlik bulunan çalışmalar olduğunu iddia ederler [28]. Ancak REM heterojenlik etkisi kapsayan meta analizi için oldukça uygun bir modellemedir. Bu nedenle, çalışmalar arası değişimi göstermenin ya da bu değişimin önemliliğini incelemenin bir yolu, rastgele etki modeline dayalı bir meta analiz uygulamaktır.

REM altında  $\theta_i$  etki büyüklüğü SEM'deki gibi bir sabit olmayıp, rastgele değişkendir. Bu sebeple bir dağılımı söz konusudur ve  $i = 1, 2, \dots, k$  için  $\theta_i \sim N(\mu, \sigma_\theta^2)$  dağılımlıdır. Bu yüzden her bir çalışmanın gözlenen etki büyüklüğünün değişkenliği (varyansı ( $v_i^*$ )), hem her yığının parametresi olan  $\theta_i$ 'nin koşullu varyansı ( $v_i$ )'yi hem de bireysel yığın etki büyüklüğü olan rassal  $\theta_i$ 'nin varyansı ( $\sigma_\theta^2$ )'yi kapsayacağından;

$$v_i^* = v_i + \sigma_\theta^2, i = 1, 2, \dots, k \quad (2.20)$$

eşitliği yazılabilir. Bu eşitlikte;

$v_i^*$ : gözlenen etki büyüklüğü  $T_i$ 'nin koşullu olmayan varyansı olarak kullanılır (bazı araştırmacılar için tahmin edilen etkilerin varyansı olarak kullanılmaktadır)

$v_i$ : ya çalışma içi varyans ya da  $T_i$ 'nin koşullu varyansı olarak kullanılır ( $\theta_i$  değerinde sabit olan  $\theta$  için gözlenen etki büyüklüğü koşulunun varyansı olarak da kullanılmaktadır)

$\sigma_\theta^2$ : ya çalışmalar arası varyans ya da varyans bileşeni olarak kullanılır (bazı araştırmacılar bunu, rastgele etkiler varyansı olarak da kullanmaktadırlar) Bazı kaynaklarda çalışmalar arası varyans  $\tau^2$  notasyonu ile de gösterilmektedir. Yani  $\tau^2 = \sigma_\theta^2$  dir.

Eğer çalışmalar arası varyans sıfır ise REM eşitlikleri, gözlenen etki büyüklüğünün koşullu olmayan varyansının ( $v_i^*$ ), tamamen örnekleme hatasına (koşullu varyansa( $v_i$ )) bağlı olmasıyla SEM eşitliklerine dönüştürülebilir.

Meta Analizi yapmak isteyen araştırmacı, SEM ve REM arasında nasıl seçim yapmalıdır? Bu sorunun doğru cevabı tek değildir. İstatistiksel olarak; homojenlik testi sonucunda

çalışmaların homojen olduğu şeklinde ifade edilen sıfır hipotezinin reddedilmesi, sıfırdan anlamlı olarak farklı olan bir varyans bileşen tahmininin varlığını gerektirir. Bu durum hesaplanacak rasgele etkilerin varlığının bir göstergesi olacaktır. Ancak, bu bulgu tanımlayıcı değildir. Çünkü homojenlik testi, bazı koşullar altında düşük güce sahiptir ve sabit etki kovaryetelerine ek olarak bazen önemli olmayan varyans bileşeninin üretilmesine de neden olur. Bazı araştırmacılar, REM'in kavramsal gerekçeler tercih ettiği konusunu tartışmışlardır. Çünkü REM, meta analitik çıkarımların doğasında bulunan belirsizlikleri daha iyi yansıtır ve varyans bileşeni sıfır olduğunda SEM'e indirgenebilir. Lary, Hedges ve Jack Vevea (1998) model seçiminin araştırmacının yapmayı umduğu çıkarımlara bağlı olduğunu vurgulamışlardır [43]. Sabit etkiler modeli, meta analizdeki çalışmaların sonuçlarının, diğer araştırma birimlerinin kullanılması dışında aynı şekilde yürütülmüş olmasına ilişkin çıkarımlara izin verir (yani, örnekleme hatası haricindekilere).

REM, meta analizdeki çalışmaların sonuçlarının diğer araştırma birimlerle aynı zamanda deneme, düzenleme veya çıktı ölçümleri gibi çalışmaların diğer özelliklerindeki değişikliklerle yürütülmesine izin verir. Böylece SEM ve REM arasındaki seçim, belli bir meta analizi yapmak için tüm bu durumların uygulanabilirliğinin dikkatli bir şekilde gözden geçirilmesinden sonra yapılması gerekmektedir.

Araştırmacılar REM'i kullanmaya karar verdikten sonra sırasıyla;

- i) Etki büyüklüğünün varyans bileşeni ile ilgili tahmin ve anlamlılık testi
- ii) Bir rastgele değişken olan etki büyüklüğü( $\theta_i$ ) dağılımının ortalaması ( $\mu$ ) ile ilgili tahmin ve hipotez testi işlemlerini uygulayarak, REM ile ilgili istatistiksel çıkarımlar yapabilirler.

#### Etki büyüklüğünün varyans bileşeni ile ilgili tahmin ve anlamlılık testi

Varyans bileşeni ile ilgili anlamlılık testi için test edilecek hipotez;

$$H_0: \sigma_{\theta}^2 = 0 \quad (2.21)$$

$$H_1: \sigma_{\theta}^2 > 0$$

şeklinde kurulur. Bu hipotezi test edebilmek için gerekli olan test istatistiğinin türetilmesinde öncelikle varyans bileşenini tahmin etmek gerekir.

Varyans bileşenini tahmin etme, birçok farklı yolla yapılabilir [44]. Burada bu yollardan ikisine yer verilecektir.

(a) Varyans bileşeni tahmini için genel metot,  $k$  tane çalışma için etki büyüklüklerinin tahminleri  $T_1, T_2, \dots, T_k$  ve  $\bar{T}$ , genel etki büyüklüğü için ağırlıklandırılmamış ortalama olmak üzere, varyans bileşeni tahmini;

$$s^2(T) = \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k (T_i - \bar{T})^2 \quad (2.22)$$

eşitliği ile ifade edilir. Burada  $\bar{T} = \sum_{i=1}^k T_i/k$ 'dir. Tanımlama formülü olarak bilinen Eş.2.22 yerine, hesaplamalarda daha kullanışlı olan Eş. 2.23'deki formu tercih edilir:

$$s^2(T) = \frac{1}{k-1} \left[ \sum_{i=1}^k T_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^k T_i)^2}{k} \right] \quad (2.23)$$

Varyans bileşeni tahmini olan  $s^2(T)$  istatistiğinin, yani koşullu olmayan varyansın beklenen değeri, herhangi belli bir etki büyüklüğüyle ilişkili olup;

$$E[s^2(T)] = \sigma_\theta^2 + \left(\frac{1}{k}\right) \sum_{i=1}^k \sigma^2(T_i \setminus \theta_i) \quad (2.24)$$

şeklinde ifade edilir. Eş. 2.22'den elde edilen gözlemlenen varyans  $s^2(T)$ ,  $E[s^2(T)]$ 'nin yansız bir tahmin edicisidir.  $\sigma^2(T_i \setminus \theta_i)$ 'yi tahmin etmek için hangi etki büyüklüğü göstergesinin birleştirileceğine bağlı olarak belirlenecek olan  $v_i$  kullanılır. Bu tahminler ve Eş. 2.24 dikkate alındığında, varyans bileşeninin bir tahmini:

$$\hat{\sigma}_\theta^2 = s^2(T) - \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k v_i \quad (2.25)$$

olarak elde edilir. Bu tahmin edici varyans bileşeninin bir yansız tahmin edicisi olup, bazen negatif olabilir. Ancak yığın varyans bileşeni pozitif bir sayı olmalıdır. Bu durumda, bileşeni sıfıra sabitlemek, alışıl gelmiş bir durumdur. Eş. 2.25'teki temel problem, Eş. 2.5 ya da Eş. 2.17 ile verilen ve homojenlik test istatistiği olarak bilinen  $Q$  test istatistiği kullanılarak,  $H_0: \sigma_\theta^2 = 0$  şeklinde tanımlanan sıfır hipotezinin ret edilmesine durumunda, varyans bileşeni tahmininin sıfır veya negatif bir değer almasıdır.

(b) Varyans bileşenini tahmin etmek için ikinci metot, varyans bileşeni tahmini için birinci metotta ortaya çıkan problemi önlemektedir. Bu metotta Eş. 2.17'de tanımlanan  $Q$  istatistiği ile başlanır ve koşulsuz varyans  $\sigma^2(T_i)$ 'nin ağırlıklı tahmini, bir tahmin edici olarak alınır.  $Q$  istatistiğinin beklenen değeri;

$$E(Q) = c(\sigma_\theta^2) + (k + 1) \quad (2.26)$$

olup, burada  $c$  sabiti;

$$c = \sum_{i=1}^k w_i + \left[ \frac{\sum_{i=1}^k w_i^2}{\sum_{i=1}^k w_i} \right] \quad (2.27)$$

eşitliği ile hesaplanır. Eş. 2.26,  $\sigma_\theta^2$ 'ye göre çözülür ve  $Q$  istatistiğinin beklenen değeri yerine konulursa, varyans bileşeninin bir diğer yansız tahmin edicisi;

$$\hat{\sigma}_\theta^2 = \frac{[Q - (k - 1)]}{c} \quad (2.28)$$

eşitliği ile verilir. Bu ise Eş. 2.7'de verilen heterojenlik ölçüsü olan  $\hat{t}^2$  istatistiğinin kendisidir.

Eş. 2.28'de yer alan  $Q$  istatistiğinin örnekleme dağılımının serbestlik derecesi  $(k - 1)$  olan bir ki-kare dağılımı olduğu Eş. 2.4'den bilinmektedir. O halde  $C_\alpha$ ,  $\alpha$  anlamlılık düzeyinde  $(k - 1)$  serbestlik derecesine karşılık gelen kritik değer olmak üzere, eğer  $Q > C_\alpha$  ise  $H_0: \sigma_\theta^2 = 0$  hipotezi ret edilir. Eğer homojenlik, yani  $H_0: \sigma_\theta^2 = 0$  hipotezi ret edilirse;  $Q$ ,  $(k - 1)$ 'den daha büyük olmak zorunda olduğu için varyans bileşeninin bu tahmini pozitif olacaktır.

Lynn Friedman [46] bu iki tahmin edici arasında seçim yapabilmek için aşağıdaki önerileri sunmuştur:

- $H_0$  ret edilmemiş ve Eş. 2.28 negatif ise  $\sigma_\theta^2 = 0$  olduğu varsayılır. Eş. 2.28 pozitif ve özellikle meta analizde her çalışmanın toplam örnek hacimleri 40'a eşit ya da küçükse Eş. 2.28'den üretilen tahmini kullan.
- $H_0$  ret edilmiş ve Eş. 2.28 pozitif, fakat Eş. 2.25 negatifse  $\sigma_\theta^2$  küçük olduğunda daha etkili olacağından Eş. 2.28'i kullan. Eş. 2.25 ve Eş. 2.28'in her ikisi de pozitifse Eş. 2.28'i kullan; aksi halde  $Q, 3(k-1)$ 'e eşit ya da daha küçükse Eş. 2.25'i kullan.

Böylece Eş. 2.25, sadece  $H_0$  ret edilirse ve meta analizdeki çalışma sayısı göreceli olarak çok genişse kullanılmalıdır. Aksi halde, Eş. 2.28 kullanılmalıdır. Eş. 2.25 ve Eş. 2.28 tahmin edicilerinin hiçbiri, daima optimaldir diye bir kural yoktur [44]. Özellikle, Eş. 2.25'in Eş. 2.28'den daha az etkinlik eğilimi vardır. Fakat Eş. 2.28 her bir etki büyüklüğünün koşullu varyansı homojen olduğunda en iyi çalışan tahmin edicidir.

#### Etki büyüklüğü dağılımının ortalaması için testler

Eş. 2.15 ile verilen rastgele etkiler modelinde  $i = 1, 2, \dots, k$  için etki büyüklükleri bir rastgele değişken ve  $\theta_i \sim N(\mu, \sigma_\theta^2)$  dağılımlıdır. Bu durumda etki büyüklüğü dağılımının ortalaması ya da rastgele etkiler ortalaması için test edilecek hipotez,  $\mu_0 \in R$  olmak üzere;

$$\begin{aligned} H_0: \mu = \mu_0 & ; & H_1: \mu \neq \mu_0 \\ H_0: \mu = \mu_0 & ; & H_1: \mu < \mu_0 \\ H_0: \mu = \mu_0 & ; & H_1: \mu > \mu_0 \end{aligned} \quad (2.29)$$

şeklinde çift ya da tek yanlı olarak kurulabilir. Varyans bileşeni anlamlı olduğu zaman,  $T_1^*, T_2^*, \dots, T_k^*$  etki büyüklüğü tahmin edicilerinin rastgele etkiler ağırlıklandırılmış ortalaması,  $i$ . çalışmanın ağırlığı  $w_i^* = \frac{1}{v_i^*}$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ) ve  $v_i^* = v_i + \hat{\sigma}_\theta^2$  olmak üzere;

$$\bar{T}^* = \frac{\sum_{i=1}^k w_i^* T_i^*}{\sum_{i=1}^k w_i^*} \quad (2.30)$$

eşitliği ile verilir.  $\bar{T}^*$  yığındaki rastgele etkiler ortalaması  $\mu$  parametresinin bir tahminidir.

Rastgele etkilerin tahminleri olan  $T_i^*$ 'lar normal ve böylece bunların bir doğrusal fonksiyonu olarak ağırlıklandırılmış ortalama olan  $\bar{T}_*$  istatistiği ortalama etki büyüklüğü parametresi olan  $\mu$  civarında normal dağılır [20]. Öyle ki  $\bar{T}_* \sim N(\mu, v^*)$  olur. Burada  $v^*$ , etki büyüklükleri tahminlerinin ağırlıklı ortalaması olan  $\bar{T}_*$  istatistiğinin örnekleme dağılımının varyansı olup  $v^* = \frac{1}{\sum_{i=1}^k w_i^*}$  şeklinde tanımlıdır. Böylece  $H_0$  hipotezini test etmek için gerekli olan test istatistiği;

$$Z^* = \frac{\bar{T}_* - \mu_0}{\sqrt{v^*}} \sim N(0, 1) \quad (2.31)$$

olarak elde edilir. Test işlemi sonucunda verilecek karar; tek yanlı test için  $|Z^*| > C_\alpha$  ise  $H_0$  ret edilir, çift yanlı test için  $|Z^*| > C_{\alpha/2}$  ise  $H_0$  ret edilir.

Diğer taraftan rastgele etkiler ortalaması  $\mu$  parametresi için  $\%(1 - \alpha)$  güven katsayılı rastgele etkiler güven aralığı;

$$P\left(\bar{T}_* - Z_{\frac{\alpha}{2}} * \sqrt{v^*} < \mu < \bar{T}_* + Z_{\frac{\alpha}{2}} * \sqrt{v^*}\right) = 1 - \alpha \quad (2.32)$$

eşitliği ile ya da  $\hat{\sigma}_\theta^2$  varyans bileşeni tahmini olmak üzere, alt ve üst güven sınırları sırasıyla

$$\theta_L = \bar{T}_* - Z_{\frac{\alpha}{2}} * \hat{\sigma}_\theta \quad \text{ve} \quad \theta_U = \bar{T}_* + Z_{\frac{\alpha}{2}} * \hat{\sigma}_\theta \quad (\text{veya} \quad \theta_L = \bar{T}_* - t_{k-1; \frac{\alpha}{2}} * \hat{\sigma}_\theta \quad \text{ve} \quad \theta_U = \bar{T}_* + t_{k-1; \frac{\alpha}{2}} * \hat{\sigma}_\theta) \quad \text{iken};$$

$$P(\theta_L < \mu < \theta_U) = 1 - \alpha \quad (2.33)$$

eşitliği ile verilebilir.

Joachim Hartung ve Guido Knapp, varyans bileşeni ve koşullu varyansın örnek tahminlerinin belirsizliğini hesaba katmak için güven aralıkları ve rastgele etkilerin önemlilik testlerini modifiye edecek önerilerde bulunmuşlardır [46]. Bu önerilerde modifiye işlemi özellikle Eş. 2.22 ile verilen varyans bileşeni tahmininin ağırlıklandırılmış versiyonu üzerinde uygulanmıştır. Varyans bileşeni tahmininin ağırlıklandırılmış versiyonu;



$$s^2(T) = \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k \frac{w_i}{w} (T_i - \bar{T})^2 \quad (2.34)$$

eşitliği ile verilir. Burada  $w$ , tüm bireysel  $w_i$ 'lerin toplamıdır. Bu tahmin daha sonra, Eş. 2.25'de ve kritik değer olarak  $Z_{\frac{\alpha}{2}}$  yerine  $t_{k-1; \frac{\alpha}{2}}$  değerinin kullanılmasıyla,  $\mu$  için güven aralıkları ve anlamlılık testlerinin hesaplamalarında kullanılır. Bu yaklaşımı uygulamak, sıfır hipotezini ret etmek için yapılan testlerin gücünü düşürecek, fakat 1. Tip ve 2. Tip hata oranlarının daha doğru şekilde kapsanması sonuçlarına yardımcı olacaktır.

Meta analizi çalışmalarında genel etkinin hesaplanması, çalışmaları sentezleme amaçlarından birisidir. Bu anlamda genel etki, çalışma etkilerinin ağırlıklı ortalamasıdır. Ancak genel etkinin anlamı sabit etki modeli ve rastgele etki modelinde farklıdır. Sabit etki modelinde, gerçek etki büyüklüğünün tüm çalışmalarda aynı olduğu varsayılmakta ve genel etki, gerçek etki büyüklüğünün tahmini şeklinde ifade edilmektedir. Rastgele etki modelinde gerçek etki büyüklüklerinin çalışmadan çalışmaya farklılık gösterdiği varsayılmakta ve genel etki de bu etkilerin tahmini ortalaması olmaktadır.



### 3. İSTATİSTİKSEL GÜÇ

Bir araştırma çalışmasının başlangıç noktası, yapılacak araştırma ile ilgili bir araştırma sorusu belirlemektir. Bir sonraki aşamada, araştırma için uygun olan bir tasarım belirlenir (deneysel çalışmalar, anket araştırmaları, vaka çalışmaları vb.). Çoğunlukla zaman ve kaynak sınırlaması gibi kısıtlamalardan dolayı ilgili araştırma için var olan yığının tamamı üzerinde çalışma yürütülemez. Dolayısıyla bu yığını temsil edecek bir örneklem seçilir ve ilgili yığın için yapılacak genelleme, bu örneklem üzerinde yapılan veri analizleri sonucunda ortaya çıkar.

Yığın hakkında çıkarım yapabilmek için genellikle iki yöntem uygulanır. Bunlar; yığın parametreleri ile ilgili çıkarım istatistikleri ile güven aralıklarını elde etmek (parametre tahmini) ve bu parametrelere ilişkin hipotezleri test etmektir [25]. Hipotez testleri; sıfır hipotezi ( $H_0$ ) ve alternatif hipotezden ( $H_1$ ) oluşur ve sıfır hipotezinin test edilmesini hedefleyen istatistiksel tekniklerdir. Bu hipotezler yığın parametresi ile ilgili olarak kurulur ve belli bir test istatistiği ile veriler analiz edildikten sonra hipotezler hakkında karar verilir.

Gerçekte bir hipotez ya doğrudur ya da yanlıştır. Bu sebeple kurulan hipotezdeki  $H_0$  hipotezi, yapılan analiz sonucunda ya kabul edilir ya da ret edilir. Gerçekte doğru olan bir hipotez örneklem üzerinde yapılan analiz sonucunda ret edilebilir. Aynı şekilde gerçekte yanlış olan bir hipotez de örneklem üzerinde yapılan analiz sonucunda kabul edilebilir. Dolayısıyla araştırmacı her iki durumda da hata yapmış olur. Bu hatalardan ilkinde, I. tip hata; ikincisine, II. Tip hata denir. Bir hipotez testi için gerçek durum ile test işlemi sonucunda verilen karar değerlendirmesi Çizelge 3.1'deki gibi verilebilir.

Hipotez testlerinin amaçlarından biri, bu hatalar minimum olacak şekilde test kurallarının geliştirilmesidir. Ancak genellikle hataları minimum yapmak yerine hata olasılıklarını minimum yapmak üzerinde durulur. Genelde de I. tip hata olasılığı sabit tutularak II. Tip hata olasılığı minimum (yani, testin gücü maksimum) olacak şekilde yöntemler geliştirilmeye çalışılır [47].

Çizelge 3.1. Hipotez testi için karar değerlendirilmesi

	Karar	
Gerçekte	$H_0$ kabul edilir	$H_0$ ret edilir
$H_0$ doğru	Doğru karar ( $1 - \alpha$ ) (Güven seviyesi)	I. tip hata ( $\alpha$ ) (Önem seviyesi)
$H_0$ yanlış	II. tip hata ( $\beta$ )	Doğru karar ( $1 - \beta$ ) (Testin gücü)

Birinci tip hata olasılığına testin önem seviyesi (anlamlılık düzeyi) denir ve “ $\alpha$ ” ile gösterilir. Yanlış olan sıfır hipotezinin ret edilmesi olasılığına ise testin gücü denir. Bir testin gücü, parametrenin fonksiyonu olup  $\beta(\theta)$  ile gösterilir. Yani;

$$H_0: \theta \in \Theta_0$$

$H_1: \theta \in \Theta'_0$  hipotez testi problemi için  $\beta = P_\theta$  (2. Tip hata) olmak üzere testin güç fonksiyonu;

$$\beta(\theta) = P_\theta(H_0 \text{ ret}) = \begin{cases} \alpha & ; \theta \in \Theta_0 \\ 1 - \beta & ; \theta \in \Theta'_0 \end{cases} \quad (3.1)$$

şeklinde ifade edilir. Burada  $\Theta_0$  parametre uzayı ve  $\Theta'_0$  ise parametre uzayının tümleyen uzayıdır.

Özetlenecek olursa güç, bir çalışmadaki etki, farklılık veya ilişki gibi göstergeler ile ilgili duyarlılıktır. Bir diğer ifade ile çalışmada gerçekte var olan etki, farklılık ya da ilişkiyi yapılan veri analizi sonucunda gösterebilme olasılığına testin gücü denir.  $\alpha$  ve  $\beta$ 'yi aynı anda azaltmak birbirleriyle ters orantılı oldukları için mümkün değildir.

### 3.1. İstatistiksel Gücün Belirleyicileri

İstatistiksel güç; anlamlılık düzeyi (I. tip hata), etki büyüklüğü ve örnek hacimleri olmak üzere üç faktöre bağlıdır [3, 48, 49, 50, 51].

Anlamlılık düzeyi ( $\alpha$ ), bir diğer adıyla I. tip hata yapma riski, gerçekte doğru olan  $H_0$  hipotezini ret etme olasılığıdır ve II. Tip hata olasılığı ( $\beta$ ) ile ters orantılıdır. Dolayısıyla  $\alpha$  arttıkça  $\beta$ , azalır ve böylece istatistiksel güç ( $1 - \beta$ ) artar. Bir araştırmada bu iki tip hata da önemli olduğu için ikisini birden dikkate almak gerekmektedir.

Bu iki tip hatanın kontrol altında tutulması ile ilgili bazı çalışmalar mevcuttur. Örneğin; kimi araştırmacılar iki hatanın eşit tutulmasını önerirken [50], kimi araştırmacılar da verilen çalışmaya uygun olarak ayarlanmaları gerektiğini önermişlerdir [3]. Bütün bunlarla birlikte genel geçer kural, I. tip hatanın ( $\alpha$ ) 0,05 düzeyinde; II. Tip hatanın ( $\beta$ ) 0,20 seviyesinde tutulmasıdır. Böylece istatistiksel güç ( $1 - \beta$ ) en az %80 düzeyinde olacaktır.

İstatistiksel gücün önemli belirleyicilerinden biri de örnek hacimleridir ( $n$ ). Örnek hacimleri, bir çalışmadaki örnekleme hatasını etkiler.

Örnek hacimleri, araştırmacının kontrolü altında olan bir belirleyicidir. Diğer parametreler sabit tutulduğunda örnek hacimlerini arttırmak, istatistiksel gücü arttırmanın en açık yoludur. Ancak maliyet ve zaman ile ilgili kısıtlamalardan dolayı her zaman örnek hacimlerini arttırmak mümkün olmayabilir. Dolayısıyla burada önemli olan örnek hacimlerini en uygun seviyede tutabilmektir.

Örnek hacimlerini arttırmak, çalışmayı oldukça duyarlı hâle getirir. Ancak çalışma gereğinden hassas düzeye ulaştığında aslında klinik açıdan önemli olmayan farklılıklar, istatistiksel açıdan anlamlı bulunabilir. Dolayısıyla örnek hacimlerini arttırmak, istatistiksel gücü arttırmak için her zaman uygun bir seçenek olmayabilir.

Örnek hacimleri sabit tutuldukça, minimum belirlenebilir etki büyüklüğü değeri küçültülebilir. Ancak bu durumda, istatistiksel gücü de azaltmak gerekir [51].

Buraya kadar verilen örnek hacimleri ile ilgili bilgiler, tek grup ya da çok grupta toplam örnek hacimleri için geçerlidir. Fakat bunun yanı sıra iki ya da daha fazla gruplu çalışmalardaki tasarım türü (dengeli/dengeli olmayan) gibi faktör düzeylerine ait örnek hacimleri de istatistiksel gücü etkileyebilir.

İstatistiksel gücü etkileyen diğer bir faktör ise bir çalışmadaki deneme etkisidir. Buna genel olarak etki büyüklüğü de denilebilir ve  $H_0$  hipotezinin derecesini yansıtır.

Etki büyüklüğü terimi sıklıkla Cohen [48] tarafından dillendirilmiş standartlaştırılmış etki büyüklüğü ile aynı anlamda kullanılır. Basit etki büyüklüğü, standart sapmaya bölüldüğünde standartlaştırılmış etki büyüklüğünü verecektir. Cohen [49], özellikle davranış bilimlerinde kullanılmak üzere etki büyüklüklerinin küçük, orta ve büyük

seviyeleriyle ilgili bir genelleme yapmıştır. Cohen [49] genellemesine göre; küçük etki büyüklüğü, 0,2; orta etki büyüklüğü 0,5 ve büyük etki büyüklüğü 0,8 ile gösterilmektedir.

Etki büyüklüğü, orijinal ölçüm ölçeğine bağlı değildir ve çalışmalar arasında karşılaştırılabilirliğine sahiptir.

Bir etki büyüklüğü olarak iki grup ortalaması arasındaki farkı alırsak bu durumda standartlaştırılmış etki büyüklüğü aşağıdaki gibi elde edilebilir:

$$ES = \frac{\mu_1 - \mu_2}{\sigma} \quad (3.2)$$

Burada  $\mu_1$  ve  $\mu_2$ , birinci ve ikinci grubun ortalamalarını ve  $\sigma$  ise genel standart sapmayı ifade etmektedir. Meta analizde yaygın olarak kullanılan etki büyüklükleri Bölüm 2.1’de verilen Çizelge 2.1 ile tanıtılmaktadır.

Diğer parametreler eşitken etki büyüklüğü ile istatistiksel güç doğru orantılıdır ve güç analizinde yaygın olarak kullanılır. Eş. 3.2’de verilen etki büyüklüğü parametresi, hem ortalama farktan hem de varyanstan etkilenir. Örneğin; gruplar arası ortalama farklar büyük olmasına rağmen etki büyüklüğü, büyük bir standart sapma ile küçültülebilir [25].

Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı alındığında, iki değişkenli normal dağılıma sahip bir yığın için etki büyüklüğü parametresi;

$$\theta = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X \sigma_Y}, -1 \leq \theta \leq +1 \quad (3.3)$$

şeklinde ifade edilir. Burada  $\sigma_{XY}$ :  $X$  ve  $Y$  değişkenleri arasındaki birlikte değişimin bir ölçüsü olan kovaryansı gösterirken  $\sigma_X$  ve  $\sigma_Y$  sırasıyla  $X$  ve  $Y$  değişkenlerinin kendi içerisindeki ortalama değişimi veren standart sapmaları göstermektedir.

Eş. 3.3 ile verilen etki büyüklüğü, hem değişkenler arasındaki ortak değişimden hem de her bir değişkene ait bireysel değişimlerden etkilenmektedir. Değişkenler arasındaki ortak değişim büyük olduğunda etki büyüklüğü, standart sapmalardan herhangi birisinin veya her ikisinin büyüklüğü ile küçültülebilir.

### 3.2. İleriye ve Geriye Dönük İstatistiksel Güç

Bir bilimsel çalışmada güç iki yöntemle saptanabilir. Birincisi, çalışma öncesi (ileriye dönük/priori) diğeri, çalışma sonrası (geriye dönük/post-hoc) güç analizidir. Uygun olan, güç analizinin çalışmaya başlamadan önce yapılmasıdır. İleriye dönük yapılan bir çalışmada, çalışma daha tasarım aşamasındayken güç analizinin yapılmamış olması bilimsel açıdan önemli bir eksiklik olabilir.

İleriye dönük güç analizleri, güçle ilgili dört parametreden ( $\alpha$ ,  $\beta$ , ES ve n) herhangi birini tahmin etmek için kullanılabilir ancak genellikle hipotez testindeki parametrelerle ilişkili olarak gerekli örnek hacimlerinin belirlenmesi için uygulanır.

Eğer birinci tip hata ve güç sırasıyla, 0,05 ve 0,80 olursa hata kontrolü için gerekli örneklem, araştırma planlaması için güç analiziyle belirlenir [25]. Burada araştırmacının I. ve II. Tip hata oranlarını belirleme noktasında serbest olduklarını vurgulamak gerekir. Ayrıca ileriye dönük güç analizleri planlanan bir çalışmada II. Tip hata yapma olasılığını belirlemek için de yapılabilir.

İleriye dönük güç analizleri özellikle çalışmaların tekrarlanması planlanırken kullanışlıdır. Bir araştırmacı, belli bir konuda geçmiş araştırmaların etki büyüklükleri ve örneklem hacimlerini analiz ederek önceki çalışmalara bağlı olarak tekrarlanması amaçlanan araştırmalar hakkında karar vermeye yardımcı olur [49].

Çalışma tamamlandıktan sonra yapılan güç analizine geriye dönük güç analizi denir. Eğer araştırmacılar,  $H_0$  hipotezini ret edemez ama bir deneme etkisi olduğunu düşünürlerse, bu deneme etkisinin varlığını kanıtlama konusunda yapılan yanlışlığı belirlemede istatistiksel güce başvuracaklardır ve bu gücün düşük olduğunu belirlemeye çalışacaklardır. Özetle geriye dönük güç analizi, yapılan test işlemi sonucunda istatistiksel olarak anlamlı bulguların olmadığı sonuçların ortaya çıkması durumunda yürütülür.

Anlamlı olmayan sonuçların geriye dönük analizinin gereksiz olduğuyla ilgili zaman zaman tartışmalar olmuştur [52]. Fakat gerçekte bu doğru değildir. Böyle düşünülmesine yol açan iki teknik sebep vardır. Bunlar, gözlenen etki büyüklüğü ve  $p$  değerinin kullanımı ile ilgilidir.

Gözlenen etki büyüklüklerine bağlı olan geriye dönük güç analizlerinde çalışma tahminlerinin yığın etki büyüklüğüyle özdeş olmasının, şüpheli bir varsayım olduğu düşünülür. Ancak gözlenen etki büyüklüklerinin doğruluğuna güvenilmezse o zaman gözlenen gücü hesaplamak için çok sağlıklı bir belirleyici olmayacaktır [49].

Bazı araştırmacılar da  $p$  değeri göreceli olarak yüksek olduğunda geriye dönük güç analizi yapmanın kesin sonuç vereceğine dair şüphe duymaktadırlar [53]. Ancak  $p$  değerine dayalı bir gözlenen güç hesaplamak, güç ve herhangi bir istatistiksel testin  $p$  değeri arasında birebir bir uyum sağlar [54].  $p$  değeri arttıkça güç azalacaktır. Zaten istatistiksel olarak anlamlı olmayan bir sonuç, daima düşük bir istatistiksel güce sebep olacaktır [55]. Özetle bir çalışmanın gözlenen gücünün geriye dönük analizinin duyarlı ve uygun olmadığı konusunda ihtilaflar vardır. Ancak Post-hoc analizleri, yığın etki büyüklüklerine dayandırıldıklarında kullanışlı olmaktadır [49].

### 3.3. İstatistiksel Güç Hesaplamaları

Güç analizleri, pek çok istatistiksel yazılım sayesinde yapılabilir olsa da bu konuyla ilgili formüller, analizin parametre değerlerini nasıl etkilediği ile ilgili bilgi verir. Güç formülleri bir istatistiksel testten diğerine değişkenlik gösterebilir. Burada tek grup ortalamasına ait  $Z$ -testi, iki bağımsız grup karşılaştırmalarına ilişkin  $Z$ - testi ve iki örneklem  $t$ - testi ile ikiden fazla bağımsız grup karşılaştırması olarak bilinen tek yönlü varyans analizi (ANOVA)'ndeki  $F$ - testi için güç hesaplamaları verilecektir.

#### 3.3.1. Tek grup ortalaması için $Z$ testinde istatistiksel güç

İlgilenilen değişken  $X$  olmak üzere bu değişkene göre ele alınan tek grubun (yığının) dağılımı için  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  olsun ve yığın varyansı  $\sigma^2$  biliniyor, fakat yığın ortalaması  $\mu$  bilinmiyor olsun.  $\delta \neq 0$  olan bir reel sayı olmak üzere, test edilecek sıfır hipotezleri ve alternatif hipotezler;

$$\begin{aligned} a. H_0: \mu = \delta \quad ; \quad b. H_0: \mu = \delta \quad ; \quad c. H_0: \mu = \delta \\ H_1: \mu \neq \delta \quad ; \quad H_1: \mu > \delta \quad ; \quad H_1: \mu < \delta \end{aligned} \tag{3.4}$$

şeklinde oluşturulur.



Burada (a) bir çift yanlı test iken, (b) ve (c) tek yanlı testlerdir. Bu hipotezleri test etmek için kullanılacak olan test istatistiği ve  $H_0$  doğru iken test istatistiğinin örnekleme dağılımı;

$$Z = \frac{\bar{X} - \delta}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1) \quad (3.5)$$

dir. Burada  $n$  örnek hacimleri ve  $i = 1, 2, \dots, n$  için  $X_i$ ,  $i$ .örnek birimi olmak üzere,  $\bar{X}$  örnek ortalama istatistiği olup,  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  şeklinde tanımlıdır.

Bu test istatistiğine göre  $\alpha$  önem seviyesinde  $H_1$  hipotezine göre istatistiksel karar; (çift yanlı test için)  $|Z| > C_{\frac{\alpha}{2}}$  ve (tek yanlı test için)  $|Z| > C_{\alpha}$  ise  $H_0$  hipotezi ret edilir. Burada  $C_{\alpha}$ ,  $P(Z \geq C_{\alpha}) = \alpha$  denklemini sağlayan standart normal dağılım kritik değeridir.

Alternatif hipotezin doğruluğu altında  $Z \sim N(\lambda, 1)$  olup burada  $\lambda$ ;

$$\lambda = \frac{\mu - \delta}{\sigma/\sqrt{n}} \quad (3.6)$$

şeklinde tanımlıdır. Verilen bir  $\alpha$  anlamlılık düzeyinde tek yanlı test için  $H_0$  hipotezinin ret edilmesi sonucunda ortaya çıkacak güç fonksiyonu;

$$1 - \beta = 1 - \Phi(C_{\alpha} - \lambda) \quad (3.7)$$

iken, çift yanlı test için güç fonksiyonu;

$$1 - \beta = 1 - \Phi\left(C_{\frac{\alpha}{2}} - \lambda\right) + \Phi\left(-C_{\frac{\alpha}{2}} - \lambda\right) \quad (3.8)$$

şeklinde olur. Burada  $\Phi(x)$ , kümülatif standart normal dağılımı ifade etmektedir.

### 3.3.2. İki bağımsız grup karşılaştırması için Z testinde istatistiksel güç

İlgilenilen değişken  $X$  olmak üzere bu değişkene göre ele alınan iki grubun (yığının) dağılımları, birinci grup için  $X_1 \sim N(\mu_1, \sigma^2)$  ve  $X_2 \sim N(\mu_2, \sigma^2)$  olsun. Bu grupların bağımsız,

ortak bir  $\sigma^2$  yığın varyansına sahip olduklarını kabul edelim. Ayrıca  $\sigma^2$  biliniyor, fakat yığın ortalamaları  $\mu_1$  ve  $\mu_2$  bilinmiyor olsun. İkinci grup ile birinci grup arasındaki gerçek ortalama farkı  $\varepsilon = \mu_2 - \mu_1$  ile gösterilsin. Böyle tanımlanan iki bağımsız grubu ortalamaları yönünden karşılaştırma çalışmasında test edilecek hipotezler;  $\delta \neq 0$  olmak üzere;

$$\begin{aligned} a. H_0: \varepsilon = 0 \quad ; \quad b. H_0: \varepsilon \leq \delta \quad ; \quad c. H_0: |\varepsilon| \geq \delta \\ H_1: \varepsilon \neq 0 \quad ; \quad H_1: \varepsilon > \delta \quad ; \quad H_1: |\varepsilon| < \delta \end{aligned} \quad (3.9)$$

şeklinde oluşturulur. Burada yine (a) bir çift yanlı test iken, (b) ve (c) tek yanlı testlerdir. Bu hipotezleri test etmek için  $i = 1, 2$  olmak üzere her gruptan  $n_i$  birimlik örnekler çekilerek yığın ortalaması parametrelerinin en çok olabilirlik tahmin edicileri olan örnek ortalaması istatistikleri hesaplanır.  $i$ .örnek için örnek ortalama istatistiği;

$$\bar{X}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} X_{ij}, i = 1, 2 \quad (3.10)$$

şeklinde tanımlıdır. Bu hipotezleri test etmede kullanılacak test istatistikleri sırasıyla;

$$(a \text{ hipotezi için}) \quad Z = \left| \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \right| \sim N(0; 1) \quad (3.11)$$

$$(b \text{ hipotezi için}) \quad Z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - \delta}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim N(0; 1) \quad (3.12)$$

$$(c \text{ hipotezi için}) \quad Z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) + \delta}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim N(0; 1) \quad (3.13)$$

olur.

Böylece  $H_1$  hipotezi dikkate alındığında  $H_0$  hipotezi hakkında karar kuralı  $\alpha$  önem seviyesinde; (çift yanlı test için)  $|Z| > C_{\frac{\alpha}{2}}$  ve (tek yanlı test için)  $|Z| > C_{\alpha}$  ise  $H_0$

hipotezi ret edilir. Burada  $C_\alpha, P(Z \geq C_\alpha) = \alpha$  denklemini sağlayan standart normal dağılım kritik değeridir.

Bu durumda  $H_1$  hipotezinin durumuna göre istatistiksel güç fonksiyonları sırasıyla;

$H_1: \varepsilon \neq 0$  için;

$$1 - \beta = \phi\left(\frac{\varepsilon}{\sigma\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} - C_{\frac{\alpha}{2}}\right) + \phi\left(-\frac{\varepsilon}{\sigma\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} - C_{\frac{\alpha}{2}}\right) \approx \phi\left(\frac{|\varepsilon|}{\sigma\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} - C_{\frac{\alpha}{2}}\right) \quad (3.14)$$

ve bu güce ulaşmak için gereken örnek hacimleri;

$$\frac{|\varepsilon|}{\sigma\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} - C_{\frac{\alpha}{2}} = C_\beta \quad (3.15)$$

formülünden hesaplanır. Buna göre  $n_1 = k \cdot n_2$  olmak üzere Eş. 3.15  $n_2$ 'ye göre çözülürse;

$$n_2 = \frac{(C_{\frac{\alpha}{2}} + C_\beta)^2 \sigma^2 (1 + 1/k)}{\varepsilon^2} \quad (3.16)$$

elde edilir.

$H_1: \varepsilon > \delta$  için;

$$1 - \beta = \phi\left(\frac{\varepsilon - \delta}{\sigma\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} - C_\alpha\right) \quad (3.17)$$

ve bu güce ulaşmak için gereken örnek hacimleri,

$$\frac{\varepsilon - \delta}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} - C_\alpha = C_\beta \quad (3.18)$$

formülünden hesaplanır.  $n_1 = k \cdot n_2$  olmak üzere Eş. 3.18  $n_2$ 'ye göre çözülürse;

$$n_2 = \frac{(C_\alpha - C_\beta)^2 \sigma^2 (1 + 1/k)}{(\varepsilon - \delta)^2} \quad (3.19)$$

olarak bulunur.

$H_1: |\varepsilon| < \delta$  için;

$$\begin{aligned} 1 - \beta &= \phi\left(\frac{\delta - \varepsilon}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} - C_\alpha\right) + \phi\left(\frac{\delta - \varepsilon}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} - C_\alpha\right) - 1 \\ &\approx 2\phi\left(\frac{\delta - |\varepsilon|}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} - C_\alpha\right) - 1 \end{aligned} \quad (3.20)$$

ve bu güce ulaşmak için gereken örnek hacimleri;

$$\frac{\delta - |\varepsilon|}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} - C_\alpha = C_{\beta/2} \quad (3.21)$$

formülünden hesaplanır. Buna göre  $n_1 = k \cdot n_2$  olmak üzere Eş. 3.21  $n_2$ 'ye göre çözülürse;

$$n_2 = \frac{(C_\alpha + C_{\beta/2})^2 \sigma^2 (1 + 1/k)}{(\delta - |\varepsilon|)^2} \quad (3.22)$$

şeklinde elde edilir.

### 3.3.3. İki bağımsız grup karşılaştırması için $t$ testinde istatistiksel güç

İlgilenilen değişken  $X$  olmak üzere bu değişkene göre ele alınan iki grubun (yığının) dağılımları, birinci grup için  $X_1 \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$  ve  $X_2 \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$  olsun. Bu grupların bağımsız ve  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$  olduğunu, yani homojen varyanslı olduklarını kabul edelim. Ayrıca hem grup varyansları ( $\sigma_1^2$  ve  $\sigma_2^2$ ) ile ortak varyans ( $\sigma^2$ ) hem de yığın ortalamaları ( $\mu_1$  ve  $\mu_2$ ) bilinmiyor olsun. İkinci grup ile birinci grup arasındaki gerçek ortalama farkı  $\varepsilon = \mu_2 - \mu_1$  ile gösterilsin. Böyle tanımlanan iki bağımsız grubu ortalamaları yönünden karşılaştırma çalışmasında test edilecek sıfır hipotezleri ile alternatif hipotezler;  $\delta \neq 0$  olmak üzere;

$$a. H_0: \varepsilon = 0 \quad ; \quad b. H_0: \varepsilon \leq \delta \quad ; \quad c. H_0: |\varepsilon| \geq \delta \quad (3.23)$$

$$H_1: \varepsilon \neq 0 \quad ; \quad H_1: \varepsilon > \delta \quad ; \quad H_1: |\varepsilon| < \delta$$

şeklinde oluşturulur. Bu sıfır hipotezlerini test etmede kullanılacak test istatistikleri sırasıyla;

$$(a \text{ hipotezi için}) \quad t = \frac{|\bar{X}_1 - \bar{X}_2|}{S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t_{n_1+n_2-2} \quad (3.24)$$

$$(b \text{ hipotezi için}) \quad t = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - \delta}{S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t_{n_1+n_2-2} \quad (3.25)$$

$$(c \text{ hipotezi için}) \quad t = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) + \delta}{S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t_{n_1+n_2-2} \quad (3.26)$$

olur. Burada  $i = 1,2$  için  $\bar{X}_i$   $i$ . gruba ait örnek ortalaması olup Eş. 3.10 ile hesaplanır ve  $\sigma^2$  parametresinin bir yansız tahmin edicisi olan  $S^2$  istatistiği, iki grup için toplanmış örnek varyansı olup;

$$S^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \quad (3.27)$$

eşitliği ile verilir. Eş. 3.27'de  $S_i^2$ , ( $i = 1, 2$ )  $i$ . gruba ait örnek varyansdır.  $\sigma_i^2$  parametresinin en çok olabilirlik tahmin edicisi olan bu istatistik;

$$S_i^2 = \frac{1}{n_i - 1} \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_{i.})^2, i = 1, 2 \quad (3.28)$$

eşitliği ile elde edilir.

Böylece  $H_1$  hipotezi dikkate alındığında  $H_0$  hipotezi hakkında karar kuralı  $\alpha$  önem seviyesinde; (çift yanlı test için)  $|t| > t_{\frac{\alpha}{2}; n_1+n_2-2}$  ve (tek yanlı test için)  $|t| > t_{\alpha; n_1+n_2-2}$  ise  $H_0$  hipotezi ret edilir. Burada  $t_{\alpha; n_1+n_2-2}$ ,  $P(t \geq t_{\alpha; n_1+n_2-2}) = \alpha$  denklemini sağlayan student  $t$ - dağılımı kritik değeridir.

Böylece  $H_1$  hipotezinin durumuna göre istatistiksel güç fonksiyonları sırasıyla;

$H_1: \varepsilon > \delta$  için;

$$1 - \beta = 1 - T_{n_1+n_2-2} \left( t_{\alpha; n_1+n_2-2} \setminus \frac{\varepsilon - \delta}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \right) \quad (3.29)$$

ve bu güce ulaşmak için gereken örnek hacimleri,

$$\beta = T_{(1+k)n_2-2} \left( t_{\alpha; (1+k)n_2-2} \setminus \frac{(\varepsilon - \delta)\sqrt{n_2}}{\sigma \sqrt{1 + \frac{1}{k}}} \right) \quad (3.30)$$

formülünden hesaplanır.

$H_1: |\varepsilon| < \delta$  için;

$$1 - \beta = 1 - T_{n_1+n_2-2} \left( t_{\alpha; n_1+n_2-2} \setminus \frac{\delta - \varepsilon}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \right) + T_{n_1+n_2-2} \left( t_{\alpha; n_1+n_2-2} \setminus \frac{\varepsilon + \delta}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \right) \quad (3.31)$$

ve bu güce ulaşmak için gereken örnek hacimleri  $n_1 = k \cdot n_2$  olmak üzere  $n_2$  için;

$$\beta/2 = T_{(1+k)n_2-2} \left( t_{\alpha; (1+k)n_2-2} \setminus \frac{\sqrt{n_2}(\delta - |\varepsilon|)}{\sigma \sqrt{1 + \frac{1}{k}}} \right) \quad (3.32)$$

formülünden hesaplanır.

$H_1: \varepsilon \neq 0$  için;

$$1 - \beta = 1 - T_{n_1+n_2-2} \left( t_{\frac{\alpha}{2}; n_1+n_2-2} \setminus \frac{\varepsilon}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \right) + T_{n_1+n_2-2} \left( -t_{\frac{\alpha}{2}; n_1+n_2-2} \setminus \frac{\varepsilon}{\sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \right) \quad (3.33)$$

ve bu güce ulaşmak için gereken örnek hacimleri;  $n_1 = k \cdot n_2$  olmak üzere yukarıdaki güç formülünde yer alan ikinci terim,  $\frac{\alpha}{2}$ 'ye eşit ya da daha küçük olduğu için ihmâl edilir ve buna göre  $n_2$ ;

$$\beta = T_{(1+k)n_2-2} \left( t_{\frac{\alpha}{2}; (1+k)n_2-2} \setminus \frac{\varepsilon \sqrt{n_2}}{\sigma \sqrt{1 + \frac{1}{k}}} \right) \quad (3.34)$$

formülünden hesaplanır. Bu formüllerden hesaplanan değerler Çizelgede belirtilip daha detaylı bilgiler Chow ve arkadaşlarının yaptıkları çalışmada bulunabilir [56].

### 3.3.4. İki deneme ve daha fazla bağımsız grup karşılaştırmasında $F$ testi için istatistiksel güç

Uygulamada araştırmacılar, ortalama farklarını karşılaştırmada iki deneme ve daha fazla bağımsız grupta çalışabilirler. Bu durumda başvurulacak istatistiksel teknik tek yönlü varyans analizi ya da ANOVA'dır. ANOVA çoklu grupların karşılaştırılmasını yaparken  $F$  testini kullanır.  $F$ -testi, grupların normal dağılımlı ve homojen varyanslı olduğu varsayımı altında iki deneme ve daha fazla bağımsız gruplar arasında anlamlı farklılık olup olmadığını kontrol eder. Bir diğer ifadeyle gruplar arası varyans ile grup içi varyansı karşılaştırır. Tek yönlü varyans analizinde  $k$  bağımsız grup (deneme) sayısı,  $i = 1, 2, \dots, k$  için  $i$ . gruba ait örnek hacimleri  $n$  ve  $X$  bağımlı değişken olmak üzere, istatistiksel model;

$$X_{ij} = A_i + \varepsilon_{ij}, (i = 1, 2, \dots, k ; j = 1, 2, \dots, n) \quad (3.35)$$

şeklinde tanımlanır. Burada  $X_{ij}; (i = 1, 2, \dots, k ; j = 1, 2, \dots, n)$   $i$ . deneme grubunda  $j$ . örnek birimine ait gözlem değeri,  $i$ . denemenin sabit etkisi  $A_i$  ve  $\varepsilon_{ij}$  gözlenen  $X_{ij}$ 'deki rastgele hata olup  $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$  bağımsız dağılımlıdır. Burada yapılacak karşılaştırma için test edilecek sıfır hipotezi ile alternatif hipotez;

$$\begin{aligned} H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k \\ H_1: \mu_i \neq \mu_j \text{ bazı } 1 \leq i < j \leq k \text{ 'lar için} \end{aligned} \quad (3.36)$$

şeklinde oluşturulur.  $H_0$  hipotezinin test edilmesi için kullanılacak test istatistiği;

$$F = \frac{GAKT / (k - 1)}{HKT / k(n - 1)} \quad (3.37)$$

olarak verilir. Burada  $GAKT$ , gruplar arası kareler toplamı ve  $HKT$ , hata kareler toplamı olmak üzere sırasıyla



$$GAKT = \sum_{i=1}^k n(\bar{X}_{i.} - \bar{X}_{..})^2 \quad (3.38)$$

$$HKT = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_{i.})^2 \quad (3.39)$$

eşitliklerinden hesaplanır. Eş. 3.38 ve Eş. 3.39'de yer olan  $i$ . gruba ait örnek ortalaması ( $\bar{X}_{i.}$ ) ve genel örnek ortalaması ( $\bar{X}_{..}$ ) istatistikleri de

$$\bar{X}_{i.} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_{ij}, (i = 1, 2, \dots, k) ; \bar{X}_{..} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \bar{X}_{i.} \quad (3.40)$$

Eşitlikleri yardımı ile bulunur. Gruplar içi ortak yığın varyansı olan  $\sigma^2$  parametresinin bir tahmin edicisi  $HKO$ , hata kareler ortalaması

$$\hat{\sigma}^2 = HKO = \frac{HKT}{k(n-1)} \quad (3.41)$$

istatistiğidir.

Böylece  $H_1$  hipotezi dikkate alındığında  $H_0$  hipotezi hakkında karar kuralı  $\alpha$  önem seviyesinde;  $F > F_{\alpha;(k-1);k(n-1)}$  ise  $H_0$  hipotezi ret edilir. Burada  $F_{\alpha;(k-1);k(n-1)}$ , serbestlik dereceleri  $(k-1)$  ve  $k(n-1)$  olan merkezi F dağılımının kritik değerini ifade etmektedir.

Alternatif hipotez altında testin gücü;

$$P(F > F_{\alpha;(k-1);k(n-1)}) = P(GAKT > \sigma^2 \chi_{\alpha;k-1}^2) \quad (3.42)$$

şeklinde olup burada  $\chi_{\alpha;k-1}^2$ ;  $k-1$  serbestlik dereceli ki-kare dağılımı için üst yüzdeliğidir.  $k(n-1)$  büyük olduğunda  $\hat{\sigma}^2 (HKO)$  yaklaşık olarak  $\sigma^2$  ve  $(k-1)\chi_{\alpha;k-1}^2 \approx F_{\alpha;(k-1);k(n-1)}$  olur.

Alternatif hipotez altında ( $n \cdot GAKT / \sigma^2$ ), merkezi olmama parametresi  $\lambda = n\Delta$  ve serbestlik derecesi  $(k-1)$  olan merkezi olmayan ki-kare dağılımına sahiptir. Burada

$$\Delta = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^k (\mu_i - \bar{\mu})^2 \quad ; \quad \bar{\mu} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \mu_i \quad (3.43)$$

dır. Bu nedenle ilgili güce ulaşmak için gereken örnek hacimleri;

$$\beta = \chi_{k-1}^2(\chi_{\alpha; k-1}^2 \setminus \lambda) \quad (3.44)$$

formülünden hesaplanır. Burada  $\chi_{k-1}^2(\setminus \lambda)$ , merkezi olmama parametresi  $\lambda$  ve serbestlik derecesi  $(k - 1)$  olan merkezi olmayan Ki- Kare dağılımı için kümülatif dağılım fonksiyonudur. Bu formüllerden hesaplanan değerler çizelge haline getirilip, daha detaylı bilgiler yine Chow ve arkadaşlarının çalışmasında bulunabilir [56].

#### 4. META ANALİZİNDE İSTATİSTİKSEL GÜÇ

Günümüzde çeşitli sahalarda aynı konu üzerinde yapılan çalışmaların sayısı ve her çalışmadaki ilgili konu için daha fazla araştırma yapılması gereklidir. Niceliksel açıdan büyük örnek hacimlerine sahip çalışma sonuçları, araştırmanın kesinlikle doğru olduğu yargısına ulaşmada araştırmacılara güven vermektedir. Bu anlamda konuyla ilgili başkaca çalışmalar yapmaya gerek duyulmayabilir. Bunun yanında çok geniş çaplı çalışmaların yapılması, pahalı, uzun zaman alan ve karmaşık uygulamalara sahip olmalarından dolayı araştırmacı için oldukça zorlayıcı olacaktır. Ancak meta analizi gibi alternatif bir yöntemin kullanılması, araştırmacının bu zorlukların üstesinden gelmesi açısından önemlidir.

Meta analizi, sağlık ve sosyal bilimler gibi sahalarda sıkça başvurulan bir yöntemdir. İlgilenilen bir araştırma konusu üzerinde daha önceden yapılmış çeşitli çalışmaların özet sonuçlarını, uygun koşullar altında bir araya getirerek birleştirir. Bu sayede ilgili konuda genel bir sonuca ulaşılmasında etkili bir yol olduğu savunulabilir. Bunun yanında birleştirme işlemi yaparken nitel ve nicel yöntemleri kullanması, meta analizinin başarılı yönlerinden biridir.

Meta analizi günümüz bilim dünyasında oldukça popüler bir yöntemdir. Bu analiz yöntemi ile ilgili çıkarımda bulunulmak istendiğinde, meta analizde kullanılacak her bir çalışma sonucunu tanımlamak için “etki büyüklüğü” denilen metrikler kullanılmaktadır. Bu ölçütler ortalamaları, oranları ya da ilişkileri temsil eden sayısal değerler olabilmektedir. Kullanılan bu etki büyüklüklerinin birleştirilmesi sayesinde, genel etki büyüklüğü de hesaplanabilecektir. Böylece meta analizinin temel amaçlarından biri olan genel etkinin var olup olmadığı sorgulamasına ait hipotez testleri de yapılabilmüş olacaktır.

Meta analizde etki büyüklüklerinin önemlilik testlerine ait istatistiksel çıkarım prosedürleri uzun yıllardır mevcut olmasına rağmen, istatistiksel testlerin gücünün hesaplanması konusunda nispeten daha az çalışma yapılmıştır. İstatistiksel testlerle ilgili güç hesaplamaları, her zaman sağlam istatistiksel planlamanın bir parçasıdır [20]. İstatistiksel güç tahminlerini elde etme gerekliliği, son yıllarda meta analizi çalışmalarında artış gösteren bir konudur.

Meta analizinde istatistiksel güç ile ilgili yapılan çalışmalarda güç hesaplamalarının genellikle analitik yolla bazen de Monte Carlo simülasyon çalışmaları ile yapıldığı görülmektedir. Analitik yolla güç hesaplarırken ilgili meta analizde kullanılan etki büyüklüğü tahminine ait istatistiğin örnekleme dağılımından yararlanılmaktadır. Meta analizde tercih edilen etki büyüklüğüne bağlı olarak, bu etki büyüklüğünün tahmini olan istatistiğin örnekleme dağılımı;

- i) Çalışmaların birleştirilmesinde uygulanan çalışma deseninden (tek grup, bağımsız veya bağımlı iki grup, iki değer alan bağımsız gruplar gibi)
- ii) İlgilenilen değişken/değişkenlere göre grup ya da grupların dağılımları ile ilgili varsayımlardan
- iii) Etki büyüklüğünün derecesinden (özellikle korelasyon katsayısı ve odds oranı)
- iv) Çalışma içi örnek hacimlerinin büyüklüğünden etkilenmektedir.

İstatistiğin örnekleme dağılımı üzerinde etkili olan bu durumlar sebebiyle, meta analizde kullanılan istatistiksel testle ilgili testin analitik gücünün de etkilenmesi kaçınılmaz bir sonuçtur. Özellikle etki büyüklüğü olarak ilişki ölçülerinin (korelasyon katsayısı, odds oranı v.s.) kullanıldığı meta analizlerde, bazen ilişki derecesinden bazen de örnek hacimlerinin küçük olmasından dolayı hesaplanan analitik gücün gerçek gücü yansıtmadığı sonucu ortaya çıkabilmektedir [20, 25]. Çünkü büyük örneklerde etki büyüklüğü olarak kullanılan istatistiğin örnekleme dağılımının bilinen bir teorik olasılık dağılımına yakınsadığından, analitik gücün hesaplanmasında bu olasılık dağılımının kullanılması mümkün olmaktadır. Ancak; küçük hacimli örneklemlerde de aynı olasılık dağılımı ile hesaplanacak olan analitik güç gerçek gücü göstermeyecektir. Bu durumda güç hesaplamasındaki gerekli olan koşullar aynı kalmak üzere, testin gücünün hesaplanmasında simülasyon yolunun tercih edilmesi daha uygun olacaktır. Çünkü koşullar aynı olduğunda simülasyon yolu ile elde edilen güç değeri analitik güç yolu ile elde edilen değere göre biraz daha yüksek çıkmaktadır.

Bu tez çalışmasında çalışma deseninin tek grup olduğu, çalışmaların birleştirilmesinde etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısının seçildiği bir meta analizinde, çalışmaların birleştirilmesinde uygulanacak model türüne göre ana etki büyüklüğünün önemlilik testleri ve bu testlerle ilgili güç hesaplamaları üzerinde duruldu. Korelasyon etki büyüklüğünün önemli olduğu durumda, özellikle küçük örneklemler için güç hesaplanmasında simülasyon

yolunun tercih edilmesini önermekteyiz. Bu önerimizin gerekçelerini bu bölümün geri kalan kısımlarında yapacağımız çalışmalarla açıklamaya çalışacağız.

Meta analizinde istatistiksel güç hesaplamaları için analitik sürecin nasıl olacağına dair bilgiler ve ilgili formüller Hedges ve Pigott [20] tarafından ve bu hesaplamalar için istatistiksel yazılımların (SAS, R vb.) nasıl yürütüleceği bilgileri ise Liu [25] tarafından verilmiştir.

#### 4.1. Bir Etki Büyüklüğü Olarak Korelasyon Katsayısı ve Örneklem Dağılımı

Yapılacak bir meta analizi çalışması için ilgili çalışmanın amacı, çalışma dizaynı ve veri formatı, etki büyüklüğünün seçiminde yol gösterici olmaktadır. Nedensel yön çıkarımları yapılmadan değişkenler arasındaki ilişkiyi değerlendiren çalışmalarda kullanılacak etki büyüklüğü korelasyon katsayısı gibi ilişki ölçütleri olabilmektedir. Bu çalışmada da etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanılmıştır. Bu sebeple bu bölümde korelasyon katsayısı istatistiği ve onun örneklem dağılımı üzerinde duruldu.

Bir meta analizinde etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısının kullanılması durumunda çalışma deseni, tek gruplu çalışmalardır. İki sürekli değişken arasındaki doğrusal ilişkinin yönü ve derecesini ifade eden korelasyon katsayısının kullanıldığı çalışmalarda, yığın için korelasyon parametresini  $\theta$  ile ve bu parametrenin tahmini olan örnek korelasyon katsayısı istatistiğini  $r$  ile gösterebiliriz. Bu istatistik  $[-1, +1]$  aralığında değerler alır

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (4.1)$$

şeklinde tanımlıdır. Bu istatistiğin örneklem dağılımı normal dağılım göstermemektedir. Özellikle  $\theta_0 \in [-1, +1]$  olmak üzere  $H_0: \theta = \theta_0$  iken  $r$  istatistiğinin örneklem dağılımı sağa ( $\theta_0 > 0$ ) veya sola ( $\theta_0 < 0$ ) çarpık bir dağılım gösterir. Ayrıca  $r$  istatistiğinin beklenen değeri parametreye (yani  $\theta$ 'ya) eşit, fakat varyansı kendisinin ve örnek hacimlerinin bir fonksiyonudur [57]. Örnek korelasyon katsayısı  $r$  istatistiği için beklenen değer ve varyans sırasıyla;

$$E(r) = \theta \text{ ve } V_r = \frac{(1 - r^2)^2}{n - 2} \quad (4.2)$$

eşitliği ile verilir. Bu sebeple etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısının ele alındığı meta analizi çalışmalarında, özellikle hipotez testi ve testin gücü gibi istatistiksel çıkarımlar için  $r$  istatistiği doğrudan kullanılmamaktadır. Bu durumda korelasyon katsayısı üzerinde Fisher  $Z$  dönüşümü uygulanarak işlem yapılmaktadır. Fisher  $Z$  dönüşümü;

$$Z = 0,5 \times \ln \left( \frac{1 + r}{1 - r} \right) \quad (4.3)$$

olup, bu  $Z$  istatistiğinin örnekleme dağılımı, parametreleri sırası ile;

$$E(Z) = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{1 + \theta}{1 - \theta} \right) \text{ ve } V(Z) = \frac{1}{n - 3} \quad (4.4)$$

olan bir normal dağılım göstermektedir [56, 58]. Sonuç olarak; Eş. 4.3 üzerinde ters dönüşüm uygulanmak suretiyle tekrar korelasyon değerleri elde edilebilir. Söz konusu ters dönüşüm;

$$r = \frac{e^{2z} - 1}{e^{2z} + 1} \quad (4.5)$$

eşitliği ile verilen dönüşümdür. Büyük örnekler için Fisher  $Z$  dönüşümünün olasılık dağılımı hakkında bir çıkarım aşağıdaki teorem ile verilmektedir.

**Teorem 4.1**  $(X, Y) \sim N_2(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \theta)$  iki değişkenli normal dağılıma sahip olan bir yığın ve bu yığından rastgele olarak çekilen  $n$  birimlik bir örnek  $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$  olsun.  $X$  ve  $Y$  değişkenlerine ait yığın korelasyon katsayısı  $\theta$  parametresinin en çok olabilirlik tahmin edicisi olan örnek korelasyon katsayısı  $r$  istatistiği olmak üzere, eğer  $Z = 0,5 \times \ln \left( \frac{1+r}{1-r} \right)$ ,  $\xi = E(Z)$  ve  $v = V(Z)$  ise o zaman  $n \rightarrow \infty$  iken (yani örnek hacimleri yeterince büyük olduğunda)  $T = \frac{Z - \xi}{\sqrt{v}} = \sqrt{n - 3}(Z - \xi) \sim N(0, 1)$  dir. Burada  $\xi = E(Z)$  ve  $v = V(Z)$  değerleri Eş.(4.4)'de verildiği gibidir [59-61].

Teorem 4.1'e göre örnek hacimleri  $n$  yeterince büyük olduğunda  $\theta$  parametresinin sıfır olmayan değerleri ile ilgili hipotezlerin test edilmesinde ve testin gücü hesaplamalarında Fisher  $Z$  istatistiğini kullanabiliriz. Belirtilen koşullar altında  $Z$  istatistiğinin örnekleme

dağılımı asimptotik olarak normal dağılım göstermektedir. Bu sebeple büyük örnek hacimlerinde hesaplanan güç değeri gerçek gücü verirken, küçük örnek hacimlerinde gerçek gücü vermeyebilir. Bu durumda özellikle küçük örneklem için güç hesaplamalarında, örneğin simülasyon yöntemi gibi alternatif yöntemlere başvurulabilir.

#### 4.2. Korelasyon Katsayısı Etki Büyüklüğü İçin Sabit Etki Modeli

Bu çalışmada etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığı için sabit etki modelinin korelasyon katsayısı etki büyüklüğüne göre ifadesi, model parametrelerinin tahminleri ve tahmin edici istatistiklerin örnekleme dağılımları hakkında bilgiler bu bölümde verildi.

$k$  tane bağımsız çalışmanın bir meta analizde sabit etki modeli kapsamında birleştirileceğini varsayalım. Ayrıca her bir çalışma için esas alınan temeldeki verinin iki değişkenli normal dağılım ile uyumlu olduğunu kabul edelim. Bu takdirde yığın etki büyüklüğü söz konusu iki değişken arasındaki doğrusal ilişkinin bir ölçüsü olan yığın korelasyon katsayısı olarak alınsın. Burada  $i = 1, 2, \dots, k$  olmak üzere  $i$ . çalışma için yığın etki büyüklüğünü, bu yığının korelasyon katsayısı olan  $\theta_i$  parametresi ile gösterelim. Bu takdirde  $i = 1, 2, \dots, k$  için  $i$ . çalışmaya ait örnek hacimleri  $n_i$  olmak üzere  $\theta_i$  parametresinin en çok olasılık tahmin edicisi bu çalışmaya ilişkin örnek korelasyon katsayısı olan  $r_i$  istatistiği olacaktır. Bu istatistik aynı zamanda gözlenen etki büyüklüğü adını alır. Gözlenen etki büyüklüğü olan  $r_i$  istatistiğinin örnekleme dağılımı Bölüm 4.1'de belirtildiği gibi sağa ya da sola çarpık bir dağılım olup, beklenen değeri ve varyansı Eş. 4.2 gereğince sırasıyla;

$$E(r_i) = \theta_i \text{ ve } v_i = \frac{(1 - r_i^2)^2}{n_i - 2}, \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (4.6)$$

olacaktır. Yani gözlenen etki büyüklüğü, yığın etki büyüklüğü için yansız bir tahmin edici iken çalışma içi varyans hem gözlenen etki büyüklüğüne hem de örnek hacimlerine bağlıdır.

Bu çalışmaları sabit etki modeli altında bir meta analizde birleştirmek istediğimizde, sabit etki modelinin temel varsayımı gereğince her bir çalışmanın tamamen ortak bir etki büyüklüğüne sahip olduğu kabul edilir. Buna göre etki büyüklüğünü etkileyen bütün faktörler meta analize katılan bütün çalışmalarda aynı olacağından, bütün çalışmalar için gerçek etki büyüklüğü sabit ve  $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_k = \theta$  dır. Burada  $\theta$  gerçek etki büyüklüğü

parametresi olan yığın için gerçek korelasyon katsayısı olup, bütün çalışmalardaki gerçek etki büyüklüklerinin ortalamasına eşittir. Buna göre korelasyon katsayısı etki büyüklüğü için sabit etki modeli;

$$r_i = \theta + \varepsilon_i, \quad (i = 1, 2, \dots, k) \quad (4.7)$$

eşitliği ile verilir. Burada  $\varepsilon_i$ ,  $i$ . çalışma için hata terimi olup hatalar birbirinden bağımsız ve  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_i^2)$  dağılımlıdır. Çalışmalara ait korelasyonları kullanarak çalışmaları sabit etki modeli altında birleştirmede iki yol izlenmektedir:

- i) Doğrudan korelasyon katsayıları kullanma: Literatürde bu yolu tercih ederek meta analizi yapan çalışmalara rastlamak mümkündür [62]. Bu yol tercih edildiğinde gözlenen etki büyüklüğü  $r_i$  istatistiğinin örnekleme dağılımının,  $\theta_0 \in [-1, +1]$  olmak üzere  $\theta = \theta_0$  iken küçük örneklerde normal olmayıp sağa veya sola çarpık bir dağılım gösterdiği ve büyük örneklerde ise asimptotik olarak normal dağılıma yaklaştığı bilinmektedir. Ancak; bu istatistiğin varyansının Eş. 4.6'da görüldüğü gibi hem istatistiğin kendisine, hem de çalışma içi örnek hacimlerine bağlı olması nedeniyle çok fazla tercih edilen bir yol değildir.
- ii) Fisher Z dönüşümü kullanma: Önceki yolda gözlenen etki büyüklüğü korelasyon katsayısının varyansını durağanlaştırıcı bir yöntem olan bu dönüşüm Sir Ronald Fisher (1925) tarafından geliştirilmiştir. Bu nedenle Fisher Z dönüşümü olarak adlandırılmıştır. Çalışmaları korelasyon katsayısı etki büyüklüğü altında birleştiren meta analizi çalışmalarında, bazı araştırmacılar önce her bir çalışmaya ait korelasyon katsayısının Fisher Z dönüşümü ile dönüştürülmesini önermiştir [63]. Çünkü burada örnek korelasyon katsayıları, ortalamada durağan ama varyanslar durağan değil, heterojendir. Buna göre  $i = 1, 2, \dots, k$  olmak üzere  $i$ . çalışma için Fisher Z dönüşümü ile dönüştürülmüş yığın etki büyüklüğü parametresi, Eş. 4.4'e benzer olarak

$$\xi_i = 0,5\{\ln[(1 + \theta_i)/(1 - \theta_i)]\} \quad (4.8)$$

şeklinindedir. Bütün çalışmalar için gerçek etki büyüklüğü sabit ve  $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_k = \theta$  olması sebebiyle Eş. 4.8 dikkate alındığında dönüştürülmüş gerçek etki büyüklüğü parametresi için  $\xi_1 = \xi_2 = \dots = \xi_k = \xi$  yazılabilir ve bu parametrede bir sabittir.  $\xi_i$



parametresinin bir yansız tahmin edicisi ise gözlenen Fisher  $Z$  dönüşümü ile dönüştürülmüş gözlenen etki büyüklüğü olarak bilinen ve Eş. 4.3 gereğince;

$$Z_i = 0,5 \left\{ \ln \left[ \frac{1 + r_i}{1 - r_i} \right] \right\}, i = 1, 2, \dots, k \quad (4.9)$$

olarak tanımlanan istatistiktir. Fisher  $Z$  dönüşümü istatistiğinin örnekleme dağılımının ortalaması ve varyansı sırası ile ;

$$E(Z_i) = \xi_i, \quad v_i = V(Z_i) = \frac{1}{n_i - 3}, i = 1, 2, \dots, k \quad (4.10)$$

olacaktır. Bu durumda Eş. 4.7'de ifade edilen sabit etki modeli  $\xi_1 = \xi_2 = \dots = \xi_k = \xi$  olması sebebiyle;

$$Z_i = \xi + \varepsilon_i, \quad (i = 1, 2, \dots, k) \quad (4.11)$$

şeklinde yeniden ifade edilebilir. Burada  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_i^2)$  dağılımlı ve bağımsızdır. Dönüştürülmüş gözlenen etki büyüklüğü olan  $Z_i$  istatistiğinin çalışma içi ya da koşullu varyansı, Eş. 4.10'dan da görüldüğü gibi korelasyon katsayısı etki büyüklüğünden bağımsız, sadece  $i$ . çalışmanın çalışma içi örnek hacimleri  $n_i$ 'ye bağlı olup sabittir. Böylece  $i = 1, 2, \dots, k$  olmak üzere  $Z_i$  istatistiğinin örnekleme dağılımı büyük örneklem için  $Z_i \sim N(\xi, v_i)$  olacaktır. Ayrıca korelasyon küçükken (örneğin  $|r| < 0,5$ ),  $Z_i$ 'nin,  $r_i$ 'ye yakın olduğu da dikkate alınır,  $r_i$ 'nin varyansının da  $z_i$ 'nin varyansına yakınsak olacağına dikkat etmek gerekir. Buna göre yığına ait dönüştürülmüş gerçek etki büyüklüğü parametresi  $\xi$  için yansız bir tahmin edici,  $i = 1, 2, \dots, k$  için  $i$ . çalışmaya ait ağırlık  $w_i = \frac{1}{v_i}$  olmak üzere Eş. 2.8'e benzer şekilde, çalışmalara ait dönüştürülmüş gözlenen etki büyüklüklerinin bir ağırlıklı ortalaması olarak;

$$\bar{Z} = \frac{\sum_{i=1}^k w_i Z_i}{\sum_{i=1}^k w_i} \quad (4.12)$$

şeklinde elde edilir. Bu istatistiğin örnekleme dağılımı ise normallerin bir doğrusal fonksiyonu olması sebebiyle  $\bar{Z} \sim N(\xi, v)$ 'dir. Burada dönüştürülmüş gerçek etki

büyüklüğü tahmini  $\bar{Z}$ 'nin varyansı olan  $v$ , Eş. 2.11'deki gibi tanımlıdır. Teorem 4.1 gereğince büyük örneklem için;

$$T = \frac{\bar{Z} - \xi}{\sqrt{v}} \sim N(0,1) \quad (4.13)$$

elde edilir [20]. Elde edilen bu istatistik yardımıyla dönüştürülmüş gerçek etki büyüklüğü parametresi  $\xi$ 'nin ve böylece gerçek korelasyon etki büyüklüğü parametresi olan  $\theta$ 'nın önemliliği ile ilgili olarak tanımlanacak olan hipotezler test edilebilir. Gerçek etki büyüklüğünün önemli bulunması durumunda, çalışmalara ait etki büyüklükleri için heterojenlik testi uygulanabilir. Ayrıca; gerçek etki büyüklüğü parametrelerine ait  $\%(1 - \alpha)$  güven katsayılı güven aralığı elde edilebilir. Buna göre  $\xi$  parametresi için güven aralığı

$$P(\xi_L < \xi < \xi_U) = 1 - \alpha \quad (4.14)$$

Burada  $\xi_L$  ve  $\xi_U$  alt ve üst güven sınırları olup Eş. 2.15'de verilen güven sınırlarının bulunmasına benzer şekilde hesaplanır. Fisher Z dönüşümünün ters dönüşümü uygulanarak gerçek etki büyüklüğü olan yığın korelasyon katsayısı  $\theta$  parametresi için de  $\%(1 - \alpha)$  güven katsayılı güven aralığı elde edilir. Ters dönüşüm;

$$r(z) = (e^{2z} - 1)/(e^{2z} + 1) \quad (4.15)$$

olmak üzere, alt ve üst güven sınırları sırasıyla  $\theta_L$  ve  $\theta_U$  iken  $\theta$  parametresi için güven aralığı;

$$P(\theta_L < \theta < \theta_U) = 1 - \alpha \quad (4.16)$$

şeklinde olacaktır.

Sabit etki modeli için yukarıda bahsedilen hipotez testi işlemleri ve hem gerçek etki büyüklüğü etkisinin önemli olması hem de heterojenliğin önemli olması durumunda ilgili testler için güç hesaplamaları (analitik güç ve simülasyon gücü) Bölüm 4.4.1 ve Bölüm 4.5'de verilecektir.

### 4.3. Korelasyon Katsayısı Etki Büyüklüğü İçin Rastgele Etki Modeli

Meta analizde etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığı çalışmaları birleştirmede model olarak rastgele etki modeli tercih edilsin. Rastgele etki modelinin korelasyon katsayısı etki büyüklüğüne göre ifadesi, model parametrelerinin tahminleri ve tahmin edici istatistiklerin örnekleme dağılımları hakkında bilgiler bu bölümde verildi.

$k$  tane bağımsız çalışmanın bir meta analizde rastgele etki modeli kapsamında birleştirileceğini varsayalım. Ayrıca her bir çalışma için esas alınan temeldeki verinin iki değişkenli normal dağılım ile uyumlu olduğunu kabul edelim. Bu takdirde yığın etki büyüklüğü söz konusu iki değişken arasındaki doğrusal ilişkinin bir ölçüsü olan yığın korelasyon katsayısı olarak alınsın. Burada  $i = 1, 2, \dots, k$  olmak üzere  $i$ . çalışma için yığın etki büyüklüğünü, bu yığının korelasyon katsayısı olan  $\theta_i$  parametresi ile gösterelim. Meta analiz için rastgele etki modelinde yığın etki büyüklükleri bir rasgele değişkendir.

Rastgele etki modeli;

$$r_i = \theta_i + \varepsilon_i = \mu + \eta_i + \varepsilon_i, i = 1, 2, \dots, k \quad (4.17)$$

eşitliği ile verilir. Burada  $r_i$ ;  $i$ .çalışmaya ait gözlenen etki büyüklüğü korelasyon katsayısı,  $\theta_i$ ,  $i$ .çalışmaya ait rastgele etki büyüklüğü ve  $\varepsilon_i$ ,  $i$ .çalışmaya ait örnekleme hatasıdır. ( $a^*$ ) gösterimi bu bilginin rastgele etki modeline ait olduğunu göstermektedir. Bölüm 4.1 ve 4.2’de korelasyon katsayısı etki büyüklüğünün örnekleme dağılımı hakkında verilen bilgiler gereğince, Fisher  $Z$  dönüşümü kullanılarak da çalışmalar rastgele etki modeli altında birleştirilebilir. Bunun için Fisher  $Z$  dönüşümü ile elde edilen örnek etki büyüklüğü tahmini;

$$Z_i = 0,5 \left\{ \ln \left[ \frac{1 + r_i}{1 - r_i} \right] \right\}, i = 1, 2, \dots, k \quad (4.18)$$

olmak üzere,  $Z_i \sim N(\xi_i, v_i)$  dağılımına sahiptir. Burada  $i = 1, 2, \dots, k$  için  $\xi_i$ ,  $\theta_i$  rastgele etki büyüklüğünün Fisher  $Z$  dönüşümü olup;

$$\xi_i = 0,5 \left\{ \ln \left[ \frac{1 + \theta_i}{1 - \theta_i} \right] \right\}, i = 1, 2, \dots, k \quad (4.19)$$

şeklinde tanımlı rastgele dönüşüm etki büyüklüğü ve  $\xi_i \sim N(\mu, \tau^2)$  dağılımlıdır. Böylece Fisher Z dönüşümü altında, Eş. 4.17 ile verilen rastgele etkiler modeli yeniden tanımlanacak olursa, model denklemi;

$$Z_i = \xi_i + \varepsilon_i = \mu + \eta_i + \varepsilon_i, i = 1, 2, \dots, k \quad (4.20)$$

olur. Burada  $\varepsilon_i, Z_i$ 'nin;  $\eta_i$  de  $\xi_i$ 'nin örnekleme hatası olup ikisi de beklenen değeri 0 olan rastgele değişkenlerdir. Öyle ki  $\varepsilon_i$ 'nin varyansı, aynı zamanda  $Z_i$ 'in koşullu örnekleme varyansı olan  $v_i$ 'dir ve Eş. 4.10'daki gibi tanımlıdır. Yani  $\varepsilon_i$  hata terimleri bağımsız ve  $\varepsilon_i \sim N(0, v_i)$  dağılımlıdır. Ayrıca  $\eta_i$ 'lerin veya  $\xi_i$ 'lerin örneklendiği yığının varyansı olan  $\tau^2$ 'ye çalışmalar arası varyans bileşeni adı verilir. Burada  $\xi_i \sim N(\mu, \tau^2)$  dağılımlı iken,  $\eta_i \sim N(0, \tau^2)$  dağılımlıdır. Bu varyans bileşeni dikkate alındığında,  $Z_i$ 'in koşullu olmayan örnekleme varyansı, Eş. 2.20 gereğince;

$$v_i^* = v_i + \tau^2, i = 1, 2, \dots, k \quad (4.21)$$

olarak ifade edilir.

Çalışmalar arası varyans bileşeni ( $\tau^2$ )'nin tahmini;

$$\hat{\tau}^2 = \begin{cases} \frac{Q - (k - 1)}{c}; & Q \geq k - 1 \\ 0 & ; Q < k \end{cases} \quad (4.22)$$

eşitliği ile verilir, burada  $Q$  etki büyüklükleri için heterojenlik ölçüsü;

$$Q = \sum_{i=1}^k w_i (Z_i - \bar{Z})^2 \quad (4.23)$$

şeklinde tanımlı ve  $c$  sabiti ise;

$$c = \sum_{i=1}^k w_i - \frac{\sum_{i=1}^k w_i^2}{\sum_{i=1}^k w_i} \quad (4.24)$$

eşitliği ile bulunur. Eş. 4.23'teki  $\bar{Z}$  istatistiği Eş. 4.12 ile hesaplanırken,  $w_i$  değerleri Sabit etkiler modelindeki gibi tanımlanan ağırlıklardır yani,  $i = 1, 2, \dots, k$  için  $w_i = \frac{1}{v_i}$ 'dir.

Model parametrelerinin tahmin edicilerinin standart hatalarını küçültmek amacıyla ağırlıklandırılmış tahmin edicilere ihtiyaç duyulur. Rastgele etkiler modelinde ağırlıklandırılmış tahmin edicileri elde etmek için gerekli olan ağırlıklandırma işleminde çalışmalar arası varyans bileşeni tahmini  $\hat{t}^2$  dikkate alınmaktadır. Buna göre ağırlıklar  $Z_i$ 'nin koşullu olmayan örnekleme varyansının tersidir ve Eş. 4.25 ile verilir:

$$w_i^* = \frac{1}{v_i^*} = \frac{1}{(v_i + \hat{t}^2)}, \quad i = 1, 2, \dots, k. \quad (4.25)$$

Böylece Rastgele etkiler modelinde, etki büyüklüğü dağılımının ortalaması olan  $\mu$  parametresinin ağırlıklandırılmış rastgele etkiler tahmini,  $i = 1, 2, \dots, k$  için  $Z_i$  olmak üzere;

$$\bar{Z}^* = \frac{\sum_{i=1}^k w_i^* Z_i}{\sum_{i=1}^k w_i^*} \quad (4.26)$$

eşitliği ile verilir [16, 64]. Buna göre rastgele etkiler tahmininin örnekleme varyansı ( $v^*$ );

$$v^* = \frac{1}{\sum_{i=1}^k w_i^*} \quad (4.27)$$

şeklinde bulunur. Eğer  $Z_i$ 'nin koşullu örnekleme varyansı olan  $v_i$  değerleri birbirlerine eşit ( $v_1 = \dots = v_k = v$ ) alındığında, rastgele etkiler tahmini için örnekleme varyansı;

$$v^* = (v + \hat{t}^2)/k \quad (4.28)$$

olur. Fisher Z dönüşümü ile elde edilen örnek etki büyüklüğü tahmini,  $Z_i \sim N(\xi_i, v_i)$  dağılımına sahip olduğundan, bu tahminlerin bir doğrusal fonksiyonu olan ve Eş. 4.26 ile verilen ağırlıklandırılmış rastgele etkiler tahmini için örnekleme dağılımı  $\bar{Z}^* \sim N(\mu, v^*)$  olacaktır.

Böylece meta analizinde rastgele etki modeline ait ortalama etki büyüklüğü parametresi ( $\mu$ ) ile ilgili bir hipotez testi gerçekleştirerek ve güven aralığı oluşturarak, bu etki büyüklüğü hakkında istatistiksel çıkarımda bulunmak mümkündür. Ayrıca çalışmalar arası varyans bileşeninin anlamlılığı konusu da incelenebilecektir. Bu konularla ilgili test işlemleri ile bu testlere ait güç hesaplamaları (analitik güç ve simülasyon gücü) Bölüm 4.4.2 ve Bölüm 4.5’de verilecektir.

#### 4.4. Meta Analizinde Analitik Güç

Meta analizinde analitik güç hesaplanmasının, birincil analizler için analitik güç hesaplamalarında olduğu gibi iki yolu vardır. Bu yollardan birincisi, güç hesaplamak için gözlenen tüm değerleri (etki büyüklüğü, çalışmalar içi ve çalışmalar arası örnek hacimleri ile I. tip hata oranı) kullanmaktır. İkinci bir yaklaşım, araştırma sorusunu temel alıp bir etki büyüklüğü seçerek gözlemlenen çalışma sayısını ve çalışma içi örnek hacimlerini kullanmaktır [24]. Meta analizinde güç analizi, tıpkı klasik bir meta analizi çalışmasında olduğu gibi iki model için ayrı ayrı hesaplanabilmektedir.

##### 4.4.1. Sabit etki modeli altında analitik güç

Meta analizinde çalışmalar sabit etki modeline göre birleştirildiğinde etki büyüklüğü parametreleri bütün çalışmalar için aynı olacağından, bütün çalışmalar için gerçek etki büyüklüğü sabit ve  $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_k = \theta$  olduğu kabul edilir. Bu takdirde Eş. 4.8 dikkate alındığında Fisher Z dönüşümü altında dönüştürülmüş gerçek etki büyüklüğü parametresi için  $\xi_1 = \xi_2 = \dots = \xi_k = \xi$  yazılabilir ve bu parametre de bir sabittir. Burada  $k$  meta analize dâhil edilecek olan çalışma sayısı,  $\theta$  gerçek etki büyüklüğü parametresi ve  $\xi$  dönüştürülmüş gerçek etki büyüklüğü parametresidir. Birleştirilecek çalışmalar için etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı alındığında  $\theta$  yığın için gerçek korelasyon katsayısıdır ve  $\xi$  Fisher Z dönüşümü gerçek korelasyon katsayısıdır. Bütün çalışmalar için hem gerçek etki büyüklüğü sabit ve  $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_k = \theta$  olması ve hem de dönüştürülmüş gerçek etki büyüklüğü sabit ve  $\xi_1 = \xi_2 = \dots = \xi_k = \xi$  olması sebebiyle, sabit etki modeli Eş. 4.7 veya Eş.4.11’de verildiği gibidir. Bölüm 4.2’de vurgulandığı gibi sabit etki modeli kapsamında, gerçek etki büyüklüğü parametresinin veya buna eşdeğer olarak dönüştürülmüş gerçek etki büyüklüğü parametresinin önemliliği ve bunun önemli olması durumunda da çalışmalara ait etki

büyükliklerinin homojenliği/heterojenliği hipotez testi ile kontrol edilebilir. Ayrıca her bir test için testin gücü analitik olarak hesaplanabilir.

### Gerçek etki büyüklüğü parametresinin önemlilik testi ve testin gücü

Sabit etkiler modelinde  $\xi_1 = \xi_2 = \dots = \xi_k = \xi$  eşitliği altında, eğer  $Z_1, Z_2, \dots, Z_k$ 'lar aynı dönüştürülmüş yığın etki büyüklüğünü ( $\xi$ ) tahmin ederse, o zaman Eş. 4.12 ile verilen ağırlıklandırılmış ortalama etki büyüklüğü ( $\bar{Z}$ ) de  $\xi$ 'yi tahmin eder. Bu durumda sabit etki modelinde yığın için dönüştürülmüş gerçek etki büyüklüğü parametresinin önemliliğinde test edilecek sıfır hipotezleri ile alternatif hipotezler;

- a)  $H_0: \xi = \xi_0 ; H_1: \xi \neq \xi_0$  (veya  $H_0: \theta = \theta_0 ; H_1: \theta \neq \theta_0$ )
- b)  $H_0: \xi = \xi_0 ; H_1: \xi < \xi_0$  (veya  $H_0: \theta = \theta_0 ; H_1: \theta < \theta_0$ )
- c)  $H_0: \xi = \xi_0 ; H_1: \xi > \xi_0$  (veya  $H_0: \theta = \theta_0 ; H_1: \theta > \theta_0$ )

(4.29)

şeklindedir. Burada  $\xi_0 \in [-1, +1]$  olup, test istatistiği ve test istatistiğinin örnekleme dağılımı Eş.4.13 gereğince;  $T = \frac{\bar{Z} - \xi}{\sqrt{v}} \sim N(0, 1)$  dir.  $H_0$  doğru iken test istatistiğinin alacağı değer  $T = \frac{\bar{Z} - \xi_0}{\sqrt{v}}$  dir. Böylece  $\alpha$  anlamlılık düzeyinde  $H_1$  hipotezine göre karar kuralı;  $|T| > C_\alpha$  (Tek yanlı test için) veya  $|T| > C_{\alpha/2}$  (Çift yanlı test için) ise  $H_0$  ret edilir, aksi takdirde kabul edilir. Burada  $C_\alpha$ :  $\alpha$  anlamlılık düzeyinde standart normal dağılım için kritik değerdir.  $H_0$  hipotezi ret edildiği durumda testin gücü hesaplanabilir. Sıfır hipotezi doğru iken  $T \sim N(0, 1)$  ve alternatif hipotezin doğruluğu altında  $T \sim N(\lambda, 1)$  olup burada  $\lambda$ ;

$$\lambda = \frac{\xi - \xi_0}{\sqrt{v}} \quad (4.30)$$

şeklinde tanımlıdır. Verilen bir  $\alpha$  anlamlılık düzeyinde tek yanlı test için  $H_0$  hipotezinin ret edilmesi sonucunda ortaya çıkacak güç fonksiyonu;

(4.31)

$$1 - \beta = 1 - \Phi(C_\alpha - \lambda)$$

iken, çift yanlı test için  $H_0$  hipotezinin ret edilmesi sonucunda ortaya çıkacak güç fonksiyonu;

$$1 - \beta = 1 - \Phi\left(\frac{C_\alpha}{2} - \lambda\right) + \Phi\left(-\frac{C_\alpha}{2} - \lambda\right) \quad (4.32)$$

şeklinde olur. Burada  $\Phi(x)$ , kümülatif standart normal dağılım değerini ifade etmektedir.

Eğer dönüştürülmüş gözlenen etki büyüklüğü olan  $Z_i$  istatistiğinin çalışma içi ya da koşullu varyansı olan  $v_i$  değerlerinin yaklaşık olarak birbirlerine eşit olduğu ( $v_1 = \dots = v_k = v$ ) düşünülürse;

$$v = 1 / \sum_{i=1}^k w_i = 1 / (\sum_{i=1}^k 1/v) = 1 / (k/v) = v/k \quad (4.33)$$

olarak kabul edilir. Burada  $v$ ,  $v_i$ 'nin genel bir değeridir. Ancak  $v_i$ 'ler özdeş değillerse ve  $v_i$ 'lerin ortalaması  $\bar{v}$  ise  $\bar{v}/k$ ,  $v$ 'dan daha büyük olacaktır ve güç hesaplamasında  $v$ 'nin yerine  $\bar{v}/k$  kullanılırsa istatistiksel gücün düşük bir tahmini elde edilir. Yani,  $\lambda$ ,  $v$ 'ya bağlı olduğundan,  $v$ 'ı arttırmak  $\lambda$ 'yı küçültecek;  $\lambda$ 'nın küçülmesi  $\Phi(x)$  değerini arttırır ve böylece  $1 - \beta$  testin gücü azalmış olur.

#### Gerçek etki büyüklüğü parametrelerinin heterojenlik testi ve testin gücü

Yığın gerçek etki büyüklüğü parametresi olan  $\theta$  (gerçek korelasyon katsayısı) veya  $\xi$  (Fisher Z dönüşümü ile elde edilen dönüştürülmüş korelasyon katsayısı) için Eş. 4.29'da verilen  $H_0$  hipotezi ret edilmiş ise, bu durumda çalışmalara ait gerçek etki büyüklüklerinin ( $i = 1, 2, \dots, k$  için  $\theta_i$ ) veya dönüştürülmüş gerçek etki büyüklüklerinin ( $i = 1, 2, \dots, k$  için  $\xi_i$ ) benzer olup olmadığı araştırılabilir. Bu amaçla uygulanacak olan test, yığın etki büyüklüklerinin heterojenlik testi olarak bilinir. Heterojenlik testi için hipotezler;

$$\begin{aligned} H_0: \xi_1 = \xi_2 = \dots = \xi_k \quad (\text{veya } H_0: \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_k) \\ H_1: \exists \xi_i \text{ diğerlerinden farklı} \quad (\text{veya } H_1: \exists \theta_i \text{ diğerlerinden farklı}) \end{aligned} \quad (4.34)$$



şeklinde kurulur. Test istatistiği ve  $H_0$  doğru iken test istatistiğinin örnekleme dağılımı

$$Q = \sum_{i=1}^k w_i (Z_i - \bar{Z})^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(Z_i - \bar{Z})^2}{v_i} \sim \chi_{k-1}^2 \quad (4.35)$$

dir [20]. Eğer  $\alpha$  anlamlılık düzeyinde  $Q > \chi_{k-1, \alpha}^2$  oluyorsa  $H_0$  hipotezi ret edilir ve çalışmalara ait dönüştürülmüş gerçek etki büyüklüklerinin benzer olmadığına karar verilir.  $H_1$  hipotezinin doğruluğu altında  $Q$  test istatistiği,  $(k-1)$  serbestlik derecesiyle merkezi olmayan  $\chi^2$  dağılımına sahip olup, merkezi olmama parametresi ( $\lambda$ ), kullanılan gerçek etki büyüklüğü parametresinin bir fonksiyonudur. Bu durumda merkezi olmama parametresi, çalışmalara ait gerçek etki büyüklüğü veya Fisher dönüşümü ile elde edilen dönüştürülmüş gerçek etki büyüklüğü parametrelerine göre sırasıyla;

$$\lambda = \sum_{i=1}^k w_i (\xi_i - \bar{\xi})^2 \quad (4.36)$$

$$\lambda = \sum_{i=1}^k w_i (\theta_i - \bar{\theta})^2 \quad (4.37)$$

eşitlikleri ile verilir. Burada  $\bar{\xi}$ ,  $\xi_i$ 'lerin ve  $\bar{\theta}$ ,  $\theta_i$ 'lerin ( $i=1,2,\dots,k$ ) ağırlıklandırılmış ortalamasıdır. Bu durumda heterojenlik testinin gücü verilen bir anlamlılık seviyesinde merkezi olmayan  $\chi^2$  dağılımı ile

$$1 - \beta = 1 - F(C_\alpha \setminus k - 1; \lambda) \quad (4.38)$$

eşitliği kullanılarak hesaplanabilir. Burada;  $F(x \setminus v; \lambda)$ , serbestlik derecesi  $v$  ve merkezi olmama parametresi  $\lambda$  olan merkezi olmayan Ki-Kare dağılımının kümülatif dağılım fonksiyonudur. Ancak; Patnaik [65] tarafından verilen bir yaklaşım kullanılarak testin gücünü merkezi  $\chi^2$  dağılımı ile yaklaşık olarak da hesaplamak mümkündür. Bu yaklaşıma göre testin gücü:

$$1 - \beta = 1 - F\left(\frac{C_\alpha}{a} \setminus v; 0\right) \quad (4.39)$$

ile bulunur. Burada;  $C_\alpha$  merkezi Ki-Kare dağılımının  $\%(1-\alpha)$  yüzdeler noktası ve  $a = 1 + [\lambda/(k-1 + \lambda)]$  şeklinde tanımlı bir sabit,  $v = (k-1) + \lambda^2/[(k-1) + 2\lambda]$  serbestlik derecesi ve  $F(x \setminus v; 0)$ , serbestlik derecesi  $v$  olan merkezi Ki-Kare dağılımının kümülatif dağılım fonksiyonudur.

Eş. 4.36 veya Eş. 4.37 ile verilen  $\lambda$  değerini hesaplamak için  $\lambda$ 'nın düşük, orta ve yüksek heterojenliğe sahip olma durumlarına göre geliştirilen bir kural da kullanılmaktadır. Bu kurala göre eğer;

$$\lambda = \frac{k-1}{3} \text{ ise düşük heterojenlik;}$$

$$\lambda = \frac{2(k-1)}{3} \text{ ise orta heterojenlik ve}$$

$$\lambda = k - 1 \text{ ise yüksek heterojenlik olduğu öne sürülmüştür [36, 58].}$$

#### 4.4.2. Rastgele etki modeli altında analitik güç

Meta analizinde çalışmalar rastgele etki modeline göre birleştirildiğinde ve etki büyüklüğü parametresi olarak çalışmalara ait korelasyon katsayısı alındığında Fisher Z dönüşümü altında tanımlanan model denklemi Eş. 4.20 ile verilir. Bu modelde  $i = 1, 2, \dots, k$  olmak üzere  $i$ . çalışmaya ait etki büyüklüğü (yığın için dönüştürülmüş korelasyon katsayısı)  $\xi_i$  bir rastgele değişkendir. Söz konusu modele göre  $\varepsilon_i, Z_i$ 'nin;  $\eta_i$  de  $\xi_i$ 'nin örnekleme hatası olan rastgele hatalardır. Bu rastgele hatalar için  $\varepsilon_i \sim N(0, v_i)$  ve  $\eta_i \sim N(0, \tau^2)$ , ( $i = 1, 2, \dots, k$ ) dağılımlı ve bağımsız oldukları varsayılır. Bu durumda normallerin doğrusal fonksiyonları olarak hem  $i$ . çalışmaya ait korelasyon katsayısının Fisher Z dönüşümü ile elde edilen örnek etki büyüklüğü tahmini olan  $Z_i$  hem de  $i$ . çalışmaya ait etki büyüklüğü (yığın için dönüştürülmüş korelasyon katsayısı)  $\xi_i$  normal dağılımlıdır. Öyle ki  $i = 1, 2, \dots, k$  olmak üzere  $Z_i \sim N(\xi_i, v_i)$  iken  $\xi_i \sim N(\mu, \tau^2)$  dir. Burada  $v_i, Z_i$ 'nin koşullu örnekleme varyansı olup Eş. 4.10 ile hesaplanmaktadır. Ayrıca  $\tau^2$ 'de çalışmalar arası varyans bileşeni Eş. 4.22 ile tahmin edilebilmektedir. Böylece meta analizinde rastgele etki modeline ait ortalama etki büyüklüğü parametresi ( $\mu$ ) ve rastgele etki büyüklüğünün varyansı ya da çalışmalar arası varyans bileşeni ( $\tau^2$ ) hakkında istatistiksel analizler yapılabilir. Bu analizlerde ilgili

parametreler hakkındaki hipotezler test edilebileceği gibi bu testlere ilişkin testin gücü de hesaplanabilecektir.

### Etki büyüklüğü dağılımının ortalaması ile ilgili hipotez testi ve testin gücü

Meta analizde çalışmaların birleştirilmesi rastgele etki modeline göre yapıldığında etki büyüklüğü bir rastgele değişken olduğundan kendine özgü bir dağılıma sahiptir. Çalışmalar için yığın korelasyon katsayısı  $(\theta_i, i = 1, 2, \dots, k)$  rastgele etki büyüklüğü olarak alındığında, Fisher  $Z$  dönüşümü altında dönüştürülmüş etki büyüklüğü Eş. 4.19 ile verilen  $\xi_i, (i = 1, 2, \dots, k)$  rastgele değişkeni olup  $\xi_i \sim N(\mu, \tau^2)$  dir. Burada  $\mu$  etki büyüklüğü dağılımının ortalaması olup, ortalama etki büyüklüğü parametresi olarak bilinir. Ortalama etki büyüklüğü parametresiyle ilgili bir hipotez testi ile etki büyüklüğü hakkında istatistiksel çıkarım yapılabilir. Bu test işleminde test edilecek sıfır hipotezler ile alternatif hipotezler:

- a)  $H_0: \mu = \mu_0 ; H_1: \mu \neq \mu_0$
  - b)  $H_0: \mu = \mu_0 ; H_1: \mu < \mu_0$
  - c)  $H_0: \mu = \mu_0 ; H_1: \mu > \mu_0$
- (4.40)

şeklinde oluşturulur. Burada  $\mu_0$  bilinen bir reel sayıdır. Ortalama etki büyüklüğü parametresinin yansız bir tahmin edicisi Eş. 4.26 ile verilen rastgele etkiler tahminlerinin ağırlıklandırılmış ortalama istatistiğidir. Bu istatistik  $\bar{Z}^*$  ile gösterilir ve örnekleme dağılımı büyük örneklem için  $\bar{Z}^* \sim N(\mu, v^*)$  şeklindedir. Bu durumda  $H_0$  hipotezini test etmek için gerekli test istatistiği;

$$Z = \frac{\bar{Z}^* - \mu}{\sqrt{v^*}} \sim N(0,1) \quad (4.41)$$

şeklinde tanımlı ve standart normal dağılım gösteren  $Z$  istatistiği olacaktır.  $H_0$  doğru iken test istatistiğinin alabileceği değer  $Z = \frac{\bar{Z}^* - \mu_0}{\sqrt{v^*}}$  reel sayıdır. Test işlemi sonucunda verilecek karar; çift yanlı test için  $|Z| > C_{\alpha/2}$  ise  $H_0$  ret edilir, tek yanlı testler için  $|Z| > C_\alpha$  ise  $H_0$  ret edilir.

$H_0$  hipotezinin ret edildiği durumlarda testin gücünün hesaplanması söz konusu

olabilecektir. Bu durumda alternatif hipoteze göre  $Z$  test istatistiğinin dağılımı, ortalaması  $\lambda^*$  ve varyansı 1 olan bir normal dağılım gösterecektir. Burada  $\lambda^*$  parametresi,  $H_1$  hipotezine göre ortalama etki büyüklüğünün gerçek değeri  $\mu_G = E(\bar{Z}^*)$  olmak üzere;

$$\lambda^* = \frac{\mu_G - \mu_0}{\sqrt{v^*}} \quad (4.42)$$

eşitliği ile hesaplanır. Verilen bir  $\alpha$  anlamlılık düzeyinde  $H_0$  hipotezinin ret edilmesi sonucunda ortaya çıkacak olan güç fonksiyonu, tek yanlı testler için;

$$1 - \beta = 1 - \Phi(C_\alpha - \lambda^*) \quad (4.43)$$

iken çift yanlı test için;

$$1 - \beta = 1 - \Phi(C_{\alpha/2} - \lambda^*) + \Phi(-C_{\alpha/2} - \lambda^*) \quad (4.44)$$

olacaktır. Burada  $\Phi(x)$ , kümülatif standart normal dağılım fonksiyonunu ifade etmektedir.

Ortalama etki büyüklüğü parametresiyle ilgili  $\%(1 - \alpha)$  güven katsayılı güven aralığı ise:

$$P(\bar{Z}^* - C_{\alpha/2}\sqrt{v^*} \leq \mu \leq \bar{Z}^* + C_{\alpha/2}\sqrt{v^*}) = 1 - \alpha \quad (4.45)$$

eşitliği ile verilir.

Yukarıdaki güç formülleri, Eş. 4.25 ve Eş. 4.27'den anlaşılacağı üzere, hem  $Z_i^*$ 'in koşullu örnek varyansına ( $v_i$ ) hem ortalama etkiye ( $\mu$ ) hem de çalışmalar arası varyans bileşenine ( $\tau^2$ ) bağlı olan  $\lambda^*$  değeri hesaplanmadıkça kullanışlı değildir [20]. Dolayısıyla bazı araştırmacılar özellikle çalışmalar arası varyans bileşeni  $\tau^2$  hakkında Eş. 4.22 ile tahminde bulunurken, bazı araştırmacılar da heterojenlik derecesine göre belirleme yoluna gidebilmektedirler. Eğer  $\tau^2 = v/3$  alınırsa düşük heterojenliği;  $\tau^2 = 2v/3$  alınırsa orta dereceli heterojenliği ve  $\tau^2 = v$  alınırsa yüksek heterojenliği gösterir [3].

### Etki büyüklüğü varyans bileşeninin anlamlılık testi ve testin gücü

Meta analizde rastgele etki modeli için bir rastgele değişken olan ve Fisher  $Z$  dönüşümü altında tanımlanan rastgele etki büyüklüğü  $\xi_i$ , ( $i = 1, 2, \dots, k$ ) için varyans bileşeni  $\tau^2$ 'dir. Aynı zamanda çalışmalar arası varyans bileşeni olarak da bilinen  $\tau^2$  bir bilinmeyen parametre olup Eş. 4.22 ile tahmin edilebildiği gibi, bu parametre için bir anlamlılık testi ile de ilgilenebiliriz. Hatta bu test ile ilgili testin gücü de analitik olarak hesaplanabilir.

Çalışmalar arası varyans bileşeninin anlamlılık testindeki sıfır hipotezi ile alternatif hipotez;

$$\begin{aligned} H_0: \tau^2 &= 0 \\ H_1: \tau^2 &> 0 \end{aligned} \quad (4.46)$$

biçimindedir. Eğer  $H_0$  hipotezi doğru ise bu durum çalışmalar arası varyansın önemsiz olduğu ve böylece çalışmalara ait dönüştürülmüş yığın etki büyüklükleri için  $\xi_1 = \xi_2 = \dots = \xi_k = \mu$  ya da buna eşdeğer olarak gerçek etki büyüklükleri için  $\theta_1 = \dots = \theta_k = \mu$  olduğu anlamına gelir.  $H_0$  hipotezinin testinde, Eş. 4.23'te verilen  $Q$  istatistiği test istatistiği olarak kullanılır. Rastgele etki modelinde  $Q$  istatistiğinin örnekleme dağılımı sıfır hipotezi doğru iken ve Fisher  $Z$  dönüşümünün büyük örnek varsayımı gereğince  $(k - 1)$  serbestlik derecesi ile  $\chi^2$  dağılımına sahiptir. Bu durumda  $H_0$  hipotezi için karar kuralı;  $\alpha$  anlamlılık düzeyinde  $\chi^2 > \chi^2_{(k-1);\alpha}$  ise  $H_0$  ret edilir, aksi takdirde ret edilemez.

$H_0$  hipotezinin ret edilmesi durumunda testin gücünün analitik olarak hesaplanması ile ilgilenebiliriz. Bunun için  $H_1: \tau^2 > 0$  hipotezi altında  $Q$  istatistiği örnekleme dağılımının dikkate alınması gerekir. Bu dağılımın meta analizdeki her bir çalışmaya ait korelasyon katsayısının Fisher  $Z$  dönüşümü ile elde edilen ve örnek etki büyüklüğü tahmini olan  $Z_i^*$ , ( $i = 1, 2, \dots, k$ ) istatistiklerinin koşullu varyanslarının ( $v_i; i = 1, 2, \dots, k$ ) eşit olup olmamasına bağlıdır.

Eğer koşullu varyanslar eşitse, o zaman  $v_1 = v_2 = \dots = v_k = v$  ve  $Q$  istatistiği  $(k - 1)$  serbestlik dereceli merkezi  $\chi^2$ 'nin  $(1 + \tau^2/v)$  katı olan bir dağılıma sahiptir [20].

Buna göre  $H_0: \tau^2 = 0$  testinin gücü;

$$1 - \beta = 1 - F \left[ C_\alpha (1 + \tau^2 / \nu) \setminus k - 1; 0 \right] \quad (4.47)$$

eşitliği ile hesaplanır. Burada  $F[x \setminus \nu; 0]$ , serbestlik derecesi  $\nu$  olan merkezi  $\chi^2$ 'nin kümülatif dağılım fonksiyonudur.

Eğer koşullu varyanslar birbirine eşit değilse, bu durumda önce  $Q$  istatistiğinin ortalaması ve varyansı sırasıyla;

$$\mu_Q = c\tau^2 + (k - 1) \quad (4.48)$$

$$\sigma_Q^2 = 2(k - 1) + 4 \left( \sum_{i=1}^k w_i - \frac{\sum_{i=1}^k w_i^2}{\sum_{i=1}^k w_i} \right) \tau^2 + 2 \left[ \sum_{i=1}^k w_i^2 - \frac{\sum_{i=1}^k w_i^3}{\sum_{i=1}^k w_i} + \frac{(\sum_{i=1}^k w_i^2)^2}{(\sum_{i=1}^k w_i)^2} \right] \tau^4 \quad (4.49)$$

eşitlikleri yardımıyla hesaplanır [43]. Burada hem Eş. 4.47'de hem de Eş. 4.48 ve Eş. 4.49'da yer alan  $\tau^2$  bilinmeyen parametresi yerine yansız bir tahmin edicisi olan ve Eş. 4.22 ile elde edilen  $\hat{\tau}^2$  istatistiği kullanılır.

Böylece koşullu varyansların eşit olmaması durumunda  $Q$  istatistiğinin örnekleme dağılımı, konum parametresi  $r$  ve ölçek parametresi  $m$  olmak üzere bir gamma dağılımına yakınsar [20]. Söz konusu bu parametreler  $Q$  istatistiğinin ortalama ve varyansının birer fonksiyonudur ve;

$$r = \frac{\mu_Q^2}{\sigma_Q^2} \quad ; \quad m = \frac{\mu_Q}{\sigma_Q^2} \quad (4.50)$$

eşitlikleri ile tanımlıdır. Buna göre  $H_0: \tau^2 = 0$  testinin gücü;

$$1 - \beta = 1 - F[C_\alpha \setminus r, m] \quad (4.51)$$

eşitliği kullanılarak hesaplanabilmektedir. Burada  $F[x \setminus r, m]$ , gamma dağılımı için kümülatif dağılım fonksiyonudur.

#### 4.5. Meta Analizde Simülasyona Dayalı Güç

Meta analizinde çalışmaların birleştirilmesinde tercih edilecek model türüne bağlı olarak yapılacak olan istatistiksel analizlerde uygulanacak muhtemel istatistiksel testler ve bu testlere ait istatistiksel güç ile ilgili analitik güç hesaplamaları önceki bölümlerde verildi. Özellikle korelasyon katsayısı, odds oranı gibi bazı etki büyüklüklerinin kullanıldığı meta analizlerde örnek etki büyüklüğü istatistiklerinin örnekleme dağılımları büyük örnekler için asimptotik olarak yaklaşık hesaplanabilmektedir. Bu sebeple meta analizde testlerle ilgili istatistiksel güç için analitik güç hesaplamaları alternatif hipotezler altında bu yaklaşık dağılımlar kullanılarak hesaplanmaktadır. Dolayısıyla söz konusu istatistiksel testlerle ilgili elde edilen analitik güç değerlerini gerçek güç olarak değil, yaklaşık değer olarak almanın daha doğru olacağı düşünülmektedir. Liu'ya [25] göre literatürde yer alan analitik güç formüllerinin doğruluğunun kesin olduğu bilinmemektedir. Formüllerin uygulamasında belli varsayımların bulunuyor olması, sonuçlarda bir takım yanlışlıklara sebebiyet verebilir. Söz konusu varsayımlardan bazıları:

- i) Çalışmalar içi varyansların eşit kabul edilmesi
- ii) Birleştirilen çalışmalarda daha tutarlı bir çalışma içi örnek hacimleri belirlemek için örnek hacimleri çok farklı olduğunda küçük örnek hacimlerinin yoğun olduğu grup içerisinde küçük örnek hacimlerinin tercih edilmesi
- iii) Daha tutarlı bir çalışma sayısı belirlemek için çalışma sayıları arasından küçük çalışma sayısı tercih etme vb. [20, 25] şeklinde verilebilir.

Ancak; korelasyon katsayısı etki büyüklüğü olarak kullanıldığında istatistiksel testlerle ilgili test istatistiklerinin örnekleme dağılımlarının büyük örnekler için asimptotik olarak oluşturulabilmekte ve analitik güç hesaplamasının da oluşturulan bu dağılımlar yardımıyla hesaplanabilmektedir. Bu nedenle özellikle küçük örneklerden elde edilen analitik güç değerlerinin gerçek değerlere göre yanlış değerler olması kuvvetle muhtemeldir.

Meta analizde istatistiksel testlerle ilgili istatistiksel güç için analitik güç hesaplamalarında söz konusu olan bu olumsuzlukların giderilebilmesi bakımından, bu çalışmada korelasyon katsayısının etki büyüklüğü olarak alındığı meta analizlerde simülasyon yolu ile istatistiksel güç hesaplanmasını, alternatif bir yöntem olarak önermekteyiz.

Analitik güç hesaplamalarında kullanılan formüller, yığın etki büyüklüğü, istatistiksel anlamlılık seviyesi, örnek hacimleri, analize dâhil edilecek çalışma sayısı ve çalışmalar arası varyans bileşeni parametrelerine bağlıdır. Bu sebeple simülasyona dayalı güç hesaplamalarında da bu parametreler göz önünde bulundurulmalıdır.

Örnek hacimleri, meta analizine dâhil edilen çalışmaların birinden diğerine farklılık gösterebilir. Birincil çalışmalarda olduğu gibi meta analizinde de yığın etki büyüklüğü ile istatistiksel güç aynı yönde ilişkilidir. Yani yığın etki büyüklüğü arttıkça istatistiksel güç de artar. Meta analizinde çalışmalar arası ölçüm ölçeklerini birleştirmek için genelde standartlaştırılmış veya dönüşüm uygulanmış etki büyüklüğü değerleri kullanılır. Çünkü bu işlemler değişkenleri aynı ölçek düzlemine indirger ve ölçüm biriminden bağımsız hale getirir.

Meta analizine dâhil edilecek çalışma sayısı da diğer parametreler eşit olduğunda istatistiksel güçle pozitif yönlü bir ilişki içindedir. Yani, meta analizine dâhil edilen çalışma sayısı arttıkça istatistiksel güç de artacaktır.

Bütün bunlarla birlikte bir simülasyon çalışması, gerçek bir meta analizi çalışmasında istatistiksel gücün doğruluğunu kontrol etmek açısından olduğu kadar, analitik güçle ilişkisine vurgu yapmak açısından da oldukça avantajlı bir yöntemdir. Güç formüllerindeki yığın varyansı hesaplanırken her çalışmanın varyansının birbirine eşit olduğu kabul edilir. Bu yaklaşım güç hesaplama sürecinde sıklıkla kullanılmasına rağmen pratikte doğru bir yöntem değildir. Bu sebeple denilebilir ki simülasyona dayalı güç, analitik güçle karşılaştırıldığında daha doğru sonuçlar verecektir. Aynı zamanda hesaplanan bu iki gücü karşılaştırmak, hesaplama bulgularının doğruluğunu kontrol edebilme imkânı sunmasının yanında, analitik güç ile simülasyona dayalı güç arasındaki farklar, güç formüllerinde var olan potansiyel bir yanlılığı tanımlama imkânı da sunmaktadır [25].

Tıpkı analitik güç hesaplamasında olduğu gibi simülasyon gücü hesaplamasında da aynı koşullar göz önünde bulundurulacaktır. Bunlar; örnek hacimleri, çalışma sayısı, yığın etki büyüklüğü, birinci tip hata oranı ve model türüdür. Bu koşullara ek olarak simülasyona dayalı güç hesaplamasında bir de tekrar (yineleme) sayısı dikkate alınacaktır.



Yapılacak güç hesaplamaları, çeşitli yazılım programları ile sonuçlandırılabilir. Bunlardan bazıları şöyle sıralanabilir; R, SAS, MATLAB vb. Bu çalışmada R programlama dilinden yararlanılmış, simülasyon gücü hesaplamaları, bu programlama dili üzerinden anlatılmış olup, kodlamalar Liu'nun [25] çalışmasında kullandığı kodlar üzerinde gerekli değişiklikler yapılarak Türkçeleştirilmiş şekliyle kullanılmıştır. Aşağıda verilen örnek kodlar, tezin uygulama bölümünde yer alan 0,01 anlamlılık düzeyinde eşit örnek hacimleri tasarımı altında sabit etkiler modeli için kullanılan simülasyon kodlamalarıdır.

Simülasyona dayalı güç hesaplanırken öncelikle belirlenmiş olan koşulların tanımlanması gerekmektedir. Örnek hacimleri ve çalışma sayısının sahip olduğu kombinasyon miktarının her biri için belli bir sayıda Monte Carlo denemesi yapılmalıdır. Ayrıca tüm bu koşullar başlangıç koşulları olarak tanımlanmalıdır. Burada, örnek hacimleri ve çalışma sayısı belirlenmiş olan bütün koşulları barındıran birer vektör olarak ifade edilmelidir. Daha sonra birinci tip hata oranı ve tekrar (yineleme) sayısı sabit tutularak tanımlanmalıdır.

```
#Tüm parametreleri tanımla. Tüm tasarımlarda aynı
#örnek hacimleri
ornek_hacmi<-c(20, 30, 40, 50, 60, 75, 100)
#çalışma sayısı
calisma_sayisi<-c(5, 10, 20, 30, 45, 60, 75)
#Birinci tip hata oranı olarak 0.01'i al (sabit)
alfa<-0.01
#simulasyon iterasyon sayısı (sabit)
sims<-10000
```

Yığın etki büyüklüğü birden fazla senaryoya sahip olması nedeniyle, her bir simülasyon koşulunda tek bir değer olarak belirlenip aynı işlemlerin, yığın etki büyüklüğünün tüm değerleri için ayrı ayrı tekrar edilmesi yerine bir başlangıç döngüsü kurulmuştur.

```
YEB2 = c(0.1,0.2,0.5,0.8)
for (j in 1:4){
cat("YEB2[j]:", "\n")
YEB = YEB2[j]
print(YEB)
```

Tanımlamalar yapıldıktan sonra simülasyonun etkin bir şekilde çalıştırılabilmesi için örnek hacimleri ve çalışma sayısı olarak belirlenen parametre değerleri döngüye kaydedilmelidir. Çıktı matrisini iki boyutla (örnek hacimleri, çalışma sayısı) sınırlandırmak için yığın etki büyüklüğü farklı simülasyon çalıştırmalarında değiştirilmelidir. Tanımlanan diğer döngü ise meta analizini tekrar etmek için oluşturulmalıdır.

```
#Farklı örnek hacimleri için döngü
for (j in 1:n){
N<-ornek_hacmi[j]
#farklı çalışma sayıları için döngü
for (k in 1:s){
I<-calisma_sayisi[k]
#Simülasyon döngüsü
for (i in 1:sims){
}}}
```

Böylece çalıştırılan her simülasyonda bir meta analizi yürütülmüş olacaktır. Her meta analizde etki büyüklüğü değerini üretmek için belirlenen etki büyüklüğüne ait olan dağılım kullanılmalıdır. Bu çalışmada kullanılan etki büyüklüğü korelasyon katsayısı olduğundan ve korelasyon katsayısı için Fisher Z dönüşümü uygulandığından kullanılan dağılım Z dağılımı olmuştur. En sonunda ise simülasyonu yapılan meta analizinin her tekrarından sonra bir Z istatistiği hesaplanmalıdır.

```
#Her simülasyonda meta analizi çalıştır
#Bu koşulda çalışmalar arası örnek hacimleri eşittir
Nvary<-rep(N,I)
#Z dağılımını kullanarak etki büyüklüğünü simüle et
Zr<-rnorm(I, mean=((1/2)*(log(1+YEB)-log(1-YEB))), sd=sqrt(1/(Nvary-3)))
#Z istatistiğini hesapla - tüm çalışmaların birleştirilmiş etki büyüklüğü ve varyansını elde et
Calisma.Ici.Varyans<-1/(Nvary-3)
Agirlik<-1/Calisma.Ici.Varyans
Top.Agirlik<-sum(Agirlik)
Top.Agirlik.Zr<-sum(Agirlik*Zr)
Agirliklandirilmis.Zr<-Top.Agirlik.Zr/Top.Agirlik
```

```
St.Hata<-sqrt(1/Top.Agirlik)
SEM_Z_isti<-Agirliklandirilmis.Zr/St.Hata
```

Bütün bunlarla birlikte yürütülen her meta analizine ait bir de p-değerinin hesaplanması gerekmektedir. İstatistik teorisine göre p-değeri, alfa anlamlılık seviyesi ile karşılaştırılarak sıfır hipotezi hakkında istatistiksel karar verilir. Sıfır hipotezini ret etme olasılığı, farklı çalışma sayısı ve örnek hacimleri için  $n*s$ 'lik matrise kaydedilir. Bu olasılıklar farklı koşullar altında yapılan simülasyon çalışmalarından elde edilmiş olan istatistiksel güç değerleridir. Yığın etki büyüklüğünün sıfır olduğu durumda, simülasyona dayalı gücün belirlenmiş olan birinci tip hata düzeyine eşit olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

```
#Tüm simülasyonların p değerlerini getir
#Anlamlı test sonuçlarını getir (sıfır hipotezi ret/kabul)
p.degeri[i]<-2*pnorm(-abs(SEM_Z_isti))
anlamlı.denemeler[i]<-ifelse(p.degeri[i]<=alfa,1,0)
olasilik[j,k]<-mean(anlamlı.denemeler)
```

Benzer şekilde, simülasyon döngüsü hariç tutulup ilgili formüller kullanılarak farklı örnek hacimleri ve çalışma sayıları için analitik güç hesaplanıp  $n*s$ 'lik matrise kaydedilebilir. Analitik güç için yazılabilecek bir R kodlaması aşağıdaki gibi örneklendirilebilir. Verilen örnek kodlamada kullanılan model, sabit etki modelidir.

```
#Analitik Güç
SEM_Guc_Fonk<-function(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB)
{
#örnek hacimleri vektörü
n<- length(ornek_hacmi)
#çalışma sayısı vektörü
s<- length(calisma_sayisi)
guc<-array(rep(NA,n*s),dim=c(n,s))
#farklı örnek hacimleri için döngü
for (j in 1:n){
N<-ornek_hacmi[j]
#farklı çalışma sayıları için döngü
```

```

for (k in 1:s){
I<-calisma_sayisi[k]
Varyans.Top<-I/(N-3)
lamda<-sqrt(I)*YEB/sqrt(Varyans.Top)
guc[j,k]<-pnorm(lamda-qnorm(1-0.01/2))+pnorm(qnorm(0.01/2)-lamda)
guc.round<-round(guc, digits=4)
}}
return(guc.round)
}
Analitik_Guc<-SEM_Guc_Fonk(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB)
cat("Analitik_Guc: \n")
print(Analitik_Guc)
}

```

Bu plan çerçevesinde yapılacak bir simülasyona dayalı güç ve analitik güç hesaplamasında sabit ve rastgele etki modelleri ayrı ayrı göz önüne alınarak, elde edilen sonuçlar güç çizelgeleri ve güç grafikleri ile desteklemelidir.

#### 4.6. Budanmış Binom Dağılımı

Binom dağılımı, her bir denemenin iki sonucunun olduğu ve ilgilenilen özelliğe sahip olma olasılığının her bir deneme için aynı olduğu birbirinden bağımsız  $n$  tane denemede ilgilenilen özelliğe sahip olan birimlerin sayısı ile ilgili bir kesikli olasılık dağılımıdır. Dağılımın matematiksel modeli Tanım 4.1’de verildiği gibidir.

Tanım 4.1  $X$  rassal değişkeni her biri birbirinden bağımsız, iki ayrık özelliğe sahip ve ilgilenilen özelliğe sahip olma olasılığı her bir denemede aynı olan  $n$  denemede ilgilenilen özelliğe sahip birimlerin sayısını gösterebilir. Eğer  $X$  rassal değişkeninin olasılık fonksiyonu;

$$f(x) = \binom{n}{x} p^x q^{n-x}; \quad x = 0, 1, 2, \dots, n \quad (4.52)$$

şeklinde ise  $X$  rassal değişkenine Binom dağılımına sahiptir denir.

Bu tanıma göre;

$p$ : bir birimin istenilen özelliğe sahip olma olasılığı

$q$ : bir birimin istenilen özelliğe sahip olmama olasılığıdır ( $q = 1 - p$ ). Dağılımın ortalama ve varyansı sırası ile  $E(X) = np$  ve  $Var(X) = npq$  olarak bilinir.

Eş. 4.52'de dağılımın sol ya da sağ ucundan budanarak türetilen olan dağılımlara budanmış binom dağılımı adı verilmektedir. Özellikle en azından bir birimin istenilen özelliğe sahip olmasının gerekli olduğu durumlarda, dağılımın sol ucundan  $x = 0$  durumu çıkartılarak budanmış binom dağılımı oluşturulur. Olasılık fonksiyonunun özelliği gereğince Eş. 4.52'den;

$\sum_{x=0}^n f(x) = 1$  ve  $f(0) = q^n$  olması sebebiyle  $\sum_{x=1}^n f(x) = 1 - q^n$  yazılabilir. Böylece  $x = 0$  durumu için budanmış binom dağılımının olasılık fonksiyonu;

$$g(x) = \binom{n}{x} p^x q^{n-x} (1 - q^n)^{-1}; \quad x = 1, 2, \dots, n \quad (4.53)$$

şeklinde ifade edilir. Budanmış binom dağılımı için birikimli dağılım fonksiyonu ise

$$G(x) = P(X \leq x) = \sum_{t \leq x} g(t) \quad (4.54)$$

dir. Finney [66] budanmış binom dağılımının  $p$  parametresinin nasıl tahmin edileceğini özel tablolar kullanarak tekrarlı bir süreçle gösterdi. Tekrarlı süreç sonunda elde ettiği tahmin ediciyi, ağırlıklı ortalama skor adını verdiği  $\bar{Y}$  ile göstermiş ve bu tahmin edicinin en çok olabilirlik tahmin edicisi  $\hat{p}$ 'ya yakınsadığını belirtmiştir.

Meta analizde özellikle çalışmalar arası örnek hacimlerinin eşit olmadığı durumda, çalışmalar arası değişen örnek hacimlerini türetmek için budanmış binom dağılımı kullanılır. Budanmış binom dağılımı türetilen örnek hacimlerinin, belirlenen ortalama ve standart sapma ile birlikte pozitif tam sayılar olduğunu garantiler. Dağılımda maksimum değer değiştirilerek örnek hacimlerinin değişimi sağlanır. Maksimum örnek hacimleri değiştirilince, binom dağılımında dağılımın standart sapması ( $\sigma = \sqrt{npq}$ ) da değişir [25].



## 5. BULGULAR

Bu çalışmada, korelasyon katsayısının etki büyüklüğü olarak ele alındığı bir Meta Analizi'nde, model türüne göre kullanılan istatistiksel testlere ait testin gücü hesaplamaları üzerinde duruldu. Bunun için iki ayrı bakış açısı ile inceleme yapıldı. Birincisi, gerçek bir Meta Analizi çalışmasının analitik güç hesaplaması; ikincisi, bir simülasyon verisi üzerinde planlanan bir meta analizinin hem simülasyona dayalı güç hem de analitik gücünün incelenmesi olup, iki metoda göre elde edilen sonuçlar karşılaştırıldı.

İlk senaryo için genel etki büyüklüğüne ait testin gücü hesaplamaları, analitik yöntem kullanılarak elde edildi. Casey vd. [67] tarafından yapılan bir Meta Analizi çalışması üzerinden elde edilen analitik güç sonuçları elde edildi. Bu hesaplamalar için R programında gerekli kodlamalar yapıldı. Ayrıca bazı test istatistikleri için yapılacak güç hesaplamalarında SPSS 20.0 programından da yararlanıldı.

### Ortalama örnek hacimleri

Örnek hacimleri farklı meta analizi çalışmalarında değişkenlik gösteren bir koşuldur. Bu sebeple meta analizinde güç hesaplamalarında ortalama örnek hacimleri kullanılmaktadır. Hedges ve Pigot çalışmalar için örnek hacimlerinin dikkat çekmeyen bir tahminini ortalama örnek hacimleri olarak kullanmışlardır. Bu tahmini belirlerken de genellikle çalışma için örnek hacimlerinin yoğunlaştığı aralık içerisinde küçük olan örnek hacimlerini tercih etmişlerdir [20]. Liu ise çalışmalar arası örnek hacimlerinin göze çarpmayan bir tahmininin ortalama örnek hacimleri olarak alınabileceğini belirtmektedir [25].

Bu çalışmada, Casey vd. [67] çalışmasında kullanılan örnek hacimleri dikkate alınmıştır. Etki büyüklüğü olarak belirlenen korelasyon katsayısına uygulanan Fisher Z dönüşümünün varyansı, bir çalışmadaki örnek hacimlerine ( $n_i, i = 1, 2, \dots, k$ ) bağlı olup, Eş. 4.10 ile hesaplanır. Casey vd. [67] çalışmasında belirlenen ortalama örnek hacmi hesabında, Hedges ve Pigot'un yaklaşımı dikkate alınmıştır.

Gerçek bir meta analizi çalışmasında ortalama örnek hacimlerinin oldukça yüksek olması beklenilir. Ancak diğer parametre değerleri eşitken geniş çaplı örnek hacimlerinin

istatistiksel gücü arttırıcı yönde etkisinin bulunması sebebiyle bu çalışmada, büyük örnek hacimleri göz ardı edilmiştir.

### Yığın etki büyüklükleri

Bu çalışmada yığın etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı ( $r$ ) ele alınmıştır. Seçilen bu etki büyüklüğü için Casey vd. [67] meta analizi çalışmasında kullanılan ve Çizelge 5.2 ile Çizelge 5.3'te verilen korelasyon katsayıları kullanıldı. Korelasyon katsayılarına Fisher Z dönüşümü uygulanarak elde edilen değerleri çalışmaya katıldı.

### Çalışma sayısı

Bu koşul için belirlenen çalışma sayıları da Casey vd. [67] çalışmasında kullanılan çalışma sayıları dikkate alınarak belirlenmiştir (4, 5, 7).

### I. tip hata oranı

Bu çalışma için ilgili oran bir istatistiksel hipotez testinin güvenilirliği açısından literatürde belirlenen 0,05 oranıdır.

### Model

Yapılacak olan güç hesaplamalarında kullanılan modeller sabit etki modeli (SEM) ve rastgele etki modeli (REM) olup her model ayrı ayrı ele alınmıştır. Rastgele etki modeli için Hedges ve arkadaşlarının [20] geliştirmiş olduğu metot kullanılmıştır. İkinci senaryo için de iki araştırma sorusu üzerinde durulmuştur. Bunlar; (i) Meta analizinde sabit ve rastgele etki modelleri için hesaplanan analitik güç ile simülasyon gücü arasında herhangi bir fark var mıdır? (ii) Çalışmalar arasında örnek hacimlerinin eşit olmaması istatistiksel gücü nasıl etkiler?

İstatistiksel gücü etkileyen faktörler ve simülasyon durumu göz önüne alınarak çeşitli koşullar altında güç simülasyonu yapılmış sonrasında mevcut güç formülleri kullanılarak analitik güç hesaplanmış ve elde edilen iki istatistiksel güç sonuçları karşılaştırılmıştır. Bu işlemler için R programlama dilinden yararlanılmıştır. Simülasyon koşulları benzer çalışmalara [25] dayandırılmıştır.



Koşullar aşağıdaki gibi belirlenmiştir:

### Ortalama örnek hacimleri

Farklı Meta Analizi çalışmalarında değişkenlik gösteren koşul, bu çalışmada 20 ile 100 arasında değişmektedir (20, 30, 40, 50, 75, 100). Gerçek bir Meta Analizi çalışmasında ortalama örnek hacimlerinin oldukça yüksek olması beklenilir. Ancak diğer parametre değerleri eşitken geniş çaplı örnek hacimlerinin istatistiksel gücü arttırıcı yönde etkisinin bulunması sebebiyle bu çalışmada, 100'den büyük örnek hacimleri göz ardı edilmiştir. Ayrıca çalışma, küçük örnek hacimlerinin istatistiksel güce olan etkisiyle ilgilenmektedir.

Gerçekte birincil çalışmalar arasındaki örnek hacimleri birbirine eşit değildir. Bu nedenle simülasyon çalışmasında örnek hacimlerini karşılamak ve pozitif tam sayılar üretebilmek için kesilmiş binom dağılımı kullanılmıştır. Dağılımda yer alan maksimum değer değiştirilerek örnek hacimleri varyasyonunun çeşitlendirilmesi sağlanmıştır. Her çalışmanın örnek hacimleri farklı oranlara dayandırılarak çeşitlendirilmiştir [25]. Bu çalışmada, önce çalışmalar arası örnek hacimlerinin birbirine eşit olduğu durum sonra da farklı olduğu durum göz önüne alınarak simülasyon ve analitik güç hesaplamaları gerçekleştirilmiştir.

### Yığın etki büyüklükleri

Bu çalışmada yığın etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı ( $r$ ) ele alınmıştır. Seçilen bu etki büyüklüğü için sırasıyla  $r = 0$  (etki yok),  $r = 0,1; 0,2$  (küçük etki),  $r = 0,5$  (orta dereceli etki) ve  $r = 0,8$  (büyük etki) değerleri belirlenerek çalışmaya katılmıştır. Bu etki büyüklüklerinin belirlenmesinde Cohen'in [48] ilkeleri ile Field'in [27] çalışmasında yer alan düşük, orta ve yüksek dereceli korelasyon katsayıları için belirlediği değerler dikkate alınmıştır. Korelasyon katsayısının örnekleme dağılımı hem bilinmeyen yığın korelasyon katsayısına bağlı hem de normal olmayan bir dağılım göstermektedir. Bu sebeple meta analizinde ve güç hesaplamalarında korelasyon katsayısı direkt olarak kullanılamaz. Bu durumda korelasyon katsayısı üzerinde logaritmik bir dönüşüm olan Fisher Z dönüşümü uygulanır. Bu dönüşüm korelasyon katsayısının alabileceği değerler aralığı olan  $[-1 ; +1]$  aralığını  $(-\infty ; +\infty)$  aralığına genişletir. Ayrıca; Fisher Z dönüşümü ile tanımlanan yeni istatistiğin örneklem dağılımı da normal dağılıma yaklaşacaktır [3, 16, 20].

### Çalışma sayısı

Bu koşul için belirlenen çalışma sayıları 5 ile 75 arasında değişkenlik göstermektedir (5, 10, 20, 30, 45, 60, 75). Bu sayılar gerçek Meta Analizi çalışmalarına dayandırılarak seçilmiştir. Ayrıca diğer parametreler eşitken çalışma sayısı ile istatistiksel güç arasında pozitif yönlü bir ilişki olması, 75'ten büyük çalışma sayılarında tatmin edici bir güce ulaşılmasına yol açmaktadır. Bu nedenle 75'ten büyük çalışma sayıları, güç hesaplama koşullarına dâhil edilmemiştir.

### Simülasyondaki tekrar (yineleme) sayısı

Durağan bir simülasyon sonucu elde etmek amacıyla meta analizi çalışması 10 000 kez tekrar edilmiştir.

### I. tip hata oranı

Bu çalışma için ilgili oran bir istatistiksel hipotez testinin güvenilirliği açısından literatürde yaygın olarak kullanılan iki oran belirlenmiştir. Bu oranlar; 0,05 ve 0,01 değerleridir.

### Model

Yapılacak olan güç hesaplamalarında kullanılan modeller sabit etkiler modeli (SEM) ve rastgele etkiler modeli (REM) olup her model ayrı ayrı ele alınmıştır. Rastgele etkiler modeli için Hedges ve arkadaşlarının [20] geliştirmiş olduğu metot kullanılmıştır. Bütün bunlara göre toplam simülasyon senaryosu, 4 farklı faktöre bağlıdır. Bunlar; 5 yığın etki büyüklüğü (0; 0,1; 0,2; 0,5; 0,8), 7 örnek hacimleri (20, 30, 40, 50, 60, 75, 100), 7 çalışma sayısı (5, 10, 20, 30, 45, 60, 75) ve 2 model (SEM, REM) şeklindedir. Örnek hacimleri ve çalışma sayısı 49 kombinasyona sahiptir. Her kombinasyon için 10 000 Monte Carlo denemesi yapılmıştır.

## 5.1. Elde Edilen Bulgular

### 5.1.1. Gerçek bir meta analizinin gücü

Casey vd. [67] merkezî sinir sistemi rahatsızlığı yaşayan bireylerde fiziksel aktivite katılımıyla ilişkili, değişken psiko-sosyal yapılara ait güncel bilgileri sentezlemek amacıyla bir meta analizi yürütmüşlerdir. Fiziksel aktivitenin nesnel ve öznel ölçümlerinin, en az bir değişken psiko-sosyal yapıda ölçüm yapan ve fiziksel aktivite ile psiko-sosyal yapı ölçümleri arasındaki iki değişkenli korelasyonun raporlandığı birincil çalışmaları, meta analizine dâhil ederek toplamda 26 çalışma üzerinde durmuşlardır.

Altı ilişki değişkeni için altı farklı meta analizi çalışması yürütülmüştür. Bağımlı değişken olarak fiziksel aktivitenin öznel (GLTEQ) ve nesnel (ActiGraph Activity Counts) ölçümleri; bağımsız değişken olarak da egzersiz öz yeterlik (exercise self-efficacy), egzersiz hedef belirlemesi (exercise goal-setting), fiziksel sonuç beklentisi (MOEES- Physical), sosyal çıktı beklentileri (MOEES- Social) ve öz değerlendirme sonuç beklentisi (MOEES\_Self-Evaluative) tanımlanmıştır.

Nesnel fiziksel aktivite ile ilişkisinin Meta Analizi çalışmasının yapıldığı bağımsız değişken, egzersiz öz yeterlik (exercise self-efficacy) değişkenidir. Egzersiz öz yeterlik ve diğer bağımsız değişkenlerin tamamı, öznel fiziksel aktivite bağımlı değişkeni ile olan ilişkisinin bakıldığı çalışmalara ait meta analizi kapsamında değerlendirilmiştir.

Casey vd. [67] tarafından yapılan meta analizi çalışmalarının özet bir sonucu Çizelge 5.1'de verilmiştir.

Burada  $p$  değerleri 0,05 anlamlılık düzeyi ile karşılaştırıldığında; yalnızca (4) numaralı meta analizi çalışmasının rastgele etkiler modeli kullanılarak ( $p = 0,03 < 0,05$ ) yapıldığı bilgisine ulaşılabilir; diğer meta analizi çalışmaları için kullanılan model, sabit etkiler modelidir ( $p > 0,05 ; i = 1, 2, 3, 5, 6$ ). Casey vd. [67] tarafından yapılan meta analizi çalışmalarından sabit etkili modeller için güç hesaplamalarında Çizelge 5.2'de elde edilen bilgiler kullanılmıştır.

Bu bilgiler ışığında gerçek etki büyüklüğü parametresinin önemlilik testi ve testin gücü bölümünde verilen yığın etki büyüklüğüne ait güç formülleri uygulanarak her bir meta

analizi çalışması için analitik güç hesaplanmıştır. Benzer şekilde söz konusu çalışmada rastgele etkili modeller için güç hesaplamalarında ise Çizelge 5.3'te verilen bilgiler kullanılmıştır.

Çizelge 5.1. Casey vd. (2017)'den elde edilen sonuçların özeti

Meta Analizi Çalışması (i)	Çalışma Sayısı (k)	Etki Büyüklüğü (r)	Güven Aralığı %95	$I^2$	$p$
Öznel FA-Egzersiz öz yeterlik (1)	7	0,34	0,28 - 0,39	%0	0,91
Nesnel FA – Egzersiz öz yeterlik (2)	7	0,30	0,25 - 0,35	%0	0,88
Öznel FA - egzersiz hedef belirlemesi (3)	5	0,44	0,35 – 0,52	%30	0,22
Öznel FA - fiziksel sonuç beklentisi (4)	4	0,13	-0,03 – 0,29	%66	0,03
Öznel FA - sosyal çıktı beklentisi (5)	4	0,19	0,11 – 0,27	%0	0,86
Öznel FA - öz değerlendirme sonuç beklentisi (6)	4	0,27	0,19 – 0,35	%28	0,24

Rastgele etkili modeller için gerçek etki büyüklüğü parametrelerinin heterojenlik testi ve testin gücü bölümünde verilen güç formülleri yardımıyla da analitik güç hesaplamaları yapılmıştır. Bu hesaplamalarda anlamlılık düzeyi  $\alpha = 0,05$  alınmıştır.

Casey vd. [67] tarafından yapılan 6 meta analizi çalışmasına ait hesaplanan analitik güç değerleri model türüne göre Çizelge 5.4'te sunulmuştur.

Elde edilen güç sonuçlarına göre (4) numaralı çalışmadaki rastgele etkiler modeline ait düşük heterojenlik düzeyi için tek yanlı test ile (5) ve (6) numaralı çalışma olan sabit etkiler modelleri için yapılan meta analizlerinde güç seviyesinin %80'in altında kaldığı görülmüştür. Buna göre yapılabilecek bir yorum, yapılan her meta analizi çalışmasının mutlaka yüksek bir güce sahip olmadığı şeklinde olabilir.

Çizelge 5.2. Sabit etkiler meta analizinde analitik güç hesaplaması için bilgiler

Meta Analizi	Birincil çalışma	$n_i$	Ort. Örn. Hac ( $n$ )	$r_i$	Fisher Z ( $Z_i$ )
1	1	292	23	0,30	0,3095
	2	196		0,38	0,4001
	3	218		0,34	0,3541
	4	23		0,13	0,1307
	5	34		0,31	0,3205
	6	242		0,36	0,3769
	7	68		0,33	0,3428
2	1	80	68	0,39	0,4118
	2	292		0,25	0,2554
	3	196		0,33	0,3428
	4	173		0,34	0,3541
	5	68		0,33	0,3428
	6	268		0,28	0,2877
	7	242		0,30	0,3095
3	1	54	23	0,31	0,3205
	2	218		0,52	0,5763
	3	23		0,31	0,3205
	4	34		0,37	0,3884
	5	68		0,31	0,3205
5	1	242	23	0,19	0,1923
	2	23		0,20	0,2027
	3	34		0,22	0,2237
	4	68		0,10	0,1003
6	1	242	23	0,20	0,2027
	2	23		0,26	0,2661
	3	34		0,37	0,3884
	4	68		0,22	0,2237

Çizelge 5.2. (devam) Sabit etkiler meta analizinde analitik güç hesaplaması için bilgiler

Meta Analizi	$v_i = \frac{1}{n-3}$	$w_i = \frac{1}{v_i} = n-3$	$\bar{Z}_i = \frac{\sum w_i Z_i}{\sum w_i}$	$v_i = \frac{v}{k}$	$\lambda = \frac{\bar{Z}_i - 0}{\sqrt{v_i}}$
1	0,05	20	0,3192	0,0071	3,78
2	0,0154	65	0,3292	0,0022	7,02
3	0,05	20	0,3853	0,01	3,85
5	0,05	20	0,1798	0,0125	1,61
6	0,05	20	0,2702	0,0125	2,42

Çizelge 5.3. Rastgele etkiler meta analizinde analitik güç hesaplaması için bilgiler

(4)	$(n_i)$ $n=23$	$(r_i)$	Fisher Z Değeri ( $Z_i$ )	$\sum (w_i * Z_i)$ $\bar{Z} = 0,1147$
1	242	0,17	0,1717	8,8837
2	23	0,15	0,1511	7,8215
3	34	0,27	0,2769	14,3277
4	68	-0,14	-0,1409	-7,2929

Çizelge 5.3. (devam) Rastgele etkiler meta analizinde analitik güç hesaplaması için bilgiler

(4)	Heterojenlik	$\hat{\tau}^2$	$v_i^* = v^*$	$w_i^* = w^*$	$w_i^* * Z_i$	$\bar{Z}^*$	$v^*$	$\lambda^*$
1	Düşük	0,0167	0,0667	15	2,5750	0,1147	0,0167	0,89
	Orta	0,0333	0,0833	12	2,0600	0,1147	0,0208	0,79
	Yüksek	0,0500	0,1000	10	1,7167	0,1147	0,0250	0,73
2	Düşük	0,0167	0,0667	15	2,2671	0,1147	0,0167	0,89
	Orta	0,0333	0,0833	12	1,8137	0,1147	0,0208	0,79
	Yüksek	0,0500	0,1000	10	1,5114	0,1147	0,0250	0,73
3	Düşük	0,0167	0,0667	15	4,1530	0,1147	0,0167	0,89
	Orta	0,0333	0,0833	12	3,3224	0,1147	0,0208	0,79
	Yüksek	0,0500	0,1000	10	2,7686	0,1147	0,0250	0,73
4	Düşük	0,0167	0,0667	15	-2,1139	0,1147	0,0167	0,89
	Orta	0,0333	0,0833	12	-1,6911	0,1147	0,0208	0,79
	Yüksek	0,0500	0,1000	10	-1,4093	0,1147	0,0250	0,73

Çizelge 5.4. Model türüne göre yığın etki büyüklüğü için analitik güç değerleri

Meta Analizi ( $i$ )	$\emptyset$	$\emptyset_1$	$\emptyset_2$	Testin Gücü ( $1 - \beta$ )	
				Tek Yanlı	Çift Yanlı
1(SEM)	0,0162	0,0344	0	0,9838	0,9656
2(SEM)	0	0	0	1,000	1,000
3(SEM)	0,0174	0,0294	0	0,9826	0,9706
4(REM) Düşük	0,2266	0,1423	0,0022	0,7734	0,8599
4(REM) Orta	0,1977	0,121	0,003	0,8023	0,882
4(REM) Yüksek	0,1814	0,1093	0,0036	0,8186	0,8943
5(SEM)	0,488	0,3632	0	0,512	0,6368
6(SEM)	0,2177	0,3228	0	0,7823	0,6772

Bir meta analizi çalışmasının birbirinden bağımsız  $k$  tane çalışmadan elde edilen bilgilere göre yapıldığı bilinmektedir.

Sabit etkiler modeli kullanıldığında bu  $k$  çalışmadan elde edilen etki büyüklüğü tahminleri toplanmadan önce, genel etki büyüklüğünü paylaşdırmak için çalışmaların mantıklı bir şekilde tanımlanıp tanımlanmadığını kontrol etmek gerekmektedir [20]. Bunun için yapılması gereken işlem de etki büyüklüğü parametrelerinin heterojenlik testlerinin incelenmesidir. Bu incelemelerde kullanılan test işlemi için testin gücü hesaplanabilmektedir. Bu anlamda Casey vd. [67] çalışmasında, sabit etkiler modelinin kullanıldığı korelasyon katsayısı etki büyüklüğüne ait yapılan meta analizi incelemesi ele alınsın.

Heterojenlik testinin gücü için Eş. 4.38 ve Eş. 4.39 ile verilen merkezi olmayan ki-kare dağılımı kullanılabileceği gibi Patnaik [65] tarafından bir yaklaşım olarak geliştirilen merkezi ki-kare dağılımı da kullanılabilir. Bu çalışmada Patnaik [65] yaklaşımı ele alınarak hesaplamalar yapılmıştır. Hesaplama sonuçları Çizelge 5.5'te verilmiştir.

Çizelge 5.5. Sabit etkiler meta analizi için heretojenlik testlerinin gücü ( $\alpha = 0,05$ )

Meta Analizi Çalışması ( $i$ )	Heterojenlik Düzeyi	$\lambda = p(k - 1)$	Serbestlik Derecesi ( $v$ )	Sabit değer ( $a$ )	Testin Gücü ( $1 - \beta$ )
1 ve 2	Düşük ( $p = 1/3$ )	1,98	6,36	1,25	0,1444
	Orta ( $p = 2/3$ )	4,02	7,15	1,40	0,2660
	Yüksek ( $p = 1$ )	6	8	1,50	0,3959
3	Düşük ( $p = 1/3$ )	1,32	4,26	1,24	0,0452
	Orta ( $p = 2/3$ )	2,68	4,77	1,40	0,0968
	Yüksek ( $p = 1$ )	4	4,13	1,50	0,1049
5 ve 6	Düşük ( $p = 1/3$ )	0,99	3,2	1,25	0,0213
	Orta ( $p = 2/3$ )	2,01	3,58	1,40	0,046
	Yüksek ( $p = 1$ )	3	4	1,50	0,0781

Bu çözümlenme SPSS 20.0 paket programında da çözdürülmüş olup aynı sonuçlar elde edilmiştir. Merkezi olmama parametresi ( $\lambda$ ), çalışmalar arası varyans ile çalışma içi varyansın oranı olduğu düşünüldüğünde; bu parametre değerinin hesaplanabilmesi için  $v_i$  değerlerinin bilinmesi gerekir ve bu durumda doğru olarak hesaplanabilir. Çalışma içi varyansların bilinmediği durumlarda, Schmidt ve Hunter [36]'in %75 kuralı devreye girer. Yukarıda yer alan hesaplamalar, bu duruma bir örnek oluşturmaktadır. Çözümlediğimiz örnekten fiziksel aktivite ve psiko-sosyal yapı arasındaki tüm korelasyon tahminlerinin çok küçük güce sahip oldukları ve heterojenlik seviyesi arttıkça güç seviyesi düşük bile olsa belli bir artış gösterdiği sonucuna varılmaktadır. Rastgele etkiler modelinde, genel etki büyüklüğü için yapılan hesaplamalarının haricinde, çalışmalar arası varyans bileşeni parametresinin anlamlı olup olmadığının da test edilmesi gerekmektedir. Yapılan bu test işlemine ait bir güç hesaplaması da yapılabilmektedir. Casey vd. [67] çalışmasında öznel fiziksel aktivite ve fiziksel sonuç beklentisi arasındaki korelasyon tahminlerine ait rastgele etkiler modellenmiş meta analizi için kullanılan çalışmalar arası varyans bileşeninin anlamlılık testi incelemesine ait güç hesaplaması aşağıda verilmiştir. Çalışma sayısı ( $k$ ) 4, ortalama örnek hacimleri ( $n$ ) 23, toplam varyans ( $v$ ) 0,0500 olmak üzere;

i. Düşük heterojenlik için;

$$\tau^2 = \frac{1}{3}v = 0,33(0,0500) = 0,0167$$

$$\begin{aligned} 1 - \beta &= 1 - F[C_\alpha \setminus r, m] = 1 - F\left[\frac{C_\alpha v}{v + \tau^2} \setminus k - 1; 0\right] \\ &= 1 - F[12,592(0,0500)/(0,0500 + 0,0167) \setminus 3; 0] = 0,024 \end{aligned}$$

ii. Orta heterojenlik için;

$$\tau^2 = \frac{2}{3}v = 0,67(0,0500) = 0,0333$$

$$\begin{aligned} 1 - \beta &= 1 - F[C_\alpha \setminus r, m] = 1 - F\left[\frac{C_\alpha v}{v + \tau^2} \setminus k - 1; 0\right] \\ &= 1 - F[12,592(0,0500)/(0,0500 + 0,0333) \setminus 3; 0] = 0,0561 \end{aligned}$$



iii. Yüksek heterojenlik için;

$$\tau^2 = v = 0,0500$$

$$\begin{aligned} 1 - \beta &= 1 - F[C_\alpha \setminus r, m] = 1 - F\left[\frac{C_\alpha v}{v + \tau^2} \setminus k - 1; 0\right] \\ &= 1 - F[12,592(0,0500)/(0,0500 + 0,0500) \setminus 3; 0] = 0,0981 \end{aligned}$$

sonuçları elde edilir. Bu sonuçlardan da görülebileceği gibi etki büyüklüğü varyans bileşeninin anlamlılık testinin gücü, tüm heterojenlik düzeyleri için çok düşüktür. Buna karşılık çıkarılabilecek bir diğer sonuç da çalışma etki büyüklükleri arasındaki farklar büyüdükçe bu değerlerin hiçbiri büyük olmamasına rağmen varyans bileşeni için anlamlı bir değer bulma olasılığı artmaktadır.

### 5.1.2. Simülasyon verisi ile meta analizinde güç

Belirlenmiş olan iki araştırma sorusu kapsamında ilk olarak iki farklı tasarım ele alınmıştır. Bu tasarımlar, (i) çalışmalar arası eşit örnek hacimleri ve (ii) çalışmalar arası eşit olmayan örnek hacimleri şeklindedir. Meta analizine dâhil edilen birincil çalışmalar arasında eşit olmayan örnek hacimleri, analitik gücün çalışmalar arasındaki ortalama örnek hacimlerini kullanmasından dolayı sadece simülasyon gücünü etkilemektedir. İki araştırma sorusu için seçilen koşullar altında her iki tasarım için de hem simülasyon gücü hem de analitik güç hesaplanmış ve güçlerde var olan farklılıklar değerlendirilmiştir.

#### Birinci tip hata oranı kontrolü

Araştırma sorusu için işlemler yapılmadan önce yapılması gereken şey, I. tip hata kontrolüdür. Her iki modelde de yığın etki büyüklüğünün sıfır olduğu durumda, sıfır hipotezini ret etme olasılığı, gerçek I. tip hata oranlarını vermektedir. İki tasarım için de sırayla bu kontrol yapılmıştır. I. tip hata oranı, II. Tip hata oranını, dolayısıyla da istatistiksel gücü etkileyebileceği için bu kontrol gereklidir [25]. İlgili sonuçlar, 0,05'lik anlamlılık düzeyi için Çizelge 5.6 ile Çizelge 5.7'de ve 0,01'lik anlamlılık düzeyi için Çizelge 5.8 ile Çizelge 5.9'da verilmiştir.

Çizelge 5.6.  $\alpha = 0,05$  iken çeşitli çalışma sayıları ve örnek hacimleri için sabit etkiler modelinde I. tip hata kontrolü

Ortalama Örnek hacimleri	SEM –Örnek Hacimleri Eşit						
	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
20	0,0505	0,0505	0,0504	0,0485	0,0507	0,0513	0,0507
30	0,0497	0,0529	0,0521	0,0506	0,0530	0,0493	0,0503
40	0,0482	0,0533	0,0470	0,0471	0,0503	0,0503	0,0522
50	0,0499	0,0510	0,0509	0,0530	0,0499	0,0497	0,0518
60	0,0494	0,0491	0,0509	0,0473	0,0541	0,0476	0,0539
75	0,0519	0,0497	0,0484	0,0535	0,0526	0,0530	0,0483
100	0,0492	0,0495	0,0509	0,0508	0,0461	0,0496	0,0435
Ortalama Örnek hacimleri	SEM –Örnek Hacimleri Farklı						
	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
20	0,0470	0,0495	0,0493	0,0468	0,0494	0,0485	0,0503
30	0,0496	0,0512	0,0511	0,0464	0,0468	0,0488	0,0505
40	0,0509	0,0542	0,0502	0,0545	0,0493	0,0506	0,0534
50	0,0504	0,0496	0,0507	0,0503	0,0517	0,0460	0,0509
60	0,0529	0,0505	0,0512	0,0477	0,0461	0,0517	0,0546
75	0,0513	0,0518	0,0495	0,0501	0,0525	0,0494	0,0460
100	0,0484	0,0505	0,0522	0,0515	0,0538	0,0513	0,0522

Çizelge 5.7.  $\alpha=0,01$  iken çeşitli çalışma sayıları ve örnek hacimleri için sabit etkiler modelinde I. tip hata kontrolü

Ortalama Örnek hacimleri	SEM –Örnek Hacimleri Eşit						
	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
20	0,0102	0,0103	0,0088	0,0110	0,0101	0,0113	0,0086
30	0,0096	0,0108	0,0102	0,0106	0,0107	0,0086	0,0093
40	0,0084	0,0099	0,0102	0,0088	0,0088	0,0097	0,0113
50	0,0109	0,0104	0,0083	0,0121	0,0110	0,0109	0,0092
60	0,0093	0,0089	0,0096	0,0106	0,0109	0,0098	0,0114
75	0,0100	0,0103	0,0100	0,0105	0,0098	0,0115	0,0091
100	0,0099	0,0075	0,0103	0,0107	0,0095	0,0084	0,0077
Ortalama Örnek hacimleri	SEM –Örnek Hacimleri Farklı						
	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
20	0,0095	0,0090	0,0092	0,0087	0,0090	0,0093	0,0110
30	0,0071	0,0094	0,0100	0,0095	0,0107	0,0086	0,0108
40	0,0102	0,0115	0,0095	0,0098	0,0108	0,0115	0,0114
50	0,0087	0,0102	0,0104	0,0078	0,0093	0,0100	0,0093
60	0,0121	0,0102	0,0117	0,0108	0,0084	0,0103	0,0103
75	0,0102	0,0105	0,0112	0,0101	0,0108	0,0102	0,0083
100	0,0091	0,0091	0,0111	0,0111	0,0101	0,0107	0,0113

Çizelge 5.8.  $\alpha=0,01$  iken çeşitli çalışma sayıları ve örnek hacimleri için rastgele etkiler modelinde I. tip hata kontrolü

Ortalama Örnek hacimleri	REM –Örnek Hacimleri Eşit						
	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
20	0,0064	0,0075	0,0073	0,0087	0,0081	0,0093	0,0073
30	0,0066	0,0073	0,0076	0,0080	0,0086	0,0068	0,0074
40	0,0062	0,0072	0,0072	0,0069	0,0072	0,0069	0,0099
50	0,0074	0,0077	0,0057	0,0089	0,0097	0,0091	0,0082
60	0,0067	0,0063	0,0080	0,0079	0,0086	0,0081	0,0095
75	0,0070	0,0078	0,0081	0,0076	0,0081	0,0092	0,0081
100	0,0075	0,0053	0,0079	0,0090	0,0079	0,0063	0,0063
Ortalama Örnek hacimleri	REM –Örnek Hacimleri Farklı						
	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
20	0,0065	0,0066	0,0068	0,0075	0,0076	0,0074	0,0092
30	0,0051	0,0067	0,0074	0,0071	0,0091	0,0070	0,0083
40	0,0075	0,0081	0,0068	0,0077	0,0082	0,0089	0,0097
50	0,0055	0,0072	0,0082	0,0060	0,0071	0,0083	0,0083
60	0,0087	0,0081	0,0089	0,0090	0,0073	0,0083	0,0086
75	0,0073	0,0083	0,0089	0,0081	0,0089	0,0078	0,0070
100	0,0059	0,0064	0,0091	0,0090	0,0081	0,0082	0,0095

Çizelge 5.9.  $\alpha=0,01$  iken çeşitli çalışma sayıları ve örnek hacimleri için rastgele etkiler modelinde I. tip hata kontrolü

Ortalama Örnek hacimleri	REM –Örnek Hacimleri Eşit						
	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
20	0,0383	0,0409	0,0416	0,0399	0,0439	0,0448	0,0430
30	0,0376	0,0394	0,0417	0,0428	0,0461	0,0416	0,0437
40	0,0376	0,0410	0,0395	0,0383	0,0429	0,0439	0,0456
50	0,0361	0,0380	0,0404	0,0458	0,0433	0,0441	0,0459
60	0,0367	0,0398	0,0427	0,0377	0,0454	0,0422	0,0477
75	0,0387	0,0395	0,0404	0,0447	0,0452	0,0472	0,0419
100	0,0367	0,0393	0,0412	0,0432	0,0400	0,0427	0,0388
Ortalama Örnek hacimleri	REM –Örnek Hacimleri Farklı						
	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
20	0,0357	0,0374	0,0402	0,0396	0,0413	0,0416	0,0435
30	0,0366	0,0393	0,0420	0,0382	0,0399	0,0421	0,0441
40	0,0380	0,0428	0,0406	0,0463	0,0428	0,0443	0,0468
50	0,0386	0,0392	0,0423	0,0429	0,0435	0,0401	0,0445
60	0,0398	0,0401	0,0407	0,0404	0,0398	0,0446	0,0476
75	0,0386	0,0380	0,0397	0,0417	0,0453	0,0418	0,0405
100	0,0370	0,0398	0,0433	0,0426	0,0462	0,0442	0,0467

Çizelgelerden de görüldüğü gibi I tip hata oranı olarak 0,05 ve 0,01 önem düzeyi kullanılarak kontrol altında tutulmuş, sabit ve rastgele etkiler modelleri için sırasıyla yaklaşık %5 ve %1 seviyelerinde sınırlanmıştır.

Bunun anlamı, her iki modelin de sırasıyla %5 ve %1 düzeyinde bir hata oranına sahip olması demektir. Yani,  $\beta$ 'nın bir (1),  $(1 - \beta)$ 'nın sıfır (0) olması demektir. Çünkü burada, yığın etki büyüklüğü sıfır (0) değerini aldığından  $H_0$  hipotezi yanlış değildir ve bundan dolayı, hiç ret etmemeyi gerektirir. Ayrıca çalışma sayıları sabit tutulduğunda, ortalama örnek hacimlerine göre ya da ortalama örnek hacimleri sabit tutulduğunda, çalışma sayısına göre bir inceleme yapılırsa değerlerde artma ve azalmaların mevcut olduğu gözlenmiştir.

Bu, her iki tasarım için sabit ve rastgele etkiler modelinde de sistematik bir yanlılık yoktur şeklinde yorumlanabilir.

#### Sabit ve rastgele etkiler modeli altında istatistiksel güç ve simülasyonu

Örnek hacimlerinin eşit olması ve eşit olmaması tasarımları altında Sabit etkiler ve rastgele etkiler modelleri için çalışma sayısı, örnek hacimleri ve farklı yığın etki büyüklükleri kriterleri dikkate alınarak hesaplanan simülasyona dayalı güç ve analitik güç değerleri Çizelge 5.10 ile Çizelge 5.25 arasında verildi. Güç hesaplamaları ile ilgili sonuçlar, R programında kodları yazılmak suretiyle elde edildi. Ayrıca elde edilen bu simülasyon ve analitik güç sonuçlarının grafiksel gösterimi MATLAB R2018b Programı'nda çizdirilmiş olup elde edilen eğrilere Şekil 5.1 ile Şekil 5.8 arasında yer verildi. Grafiklerde yer alan düz çizgiler, analitik güç değerlerini; kesikli çizgiler, simülasyon güç değerlerini göstermekte olup kırmızı, sarı, mavi, yeşil, siyah, mor ve açık mavi renkleri sırasıyla çalışma sayılarını (5, 10, 20, 30, 45, 60, 75) ifade etmektedir.

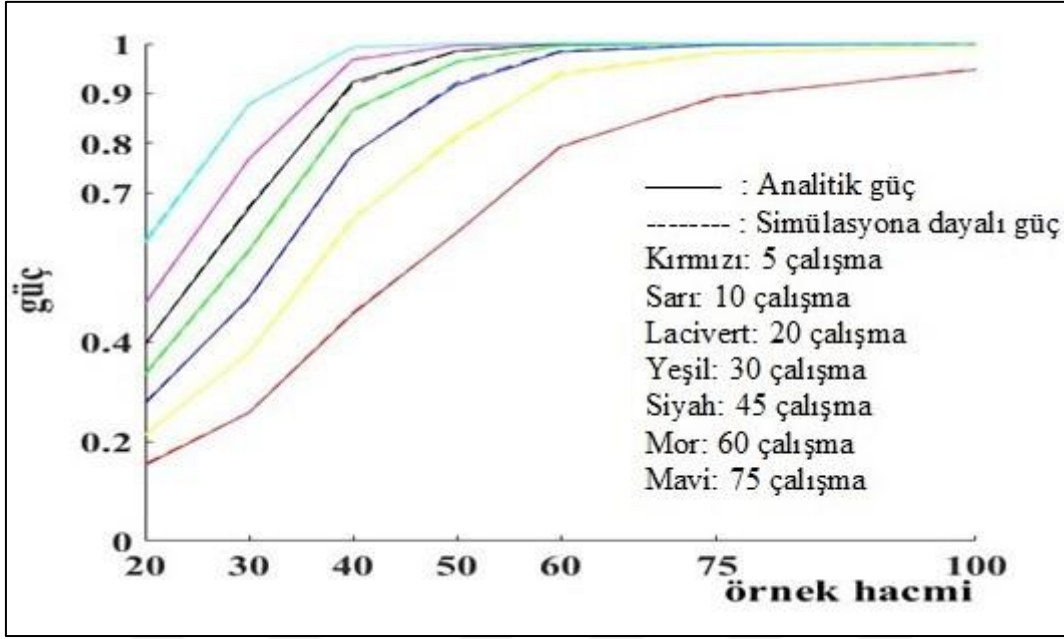
İlk olarak, Sabit Etkiler Modeli için çalışmalar arası örnek hacimlerinin eşit, I. tip hatanın 0,05 ve 0,01 olduğu durumlara ait analitik güç ve simülasyona dayalı güç sonuçları verilmiştir. Ancak bilinmelidir ki bu koşul, yani örnek hacimlerinin eşit olması, gerçek uygulamalarda nadiren ortaya çıkan bir durumdur. Bu koşul, bir sonraki tasarımın temelini oluşturması açısından değerlendirmeye alınmıştır.

Çizelge 5.10 I. tip hata oranının 0,05 iken sabit etkiler modelinde örnek hacimlerinin eşit olduğu durumda simülasyona dayalı güç sonuçlarını, Çizelge 5.11 I. tip hata oranının 0,05 iken sabit etkiler modelinde örnek hacimlerinin eşit olduğu durumda analitik güç sonuçlarını içermektedir. Buna göre yığın etki büyüklüğünün 0,1 olduğu durum ele alındığında;

- 20 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 60 olmalıdır.
- 30 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 30 olmalıdır.
- 40 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının en az 30 olması gerekir.
- 50 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 20 olmalıdır.
- 60 ve 75 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumlarda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının en az 20 olması gerekir.
- 100 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 10 olmalıdır. Yığın etki büyüklüğünün 0,2 olduğu durum ele alındığında;
- 5 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimleri en az 50 olmalıdır.
- 10 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimleri en az 30 olmalıdır.
- 20, 30, 45, 60 ve 75 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimlerinin en az 20 olmalıdır. Yığın etki büyüklüğü 0,5 ve 0,8 olması durumunda çok







Şekil 5.1. I. Tip hata oranı 0,05 ve yığın etki büyüklüğü 0.1 iken sabit etkiler modelinde istatistiksel güç eğrileri (örnek hacimleri eşit)

Şekil 5.1 I. Tip hata oranı 0,05 iken, sabit etkiler modelinde ortalama örnek hacimleri için güç eğrilerini göstermektedir. Grafikten, simülasyona dayalı güç ve analitik güç değerlerinin birbirine çok yakın olduğu gözlenmiştir. Dolayısıyla yapılabilecek bir yorum; iki güç arasında belli bir fark olduğunu söylemek zor olduğu şeklindedir.

Ufak da olsa en geniş farklılığın 0,1'lik yığın etki büyüklüğü için belirlenebilmesinden ve diğer tasarımlar için birbirine çok yakın değerler elde edilmesinden dolayı yalnızca bu etki büyüklüğü için grafik çizilmiştir. Şekil 5.1 incelendiğinde analitik güç ve simülasyona dayalı güç arasındaki farkın nispeten fark edilebilir düzeyde olduğu yerlerin, çalışma sayısının 20, 30 ve 45 olduğu durumlarda gözlenmiştir.

Çizelge 5.12 I. tip hata oranının 0,01 iken sabit etkiler modelinde örnek hacimlerinin eşit olduğu durumda simülasyona dayalı güç sonuçlarını, Çizelge 5.13 I. tip hata oranının 0,01 iken sabit etkiler modelinde örnek hacimlerinin eşit olduğu durumda analitik güç sonuçlarını içermektedir.





Çizelge 5.13. I. Tip hata oranı 0,01 iken çeşitli eşit örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için sabit etkiler modeline ilişkin analitik güç değerleri

Ortalama Örnek hacimleri	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
Yığın Etki Büyüklüğü=0,1							
20	0,0496	0,1025	0,2340	0,3783	0,5790	0,7352	0,8430
30	0,0794	0,1769	0,4035	0,6102	0,8216	0,9282	0,9738
40	0,1130	0,2592	0,5610	0,7785	0,9355	0,9843	0,9966
50	0,1497	0,3444	0,6916	0,8833	0,9793	0,9970	0,9996
60	0,1889	0,4284	0,7916	0,9422	0,9939	0,9995	1,0000
75	0,2508	0,5464	0,8910	0,9816	0,9991	1,0000	1,0000
100	0,3571	0,7085	0,9674	0,9977	1,0000	1,0000	1,0000
Yığın Etki Büyüklüğü=0,2							
20	0,2399	0,5269	0,8775	0,9774	0,9988	1,0000	1,0000
30	0,4128	0,7750	0,9836	0,9993	1,0000	1,0000	1,0000
40	0,5721	0,9072	0,9984	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
50	0,7026	0,9656	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
60	0,8014	0,9882	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
75	0,8981	0,9979	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
100	0,9705	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Yığın Etki Büyüklüğü=0,5							
20	0,9936	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
30	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
40	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
50	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
60	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
75	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
100	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Yığın Etki Büyüklüğü=0,8							
20	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
30	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
40	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
50	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
60	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
75	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
100	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000

Buna göre yığın etki büyüklüğünün 0,1 olduğu durum ele alındığında;

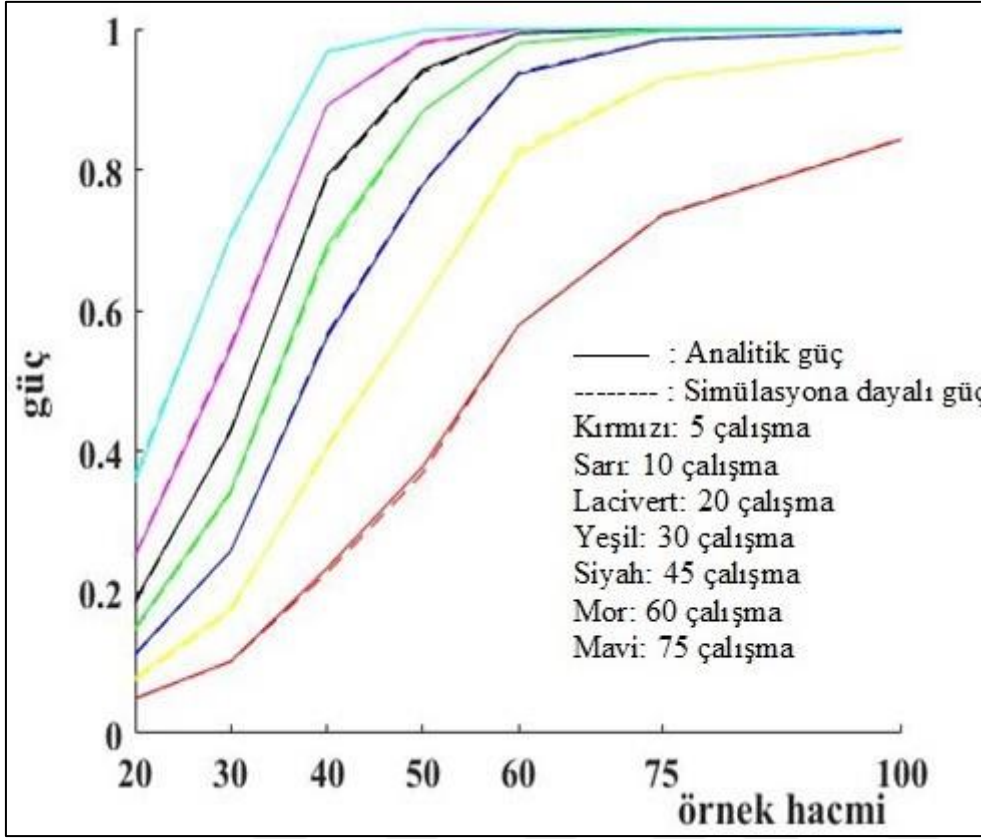
- 20 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 75 olmalıdır.
- 30 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 45 civarında olmalıdır.

- 40 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının 30'u aşması gerekir.
- 50 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 30 olmalıdır.
- 60 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının 20'yi aşması gerekir.
- 75 ve 100 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 20 olmalıdır.

Bu çizelgelerde yığın etki büyüklüğünün 0,2 olduğu durum ele alındığında;

- 5 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimleri en az 60 olmalıdır.
- 10 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimleri en az 40 olmalıdır.
- 20, 30, 45, 60 ve 75 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimlerinin en az 20 olması gerekir.

Yığın etki büyüklüğü 0,5 ve 0,8 olması durumunda çok küçük çaplı örnek hacimleri ve çalışma sayılarında bile istatistiksel güç her iki yöntemde de oldukça yüksek çıkmaktadır.



Şekil 5.2. I. Tip hata oranı 0,01 ve yığın etki büyüklüğü 0.1 iken sabit etkiler modelinde istatistiksel güç eğrileri (örnek hacimleri eşit)

Şekil 5.2 ise I. Tip hata oranı 0,01 olduğunda sabit etkiler modelinde ortalama örnek hacimlerinin eşit olması durumundaki güç eğrilerini göstermektedir. Grafikten, simülasyona dayalı güç ve analitik güç değerlerinin birbirine çok yakın olduğu gözlenmiştir. Dolayısıyla yapılabilecek bir yorum; iki güç arasında belli bir fark olduğunu söylemek zor olduğu şeklindedir. Ufak da olsa en geniş farklılığın 0,1'lik yığın etki büyüklüğü için belirlenebilmesinden ve diğer tasarımlar için birbirine çok yakın değerler elde edilmesinden dolayı yalnızca bu etki büyüklüğü için grafik çizilmiştir. Şekil 5.2'de simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklılığın, çalışma sayısının 5 olduğu durumda örnek hacimlerinin 60 değerini aldığı yere kadar olduğu gözlenirken; diğer çalışma sayılarında örnek hacimlerinin çok küçük olduğu noktalarda, iki güç değeri arasında küçük de olsa farklılıklar olduğu belirlenmiştir.

Çizelge 5.14 I. tip hata oranının 0,05 iken rastgele etkiler modelinde örnek hacimlerinin eşit olduğu durumda simülasyon gücü sonuçlarını, Çizelge 5.15 I. tip hata oranının 0,05 iken rastgele etkiler modelinde örnek hacimlerinin eşit olduğu durumda analitik güç sonuçlarını içermektedir.



Çizelge 5.15. I. Tip hata oranı 0,05 iken çeşitli eşit örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için rastgele etkiler modeline ilişkin analitik güç değerleri

Ortalama Örnek hacimleri	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
Yığın Etki Büyüklüğü=0,1							
20	0,1298	0,2245	0,4114	0,5752	0,7571	0,8688	0,9332
30	0,1781	0,3272	0,5901	0,7732	0,9174	0,9730	0,9918
40	0,2266	0,4238	0,7262	0,8868	0,9748	0,9952	0,9992
50	0,2747	0,5118	0,8230	0,9469	0,9929	0,9992	0,9999
60	0,3206	0,5930	0,8882	0,9759	0,9982	0,9999	1,0000
75	0,3925	0,6947	0,9468	0,9932	0,9998	1,0000	1,0000
100	0,4976	0,8161	0,9856	0,9993	1,0000	1,0000	1,0000
Yığın Etki Büyüklüğü=0,2							
20	0,3745	0,6701	0,9346	0,9903	0,9996	1,0000	1,0000
30	0,5414	0,8562	0,9921	0,9997	1,0000	1,0000	1,0000
40	0,6754	0,9424	0,9992	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
50	0,7764	0,9783	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
60	0,8477	0,9925	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
75	0,9213	0,9986	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
100	0,9743	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Yığın Etki Büyüklüğü=0,5							
20	0,9838	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
30	0,9993	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
40	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
50	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
60	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
75	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
100	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Yığın Etki Büyüklüğü=0,8							
20	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
30	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
40	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
50	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
60	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
75	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
100	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000

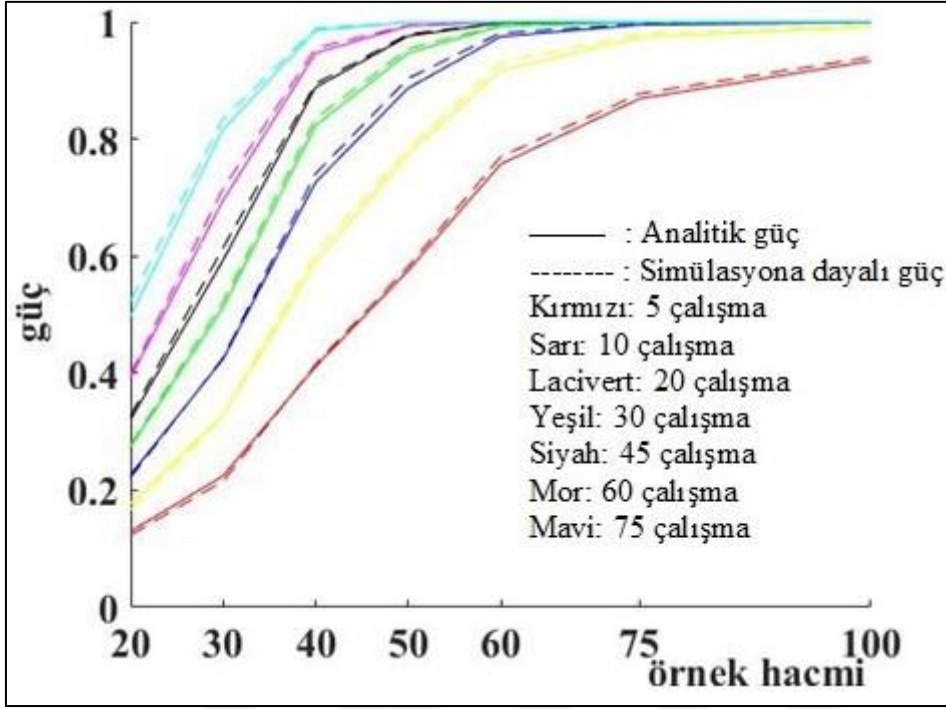
Buna göre yığın etki büyüklüğünün 0,1 olduğu durum ele alındığında;

- 5 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için 100 birimlik örnek hacimlerinin bile yeterli olmadığını görüyoruz.

- 10 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimlerinin en az 100 olması gereklidir.
- 20 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimlerinin en az 50 olması gereklidir.
- 30 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimleri en az 40 olmalıdır.
- 45 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimleri en az 30 olmalıdır.
- 60 ve 75 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimleri en az 20 olması gerekir.

Yığın etki büyüklüğünün 0,2 olduğu durum ele alındığında;

- 20 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 20 olmalıdır.
- 30 ve 40 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının en az 10 olması gereklidir.
- 50 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, simülasyon hesaplamasına göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının 5 olması yeterli iken, analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının en az 10 olması gerektiği gözlenmiştir.
- 60, 75 ve 100 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda ise hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 5 olması gerektiği görülmüştür.
- Yığın etki büyüklüğü 0,5 ve 0,8 olması durumunda ise hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre çok küçük çaplı örnek hacimleri ve çalışma sayıları istatistiksel gücün oldukça yüksek çıkması için yeterlidir.



Şekil 5.3. I. Tip hata oranı 0,05 ve yığın etki büyüklüğü 0.1 iken rastgele etkiler modelinde istatistiksel güç eğrileri (örnek hacimleri eşit)

Şekil 5.3 I. Tip hata oranı 0,05 olduğunda rastgele etkiler modelinde örnek hacimlerinin eşit olması durumundaki güç eğrisini göstermektedir. Grafikten, simülasyona dayalı güç ve analitik güç değerlerinin birbirine çok yakın olmasına rağmen iki güç değeri arasında farklılıklar olduğu gözlenmiştir. En geniş farkların 0,1'lik yığın etki büyüklüğü için belirlenebilmesinden ve diğer tasarımlar için birbirine çok yakın değerler elde edilmesinden dolayı yalnızca bu etki büyüklüğü için grafik çizilmiştir.

Şekil 5.3'te, çalışma sayısının 5 olduğu durumda örnek hacimlerinin 30 ile 50 arasında olduğu yerlerde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklılığın çok küçük olduğu gözlenirken, diğer örnek hacimleri değerlerinde farklılıkların belirginleştiği gözlenmiştir. Çalışma sayısının 10 ve 20 olduğu yerlerde, 40 ile 75 arasında değer alan örnek hacimlerinde farklılıkların belirginleştiği görülmüştür. Diğer çalışma sayıları için farkların azaldığı gözlenirken, belirgin farkların 50'den küçük örnek hacimlerinde olduğu gözlenmiştir.

Çizelge 5.16 I. tip hata oranının 0,01 iken rastgele etkiler modelinde örnek hacimlerinin eşit olduğu durumda simülasyona dayalı güç sonuçlarını, Çizelge 5.17 I. tip hata oranının 0,01



iken rastgele etkiler modelinde örnek hacimlerinin eşit olduğu durumda analitik güç sonuçlarını içermektedir.

Buna göre yığın etki büyüklüğünün 0,1 olduğu durum ele alındığında;

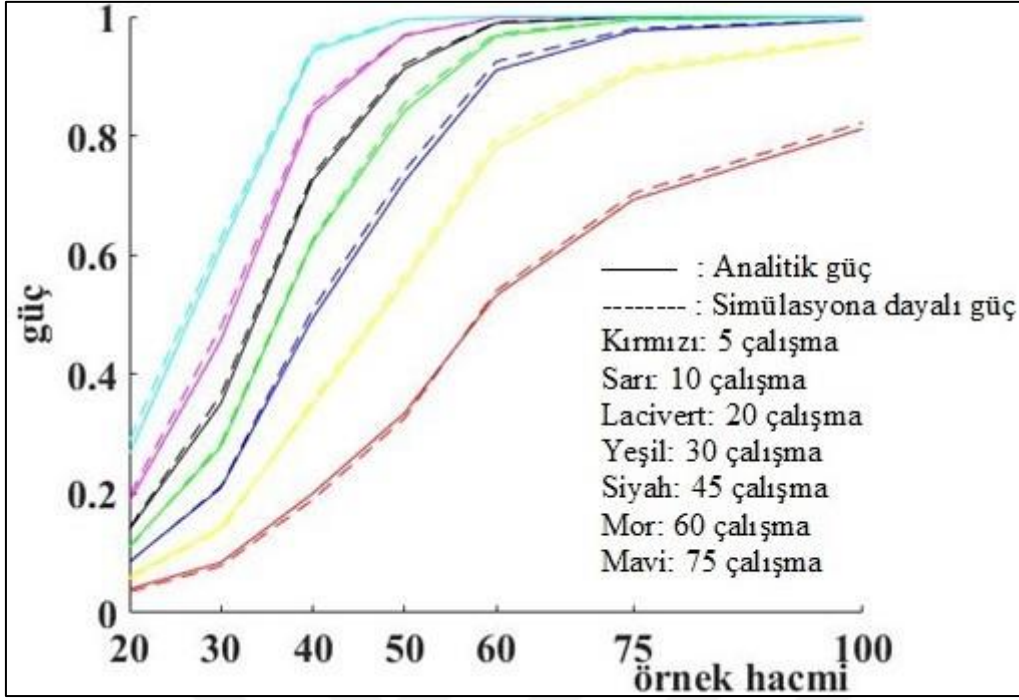
- 5 ve 10 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için 100 birimlik örnek hacimlerinin bile yeterli olmadığını görülmüştür.
- 20 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimlerinin en az 75 olması gereklidir.
- 30 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimlerinin en az 50 olması gereklidir.
- 45 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimlerinin en az 40 olması gereklidir.
- 60 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimlerinin en az 30 olması gereklidir.
- 75 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimlerinin en az 20 olması yeterlidir.

Yığın etki büyüklüğünün 0,2 olduğu durum ele alındığında;

- 20 ve 30 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının en az 20 olması yeterlidir.
- 40, 50 ve 60 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının en az 10 olması gereklidir.
- 75 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, simülasyon hesaplamasına göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının 5 olması yeterli iken,







Şekil 5.4. I. Tip hata oranı 0,01 ve yığın etki büyüklüğü 0.1 iken rastgele etkiler modelinde istatistiksel güç eğrileri (örnek hacimleri eşit)

Şekil 5.4 I. Tip hata oranı 0,01 olduğunda rastgele etkiler modelinde örnek hacimlerinin eşit olması durumundaki güç eğrisini göstermektedir. Grafikten, simülasyona dayalı güç ve analitik güç değerlerinin birbirine çok yakın olmasına rağmen iki güç değeri arasında farklılıklar olduğu gözlenmiştir. En geniş farkların 0,1'lik yığın etki büyüklüğü için belirlenebilmesinden ve diğer tasarımlar için birbirine çok yakın değerler elde edilmesinden dolayı yalnızca bu etki büyüklüğü için grafik çizilmiştir.

Şekil 5.4 incelendiğinde; çalışma sayısının 5 olduğu durumda örnek hacimlerinin 50 ile 60 arasında olduğu yerlerde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklılığın çok küçük olduğu gözlenirken, diğer örnek hacimleri değerlerinde farklılıkların belirginleştiği gözlenmiştir. Çalışma sayısının 10 olduğu yerlerde, örnek hacimleri 50 ile 75 arasında değer aldığıda farklılıkların belirginleştiği görülmüştür. Çalışma sayısının 20 olduğu yerlerde, 40 ile 75 arasında örnek hacimleri olması durumunda farkların belirginleştiği görülmüştür. Çalışma sayısının 30 olduğu yerde, örnek hacimleri 40 ile 60 arasında değer aldığıda farklılıkların belirginleştiği gözlenirken, diğer çalışma sayıları için farkların azaldığı gözlenmiş ve belirgin farkların 40'tan küçük örnek hacimlerinde olduğu izlenmiştir. Ayrıca çalışma sayısının 45 olduğu yerde, örnek hacimlerinin 40 ile 60 arasında değer aldığıda da farklılıkların belirginleştiği gözlenmiştir.

Çalışmalar arası örnek hacimlerinin birbirine eşit olmadığı durum, gerçek hayatta karşılaşılması daha muhtemel bir durumdur. Bu koşul, göz önüne alındığında simülasyon gücü hesaplamak için üretilecek örnek hacimlerinin pozitif tam sayılar olması gerekliliği ortaya çıkar. Bu durumda çalışmalar arası çeşitli örnek hacimlerini üretmek için budanmış binom dağılımından yararlanılmaktadır. Bu dağılım sayesinde üretilen örnek hacimleri, belli bir ortalama ve standart sapmaya sahip olan pozitif tam sayılar hâlini almıştır. Binom dağılımının standart sapması değiştikçe, maksimum örnek hacimleri de değiştirildi. Maksimum örnek hacimleri, ortalama örnek hacimlerini belli bir sayıyla çarparak elde edilir. Bu çalışmada “ortalama örnek hacimleri \*3” olarak seçilmiştir. Daha büyük çaplı bir maksimum örnek hacimleri için farklı denemeler yapılmış ancak benzer sonuçlar elde edilmiştir. Bu nedenle çalışmada yalnızca “maksimum örnek hacmi = ortalama örnek hacmi \* 3” koşulu benimsenmiştir.

Çizelge 5.18 I. tip hata oranı 0,05 iken sabit etkiler modelinde örnek hacimlerinin farklı olduğu durumda simülasyona dayalı güç sonuçlarını, Çizelge 5.19 I. tip hata oranı 0,05 iken sabit etkiler modelinde örnek hacimlerinin farklı olduğu durumda analitik güç sonuçlarını içermektedir.

Buna göre yığın etki büyüklüğünün 0,1 olduğu durum ele alındığında;

- 5 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için 100 birimlik örnek hacimlerinin bile yeterli olmadığı görülmüştür.
- 10 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimlerinin en az 100 olması gereklidir.
- 20 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimlerinin en az 50 olması gereklidir.
- 30 ve 45 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimlerinin 30 birim olması yeterlidir.

- 60 ve 75 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimlerinin en az 20 olması yeterlidir.

Yığın etki büyüklüğünün 0,2 olduğu durum ele alındığında;

- 20 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 20 olmalıdır.
- 30 ve 40 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının en az 10 olması gereklidir.
- 50, 60, 75 ve 100 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının 5 olması yeterlidir.

Yığın etki büyüklüğü 0,5 ve 0,8 olması durumunda ise hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre çok küçük çaplı örnek hacimleri ve çalışma sayıları istatistiksel gücün oldukça yüksek çıkması için yeterlidir.



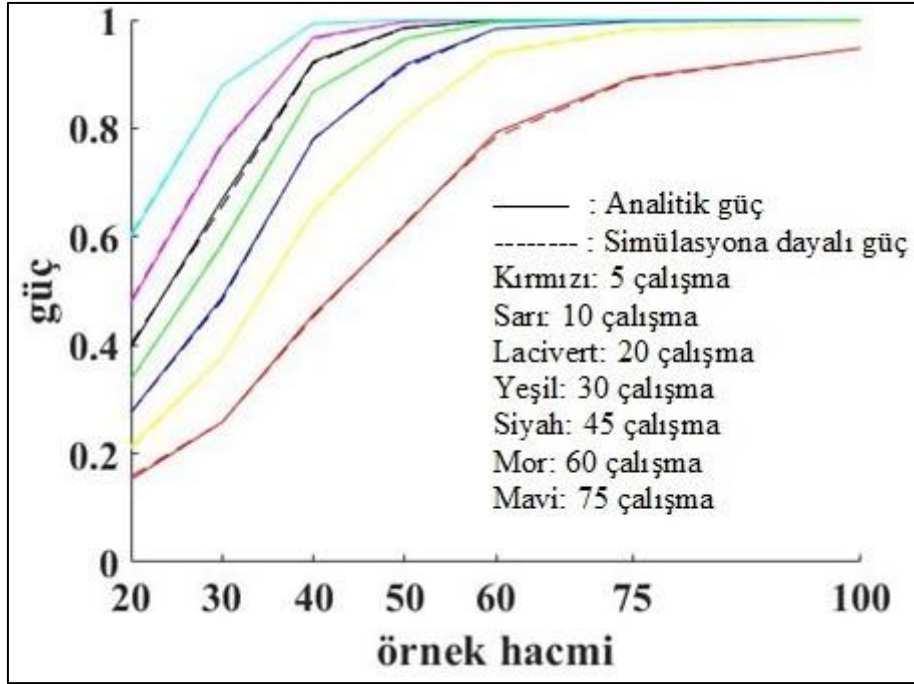
Çizelge 5.19. I. Tip hata oranı 0,05 iken çeşitli farklı örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için sabit etkiler modeline ilişkin analitik güç değerleri (Maksimum örnek hacimleri = ortalama örnek hacimleri \* 3)

Ortalama Örnek hacimleri	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
Yığın Etki Büyüklüğü=0,1							
20	0,1523	0,2578	0,4563	0,6202	0,7925	0,8933	0,9477
30	0,2144	0,3779	0,6449	0,8148	0,9379	0,9812	0,9947
40	0,2763	0,4881	0,7792	0,9166	0,9836	0,9972	0,9996
50	0,3368	0,5852	0,8678	0,9647	0,9960	0,9996	1,0000
60	0,3952	0,6684	0,9233	0,9857	0,9991	1,0000	1,0000
75	0,4776	0,7680	0,9677	0,9966	0,9999	1,0000	1,0000
100	0,5986	0,8780	0,9930	0,9997	1,0000	1,0000	1,0000
Yığın Etki Büyüklüğü=0,2							
20	0,4639	0,7528	0,9623	0,9956	0,9999	1,0000	1,0000
30	0,6538	0,9149	0,9970	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000
40	0,7874	0,9738	0,9998	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
50	0,8745	0,9926	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
60	0,9282	0,9980	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
75	0,9704	0,9997	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
100	0,9939	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Yığın Etki Büyüklüğü=0,5							
20	0,9990	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
30	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
40	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
50	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
60	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
75	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
100	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Yığın Etki Büyüklüğü=0,8							
20	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
30	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
40	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
50	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
60	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
75	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
100	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000

Şekil 5.5 I. Tip hata oranı 0,05 olduğunda sabit etkiler modelinde örnek hacimlerinin eşit olmadığı durumdaki güç eğrisini göstermektedir. Grafikten, simülasyona dayalı güç ve analitik güç değerlerinin birbirine çok yakın olduğu gözlenmiştir. En geniş farklar 0,1'lik yığın etki büyüklüğünde olduğundan dolayı yalnızca bu etki büyüklüğü için grafik çizilmiştir.



Şekil 5.5'te, çalışma sayısının 5 olduğu durumda örnek hacimlerinin 60 ile 75 arasında olduğu yerlerde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklılığın nispeten belirginleştiği gözlenmiştir. Çalışma sayısının 45 olduğu durumda, 30 ile 40 arasında değer alan örnek hacimlerinde farklılıkların belirginleştiği görülmüştür. Diğer çalışma sayıları için farkların çok küçük düzeyde kaldığı söylenebilir.



Şekil 5.5. I. Tip hata oranı 0,05 ve yığın etki büyüklüğü 0.1 iken sabit etkiler modelinde istatistiksel güç eğrileri (örnek hacimleri farklı)

Çizelge 5.20 I. tip hata oranı 0,01 iken sabit etkiler modelinde örnek hacimlerinin farklı olduğu durumda simülasyona dayalı güç sonuçlarını, Çizelge 5.21 I. tip hata oranı 0,01 iken sabit etkiler modelinde örnek hacimlerinin farklı olduğu durumda analitik güç sonuçlarını içermektedir.

Buna göre yığın etki büyüklüğünün 0,1 olduğu durum ele alındığında;

- 5 ve 10 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için 100 birimlik örnek hacimlerinin bile yeterli olmadığını görülmüştür.

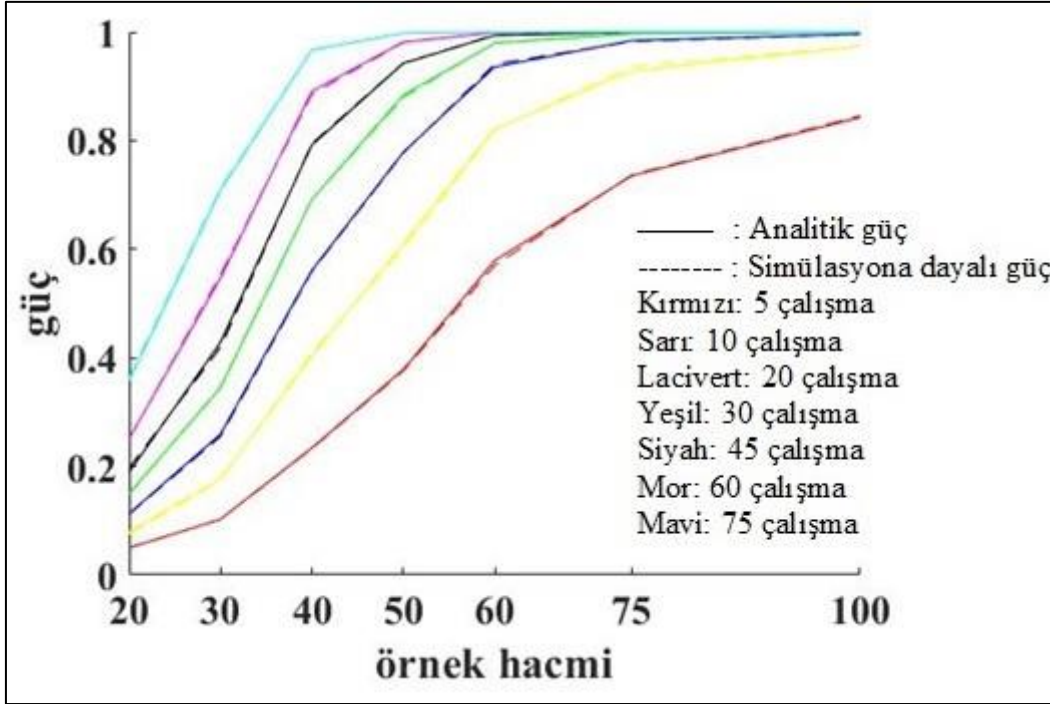
- 20 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli örnek hacimlerinin en az 75 olması gereklidir.
- 30 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimlerinin en az 60 olması gereklidir.
- 45 ve 60 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimlerinin en az 30 birim olması gereklidir.
- 75 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimlerinin en az 20 olması gereklidir.

Yığın etki büyüklüğünün 0,2 olduğu durum ele alındığında;

- 20 ve 30 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 20 olmalıdır.
- 40 ve 50 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının en az 10 olması gereklidir.
- 60, 75 ve 100 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının 5 olması yeterlidir. Diğer yığın etki büyüklükleri için hem simülasyon hem de analitik hesaplamalarda çok küçük örnek hacimleri ve çalışma sayıları istatistiksel gücün oldukça yüksek çıkması için yeterlidir.







Şekil 5.6. I. Tip hata oranı 0,01 ve yığın etki büyüklüğü 0.1 iken sabit etkiler modelinde istatistiksel güç eğrileri (örnek hacimleri farklı)

Şekil 5.6 I. Tip hata oranı 0,01 olduğunda sabit etkiler modelinde örnek hacimlerinin eşit olmadığı durumdaki güç eğrisini göstermektedir. Grafikten, simülasyona dayalı güç ve analitik güç değerlerinin birbirine çok yakın olduğu gözlenmiştir. En geniş farkların 0,1'lik yığın etki büyüklüğü için belirlenebilmesinden ve diğer tasarımlar için birbirine çok yakın değerler elde edilmesinden dolayı yalnızca bu etki büyüklüğü için grafik çizilmiştir.

Şekil 5.6 incelendiğinde; çalışma sayısının 5 olduğu durumda örnek hacimlerinin 50 ile 60 arasında olduğu yerlerde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklılığın belirginleştiği gözlenmiştir. Çalışma sayısının 10 olduğu yerlerde, örnek hacimleri 60 ile 75 arasında değer aldığı anda farklılıkların belirginleştiği görülmüştür. Diğer çalışma sayıları için farkların çok küçük düzeyde kaldığı söylenebilir. Her iki şekil üzerinde de örnek hacimlerinin yükseldiği değerlerde inceleme yapıldığında, iki güç değerinin de birbirine yaklaştığı hatta 1 tam değerine ulaştığı görülmüştür.

Çizelge 5.22 I. tip hata oranı 0,05 iken rastgele etkiler modelinde örnek hacimlerinin farklı olduğu durumda simülasyona dayalı güç sonuçlarını, Çizelge 5.23 aynı I. tip hata oranında rastgele etkiler modelinde örnek hacimleri farklıyken analitik güç sonuçlarını içermektedir.





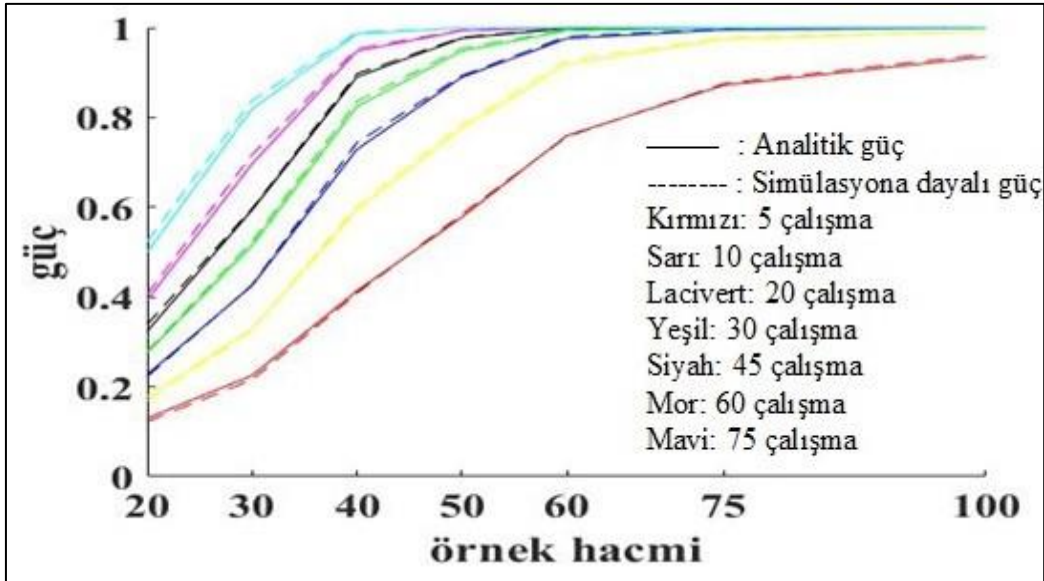
Buna göre yığın etki büyüklüğünün 0,1 olduğu durum ele alındığında;

- 20 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 60 olmalıdır.
- 30 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 45 olmalıdır.
- 40 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının en az 30 olması gerekir.
- 50, 60 ve 75 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 20 olmalıdır.
- 100 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının en az 10 olması gerekir.

Yığın etki büyüklüğünün 0,2 olduğu durum ele alındığında;

- 5 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, simülasyon hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli örnek hacimleri miktarının 50 olması yeterli iken analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli örnek hacimleri en az 60 olmalıdır.
- 10 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli örnek hacimleri en az 30 olmalıdır.
- 20, 30, 45, 60 ve 75 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli örnek hacimlerinin en az 20 olması gerekir. Yığın etki büyüklüğü 0,5 ve 0,8 olması durumunda çok küçük çaplı örnek hacimleri ve çalışma sayıları istatistiksel gücün oldukça yüksek çıkması için yeterlidir.





Şekil 5.7. I. Tip hata oranı 0,05 ve yığın etki büyüklüğü 0.1 iken rastgele etkiler modelinde istatistiksel güç eğrileri (örnek hacimleri farklı)

Şekil 5.7 I. Tip hata oranı 0,05 olduğunda rastgele etkiler modelinde örnek hacimlerinin eşit olmaması durumundaki güç eğrisini göstermektedir. Grafikten, simülasyona dayalı güç ve analitik güç değerlerinin birbirine çok yakın olmasına rağmen iki güç değeri arasında farklılıklar olduğu gözlenmiştir. En geniş farkların 0,1'lik yığın etki büyüklüğü için belirlenebilmesinden ve diğer tasarımlar için birbirine çok yakın değerler elde edilmesinden dolayı yalnızca bu etki büyüklüğü için grafik çizilmiştir. Burada, çalışma sayısının 5 olduğu durumda örnek hacimlerinin 50 ile 75 arasında olduğu yerlerde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklılığın çok küçük olduğu gözlenirken, diğer örnek hacimleri değerlerinde farklılıkların belirginleştiği gözlenmiştir. Çalışma sayısının 10 olduğu yerde, 60 ile 75 arasında değer alan örnek hacimlerinde farklılıkların nispeten belirginleştiği görülmüştür. Çalışma sayısının 20 ve 30 olduğu yerlerde, 40 ile 50 arasında değer alan örnek hacimlerinde farklılıkların belirginleştiği gözlenmiştir. Çalışma sayısı 45 iken, belirgin bir farklılık gözlenmezken, 60 ve 75 çalışmanın dâhil edildiği meta analizler için analitik güç ve simülasyona dayalı güç arasındaki farkların 40'tan küçük örnek hacimlerinde belirginleştiği gözlenmiştir.



Çizelge 5.25. I. Tip hata oranı 0,01 iken çeşitli farklı örnek hacimleri, çalışma sayıları ve etki büyüklükleri için rastgele etkiler modeline ilişkin analitik güç değerleri (Maksimum örnek hacimleri = ortalama örnek hacimleri \* 3)

Ortalama Örnek hacimleri	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
Yığın Etki Büyüklüğü=0,1							
20	0,0398	0,0848	0,2018	0,3371	0,5351	0,6982	0,8150
30	0,0617	0,1438	0,3527	0,5557	0,7821	0,9073	0,9639
40	0,0859	0,2106	0,4973	0,7283	0,9126	0,9768	0,9946
50	0,1126	0,2809	0,6239	0,8432	0,9684	0,9948	0,9993
60	0,1414	0,3524	0,7296	0,9146	0,9894	0,9990	0,9999
75	0,1875	0,4593	0,8423	0,9685	0,9982	0,9999	1,0000
100	0,2683	0,6161	0,9435	0,9951	0,9999	1,0000	1,0000
Yığın Etki Büyüklüğü=0,2							
20	0,1786	0,4416	0,8267	0,9624	0,9975	0,9999	1,0000
30	0,3130	0,6844	0,9689	0,9982	1,0000	1,0000	1,0000
40	0,4469	0,8421	0,9955	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000
50	0,5706	0,9274	0,9995	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
60	0,6767	0,9688	0,9999	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
75	0,7985	0,9923	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
100	0,9162	0,9994	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Yığın Etki Büyüklüğü=0,5							
20	0,9718	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
30	0,9990	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
40	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
50	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
60	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
75	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
100	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Yığın Etki Büyüklüğü=0,8							
20	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
30	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
40	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
50	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
60	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
75	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
100	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000

Çizelge 5.24 I. tip hata oranı 0,01 iken rastgele etkiler modelinde örnek hacimlerinin farklı olduğu durumda simülasyona dayalı güç sonuçlarını, Çizelge 5.25 I. tip hata oranı 0,01 iken rastgele etkiler modelinde örnek hacimlerinin farklı olduğu durumda analitik güç sonuçlarını içermektedir.

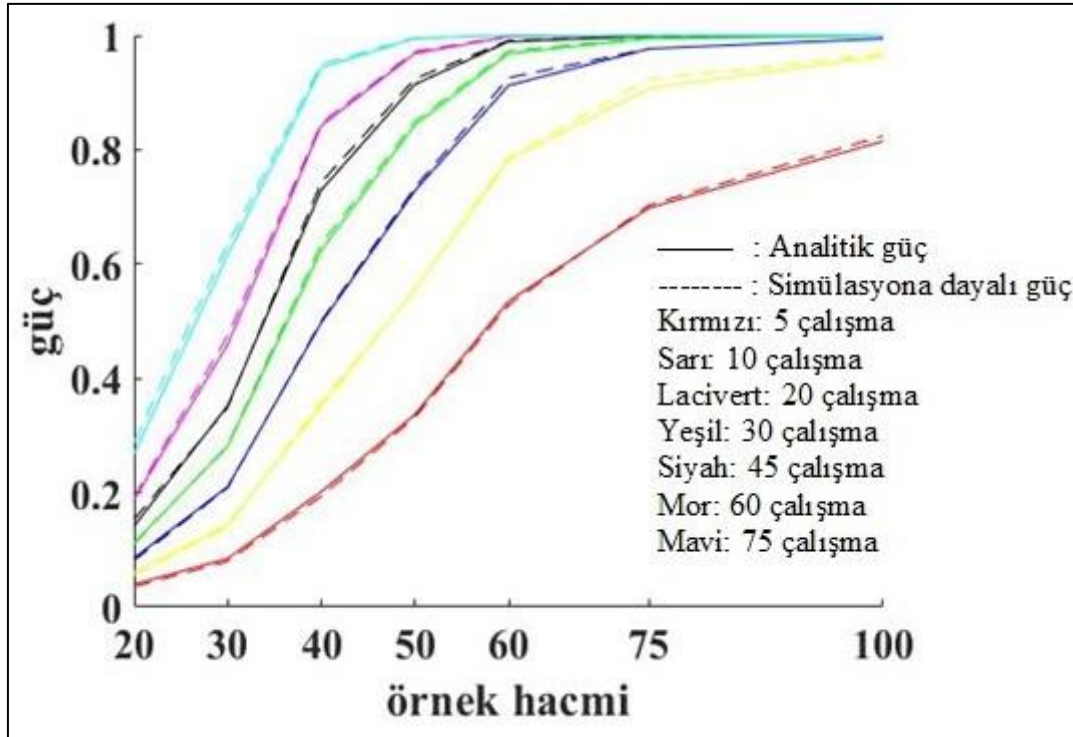
Buna göre yığın etki büyüklüğünün 0,1 olduğu durum ele alındığında;

- 20 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 75 olmalıdır.
- 30 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 60 olmalıdır.
- 40 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısının en az 45 olması gerekir.
- 50 ve 60 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 30 olmalıdır.
- 75 ve 100 birimlik örnek hacimlerinin kullanıldığı durumda, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli çalışma sayısı en az 20 olması gerekir.

Yığın etki büyüklüğünün 0,2 olduğu durum ele alındığında;

- 5 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, simülasyon hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli örnek hacimleri miktarının 75 olması yeterli iken analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli örnek hacimleri en az 100 olmalıdır.
- 10 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli olan örnek hacimleri en az 40 olmalıdır.
- 20, 30, 45, 60 ve 75 çalışmanın olduğu bir meta analizinde, hem simülasyon hem de analitik hesaplamalara göre %80 ve üzerinde bir güç elde etmek için gerekli örnek hacimlerinin en az 20 olması gerekir.

Yığın etki büyüklüğü 0,5 ve 0,8 olması durumunda çok küçük çaplı örnek hacimleri ve çalışma sayıları istatistiksel gücün oldukça yüksek çıkması için yeterlidir.



Şekil 5.8. I. Tip hata oranı 0,01 ve yığın etki büyüklüğü 0.1 iken rastgele etkiler modelinde istatistiksel güç eğrileri (örnek hacimleri farklı)

Şekil 5.8 I. Tip hata oranı 0,01 olduğunda rastgele etkiler modelinde örnek hacimlerinin eşit olmaması durumundaki güç eğrisini göstermektedir. Grafikten, simülasyona dayalı güç ve analitik güç değerlerinin birbirine çok yakın olmasına rağmen iki güç değeri arasında farklılıklar olduğu gözlenmiştir. En geniş farkların 0,1'lik yığın etki büyüklüğü için belirlenebilmesinden ve diğer tasarımlar için birbirine çok yakın değerler elde edilmesinden dolayı yalnızca bu etki büyüklüğü için grafik çizilmiştir. Şekil 5.8 incelendiğinde; çalışma sayısının 5 olduğu durumda örnek hacimlerinin 60 ile 75 arasında olduğu yerlerde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklılığın çok küçük olduğu gözlenirken, diğer örnek hacimleri değerlerinde farklılıkların belirginleştiği gözlenmiştir. Çalışma sayısının 10 olduğu yerlerde, örnek hacimleri 60'tan büyük değerler aldığı anda farklılıkların belirginleştiği ancak 100 ve üzerindeki örnek hacimlerinde iki güç değerinin birbirine çok yaklaştığı görülmüştür. Çalışma sayısının 20 olduğu yerlerde, 50 ile 75 arasında örnek hacimleri olması durumunda farkların belirginleştiği gözlenmiştir. Çalışma sayısının 30 olduğu yerde, iki güç arasında belirgin bir farklılık gözlenmedi. Çalışma sayısı 45 iken örnek hacimleri 40 ile 60 arasında değer aldığı anda farklılıkların belirginleştiği gözlenirken, 60 ve 75 çalışmanın dâhil edildiği meta analizlerde, belirgin farkların 40'tan küçük örnek hacimlerinde olduğu izlenmiştir. Bütün şekiller üzerinde örnek hacimlerinin yükseldiği

değerlerde inceleme yapıldığında, iki güç değerinin de birbirine yaklaştığı hatta 1 tam değerine ulaştığı görülmüştür.

#### Analitik güç ve simülasyon gücü arasındaki farklar

Bu bölümde önce farklı koşullar altındaki farklılıklar incelenmiş, sonra sabit ve rastgele etkiler modellerindeki farklılıklar incelenmiştir. Çizelge 5.10 ile Çizelge 5.25 arasında yer alan çizelgelerden de anlaşılacağı üzere simülasyon gücü ile analitik güç tüm koşul ve tasarımlar altında birbirine çok yakın değerler almıştır. Dolayısıyla aralarında sistematik bir farklılık olduğu söylenemez yani, farklı koşullarda güç, eksik ya da fazla tahmine sahiptir.

Teorik olarak istatistiksel gücün; çalışma sayısı, yığın etki büyüklüğü ve ortalama örnek hacimleri genişledikçe büyüdüğü söylenebilir. Ayrıca yığın etki büyüklüğünün 0,8 olduğu durumda, bütün koşullar altında her iki model için de gücün 1 değerini aldığı gözlenmiştir. Buradan anlaşılan odur ki yığın etki büyüklüğünün oldukça yüksek olması durumunda, istatistiksel gücü etkileyen diğer parametreler önemsiz olmaktadır. Fakat bunun tersinin doğru olduğu söylenemez. Örneğin; ortalama örnek hacimlerinin en az 100 değerinden başladığı ve çalışma sayısı ile yığın etki büyüklüğünün çok küçük değerler alması durumunda güç oldukça düşük değerler alabilmektedir.

Eşit örnek hacimleri durumunda sabit etkiler ve rastgele etkiler modelindeki farklılıklar 0,05 anlamlılık düzeyi için Çizelge 5.10; Çizelge 5.11; Çizelge 5.14 ve Çizelge 5.15'ten; 0,01 anlamlılık düzeyi için Çizelge 5.12; Çizelge 5.13; Çizelge 5.16 ve Çizelge 5. 17'den elde edilen güç tahminleri karşılaştırılarak kontrol edilmiş ve bu karşılaştırma sonuçları sırasıyla Çizelge 5.26 ile Çizelge 5.29 arasında verilmiştir.

Çizelge 5.26.  $\alpha = 0,05$  iken örnek hacimlerinin eşit olduğu durumda sabit etkiler modelinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklar

Ortalama Örnek hacimleri	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
Yığın Etki Büyüklüğü=0,1							
20	0,0030	0,0003	0,0028	-0,0005	0,0014	-0,0018	0,0016
30	-0,0014	0,0011	0,0029	-0,0048	0,0039	0,0015	0,0008
40	0,0028	-0,0020	-0,0015	0,0053	0,0019	0,0003	-0,0006
50	-0,0027	-0,0025	-0,0025	-0,0017	-0,0005	0,0001	0
60	0,0006	0,0043	-0,0059	-0,0010	-0,0002	-0,0001	0
75	-0,0015	0,0006	0,0010	-0,0003	-0,0001	0	0
100	0,0060	0,0006	-0,0001	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,2							
020	0,0021	0,0015	0	0	0	0	0
30	0,0003	-0,0085	0	0	0	0	0
40	0,0056	-0,0010	0	0	0	0	0
50	-0,0051	0,0007	0	0	0	0	0
60	0,0000	0,0003	0	0	0	0	0
75	-0,0016	0,0002	0	0	0	0	0
100	0,0004	0,0000	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,5							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,8							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0

Çizelge 5.27.  $\alpha = 0,05$  iken örnek hacimlerinin eşit olduğu durumda rastgele etkiler modelinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklar

Ortalama Örnek hacimleri	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
Yığın Etki Büyüklüğü=0,1							
20	-0,0061	-0,0089	0,0036	0,0070	0,0128	0,0084	0,0067
30	-0,0110	-0,0008	0,0153	0,0093	0,0127	0,0060	0,0018
40	-0,0049	0,0026	0,0147	0,0168	0,0062	0,0011	-0,0003
50	0,0029	0,0106	0,0120	0,0073	0,0017	0,0004	0,0001
60	0,0065	0,0214	0,0063	0,0029	0,0004	0	0
75	0,0057	0,0206	0,0086	0,0011	0	0	0
100	0,0263	0,0182	0,0030	0,0002	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,2							
20	0,0171	0,0332	0	0	0	0	0
30	0,0350	0,0168	0	0	0	0	0
40	0,0421	0,0137	0	0	0	0	0
50	0,0289	0,0075	0	0	0	0	0
60	0,0294	0,0038	0	0	0	0	0
75	0,0209	0,0008	0	0	0	0	0
100	0,0075	0,0001	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,5							
20	0,0110	0	0	0	0	0	0
30	0,0005	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,8							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0



Çizelge 5.28.  $\alpha = 0,01$  iken örnek hacimlerinin eşit olduğu durumda sabit etkiler modelinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklar

Ortalama Örnek hacimleri	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
Yığın Etki Büyüklüğü=0,1							
20	-0,0004	-0,0005	-0,0063	-0,0093	0,0002	0,0013	0,0011
30	-0,0041	-0,0040	0,0052	-0,0004	0,0083	0,0009	0
40	-0,0020	-0,0003	0,0053	0,0026	0,0025	0,0007	-0,0013
50	-0,0029	-0,0030	-0,0085	-0,0004	-0,0001	-0,0003	0,0002
60	-0,0045	0,0034	-0,0050	-0,0039	-0,0004	0,0001	0
75	0,0022	0,0065	0	-0,0024	-0,0004	0	0
100	0,0091	-0,0028	-0,0008	-0,0001	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,2							
20	0,0043	-0,0010	0,0060	0,0007	-0,0005	0	0
30	-0,0018	-0,0088	0,0004	0,0003	0	0	0
40	0,0047	0,0001	0	0	0	0	0
50	-0,0025	0,0003	-0,0001	0	0	0	0
60	0,0068	0,0015	0	0	0	0	0
75	-0,0019	0,0004	0	0	0	0	0
100	-0,0007	0,0001	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,5							
20	0,0003	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,8							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0

Çizelge 5.29.  $\alpha = 0,01$  iken örnek hacimlerinin eşit olduğu durumda rastgele etkiler modelinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklar

Ortalama Örnek hacimleri	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
Yığın Etki Büyüklüğü=0,1							
20	-0,0045	-0,0059	-0,0103	-0,0086	0,0076	0,0101	0,0104
30	-0,0036	-0,0060	0,0074	0,0121	0,0156	0,0079	0,0036
40	-0,0010	0,0028	0,0143	0,0175	0,0147	0,0042	0,0003
50	-0,0026	0,0059	0,0045	0,0131	0,0046	0,0006	0,0002
60	0,0033	0,0147	0,0085	0,0072	0,0016	0,0004	0,0001
75	0,0092	0,0227	0,0100	0,0015	0,0001	0,0001	0
100	0,0225	0,0172	0,0062	0,0007	0,0001	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,2							
20	0,0158	0,0180	0,0295	0,0104	0,0007	0,0002	0
30	0,0242	0,0254	0,0082	0,0012	0	0	0
40	0,0362	0,0240	0,0006	0,0001	0	0	0
50	0,0430	0,0119	0,0004	0	0	0	0
60	0,0440	0,0063	0	0	0	0	0
75	0,0300	0,0020	0	0	0	0	0
100	0,0153	0,0002	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,5							
20	0,0358	0,0002	0	0	0	0	0
30	0,0020	0	0	0	0	0	0
40	0,0002	0	0	0	0	0	0
50	-0,0001	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,8							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0

Sabit etkiler modeli ve rastgele etkiler modeli altında eşit örnek hacimleri durumunda istatistiksel güç farklılıkları Çizelge 5.26 ve Çizelge 5.27 incelendiğinde simülasyon gücü ile analitik güç değerleri arasındaki farkın, 0,05 anlamlılık seviyesinde her iki modelde de çok küçük olduğu görülmekle beraber, bu farklılığın genel olarak 0,05 düzeyinin altında olduğu söylenebilmektedir. Aynı şekilde sabit etkiler modeli ve rastgele etkiler modeli

altında eşit örnek hacimleri durumunda istatistiksel güç farklılıkları Çizelge 5.28 ve Çizelge 5.29'dan incelendiğinde, simülasyon gücü ile analitik güç değerleri arasındaki farkın, 0,01 anlamlılık seviyesinde özellikle sabit etkiler modelinde çok küçük olduğu görülmekle beraber, bu farklılığın genel olarak 0,01 düzeyinde olduğu gözlenmiştir. Rastgele etkiler modelinde ise farklılıkların yığın etki büyüklüğünün 0,1, 0,2 ve 0,5 olduğu durumlarda bazı belirgin farklar gözlenmiştir. Yığın etki büyüklüğü 0,1 iken; çalışma sayısının 10, örnek hacimlerinin 75 olması ve çalışma sayısının 5, ortalama örnek hacimlerinin 100 olması durumlarında 0,02'yi aşan farklar olduğu belirlenmiştir. Yine çalışma sayısının 10 olduğu durumda, örnek hacimleri sırasıyla 60 ve 100 iken, çalışma sayısı 20 olduğunda, örnek hacimleri 40 iken, çalışma sayısı 30 olduğunda örnek hacimleri sırasıyla 30, 40, 50 iken ve çalışma sayısının 45 olduğu durumda örnek hacimleri sırasıyla 30 ve 40 iken 0,01'i aşan farklar olduğu gözlenmiştir. Yığın etki büyüklüğü 0,2 iken; çalışma sayısının 5 olduğu durumda, bütün ortalama örnek hacimlerinde, çalışma sayısının 10, ortalama örnek hacimlerinin sırasıyla 20, 30, 40 ve 50 olduğu ve hem çalışma sayısının hem de ortalama örnek hacimlerinin 20 olduğu durumlarda 0,01'i aşan farklar olduğu belirlenmiştir. Özellikle çalışma sayısı 5 iken, örnek hacimlerinin sırasıyla 50 ve 60 olduğu durumda, farklılığın 0,04'ü aştığı gözlenmiştir. Bununla birlikte çalışma sayısı yine 5 iken ortalama örnek hacimlerinin 40 ve 75 olduğu durumlarda ve çalışma sayısı ile ortalama örnek hacimlerinin 20 olduğu durumlarda 0,03'e ulaşan, hatta aşan farklar olduğu gözlenmiştir. Yığın etki büyüklüğü 0,5 iken ise eşit örnek hacimlerinde sabit ve rastgele etkiler modellerindeki simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farkın en büyük olduğu yer, çalışma sayısının 5 ve ortalama örnek hacimlerinin 20 olduğu durum olup, iki güç değeri arasındaki farkın, bu noktada 0,04'e yaklaştığı gözlenmiştir. Yığın etki büyüklüğünün 0,8 olduğu durumda ise her iki modelde de simülasyona dayalı güç ve analitik güç arasında belirgin bir farklılık gözlenmemiştir.

Eşit olmayan örnek hacimleri durumunda sabit etkiler ve rastgele etkiler modelindeki farklılıklar 0,05 anlamlılık düzeyi için Çizelge 5.18; Çizelge 5.19; Çizelge 5.22 ve Çizelge 5.23'ten, 0,01 anlamlılık düzeyi için Çizelge 5.20; Çizelge 5.21; Çizelge 5.24 ve Çizelge 5.25'ten elde edilen güç tahminleri karşılaştırılarak kontrol edilmiş ve bu karşılaştırma sonuçları sırasıyla Çizelge 5.30 ile Çizelge 31 ve Çizelge 5.32 ile Çizelge 5.33'te verilmiştir.

Çizelge 5.30.  $\alpha = 0,05$  iken örnek hacimlerinin farklı olduğu durumda sabit etkiler modelinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklar

Ortalama Örnek hacimleri	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
Yığın Etki Büyüklüğü=0,1							
20	0,0056	-0,0001	-0,0048	0,0038	-0,0085	-0,0024	0,0001
30	-0,0053	0,0002	0,0031	-0,0006	0,0022	0,0023	-0,0010
40	-0,0009	-0,0051	0,0018	-0,0052	0,0000	0,0004	-0,0002
50	-0,0009	0,0018	0,0000	0,0003	0,0006	0,0003	0
60	0,0069	-0,0121	-0,0028	-0,0014	0	0	0
75	0,0048	0,0036	-0,0020	-0,0004	0	0	0
100	0,0053	0,0002	0,0006	-0,0003	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,2							
20	-0,0002	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,5							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,8							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0

Çizelge 5.31.  $\alpha = 0,05$  iken örnek hacimlerinin farklı olduğu durumda rastgele etkiler modelinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklar

Ortalama Örnek hacimleri	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
Yığın Etki Büyüklüğü=0,1							
20	-0,0073	-0,0093	-0,0052	0,0065	-0,0022	0,0037	0,0061
30	-0,0103	-0,0011	0,0084	0,0081	0,0083	0,0048	0
40	-0,0044	0,0014	0,0150	0,0037	0,0046	0,0010	0,0002
50	0,0032	0,0089	0,0116	0,0065	0,0023	0,0003	0,0001
60	0,0154	0,0029	0,0070	0,0021	0	0	0
75	0,0126	0,0206	0,0054	0,0013	0	0	0
100	0,0245	0,0190	0,0034	-0,0002	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,2							
20	0,0143	0,0205	0	0	0	0	0
30	0,0117	0,0129	0	0	0	0	0
40	0,0227	0,0020	0	0	0	0	0
50	0,0171	0,0053	0	0	0	0	0
60	0,0194	0,0006	0	0	0	0	0
75	0,0116	0,0002	0	0	0	0	0
100	0,0042	0,0001	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,5							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,8							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0

Çizelge 5.32.  $\alpha = 0,01$  iken örnek hacimlerinin farklı olduğu durumda sabit etkiler modelinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklar

Ortalama Örnek hacimleri	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
Yığın Etki Büyüklüğü=0,1							
20	0,0005	-0,0002	-0,0010	-0,0023	-0,0086	0,0016	0,0025
30	-0,0041	-0,0017	0,0051	-0,0073	-0,0017	0,0083	0,0001
40	-0,0010	-0,0041	-0,0020	-0,0013	0,0050	-0,0014	-0,0005
50	-0,0012	0,0014	0	-0,0031	0,0006	0,0006	0
60	0,0080	-0,0094	0,0026	0,0005	0,0007	-0,0006	-0,0001
75	-0,0013	0,0065	-0,0056	-0,0007	-0,0001	0	0
100	0,0043	0,0026	-0,0002	-0,0001	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,2							
20	0,0050	-0,0026	0,0012	0,0032	-0,0002	-0,0001	0
30	-0,0068	-0,0036	-0,0006	-0,0001	0	0	0
40	0,0019	-0,0067	-0,0001	0	0	0	0
50	-0,0055	0,0012	-0,0001	0	0	0	0
60	-0,0001	-0,0015	-0,0001	0	0	0	0
75	-0,0022	-0,0005	0	0	0	0	0
100	0,0010	0	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,5							
20	-0,0003	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,8							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0

Çizelge 5.33.  $\alpha = 0,01$  iken örnek hacimlerinin farklı olduğu durumda rastgele etkiler modelinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç arasındaki farklar

Ortalama Örnek hacimleri	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
Yığın Etki Büyüklüğü=0,1							
20	-0,0042	-0,0049	-0,0076	-0,0050	-0,0067	0,0050	0,0095
30	-0,0061	-0,0034	0,0060	-0,0013	0,0048	<b>0,0163</b>	0,0038
40	-0,0046	-0,0019	0,0032	0,0059	<b>0,0134</b>	0	-0,0001
50	-0,0027	0,0022	<b>0,0110</b>	0,0066	0,0044	0,0019	0,0002
60	<b>0,0114</b>	-0,0033	<b>0,0136</b>	0,0096	0,0018	-0,0003	0
75	0,0038	<b>0,0156</b>	0,0046	0,0034	0,0004	0,0001	0
100	0,0208	<b>0,0185</b>	0,0061	0,0008	0,0001	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,2							
20	0,0070	0,0080	<b>0,0112</b>	0,0049	0,0007	-0,0001	0
30	<b>0,0133</b>	<b>0,0139</b>	0,0027	-0,0002	0	0	0
40	<b>0,0281</b>	0,0064	0,0005	0,0001	0	0	0
50	<b>0,0228</b>	0,0039	-0,0002	0	0	0	0
60	<b>0,0259</b>	0,0017	0	0	0	0	0
75	<b>0,0187</b>	-0,0001	0	0	0	0	0
100	0,0047	-0,0001	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,5							
20	-0,0028	0	0	0	0	0	0
30	-0,0019	0	0	0	0	0	0
40	-0,0002	0	0	0	0	0	0
50	-0,0001	0	0	0	0	0	0
60	-0,0001	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,8							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0

Sabit etkiler modeli ve rastgele etkiler modeli altında eşit örnek hacimleri durumunda istatistiksel güç Çizelge 5.30 ve Çizelge 5.31'den incelendiğinde simülasyona dayalı güç ile analitik güç değerleri arasındaki farkın, 0,05 anlamlılık seviyesinde her iki modelde de çok küçük olduğu görülmekle beraber, bu farklılığın genel olarak 0,05 düzeyinin altında olduğu söylenebilmektedir.

Çizelge 5.32 ve Çizelge 5.33 incelendiğinde ise simülasyona dayalı güç ile analitik güç değerleri arasındaki farkın, 0,01 anlamlılık seviyesinde özellikle sabit etkiler modelinde çok küçük olduğu görülmekle beraber, bu farklılığın genel olarak 0,01 düzeyinde olduğu söylenebilmektedir. Rastgele etkiler modelinde ise farklılıkların yığın etki büyüklüğünün 0,1 ve 0,2 olduğu durumlarda belirginleştiği farklar gözlenmiştir. Yığın etki büyüklüğü 0,1 iken; ortalama örnek hacimleri 30, 40, 50, 75 ve 100 iken çalışma sayıları sırasıyla 60, 45, 20 ve 10 olduğu durumda, ayrıca ortalama örnek hacimlerinin 60, çalışma sayılarının sırasıyla 5 ve 20 olduğu durumda 0,01'i aşan farklar gözlenmiştir. Özellikle çalışma sayısının 10 ve ortalama örnek hacimlerinin 100 olduğu durumda, bu farkın 0,02'ye yaklaştığı ve çalışma sayısının 5 ortalama örnek hacimlerinin 100 olduğu durumda ise 0,02'yi geçtiği görülmüştür. Yığın etki büyüklüğü 0,2 iken; çalışma sayısının 5 olduğu durumda, 20 ve 100 birimlik örnek hacimleri haricindeki bütün ortalama örnek hacimlerinde ve çalışma sayısının 10 ve 20 olduğu durumlarda ise ortalama örnek hacimlerinin sırasıyla 30 ve 20 olduğu durumlarda 0,01'i aşan farklar olduğu belirlenmiştir. Özellikle çalışma sayısı 5 iken, örnek hacimlerinin sırasıyla 40, 50 ve 60 olduğu durumda, farklılığın 0,03'e yaklaştığı gözlenmiştir. Yığın etki büyüklüğü 0,5 ve 0,8 iken ise eşit olmayan örnek hacimlerinde sabit ve rastgele etkiler modellerindeki simülasyona dayalı güçler ile analitik güçler arasındaki farkın çok küçük düzeyde kaldığı gözlenmiştir. Çalışmalar arası eşit olmayan örnek hacimlerinin istatistiksel güce etkisine ait yorumlar, analitik güç ve simülasyona dayalı güç birbirine yakın sonuçlar vermiş olmasına rağmen simülasyona dayalı güç üzerinden yapılmıştır. Çalışmalar arası eşit olmayan örnek hacimleri ve yığın etki büyüklüğü güç çizelgelerinden de görülebileceği gibi istatistiksel gücü artırıcı yönde etki etmiştir. Yığın etki büyüklüğünün 0,8 olduğu durum 1 tam gücünü sunduğundan gözlem dışı bırakılmış diğer etki büyüklükleri üzerinde yorumlamalar yapılmıştır.

Çalışmalar arasındaki örnek hacimlerinin birbirine eşit olması ve olmaması durumları göz önüne alındığında, sabit etkiler modeli ve rastgele etkiler modelinin istatistiksel güçte nasıl farklılıklara neden olduğu konusu üzerinde de durulmuştur. Bu farklar, sırasıyla 0,05 ve 0,01 anlamlılık düzeyleri için Çizelge 5.34 ile Çizelge 5.35 ve Çizelge 5.36 ile Çizelge 5.37'de verilmiştir.



Çizelge 5.34.  $\alpha = 0,05$  iken sabit etkiler modelinde eşit örnek hacimleri ve eşit olmayan örnek hacimleri arasındaki simülasyona dayalı güçler arasındaki farklar

Ortalama Örnek hacimleri	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
Yığın Etki Büyüklüğü=0,1							
20	-0,0026	0,0004	0,0076	-0,0043	0,0099	0,0006	0,0015
30	0,0039	0,0009	-0,0002	-0,0042	0,0017	-0,0008	0,0018
40	0,0037	0,0031	-0,0033	0,0105	0,0019	-0,0001	-0,0004
50	-0,0018	-0,0043	-0,0025	-0,0020	-0,0011	0	0
60	-0,0063	0,0164	-0,0031	0,0004	-0,0006	0	0
75	-0,0063	-0,0030	0,0030	0,0001	-0,0001	0	0
100	0,0007	0,0004	-0,0007	0,0003	0,0000	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,2							
20	-0,0027	-0,0023	-0,0034	-0,0006	-0,0002	0	0
30	0,0120	-0,0072	-0,0001	-0,0001	0	0	0
40	0,0130	0,0019	-0,0004	0	0	0	0
50	0,0022	0,0010	0	0	0	0	0
60	-0,0023	0,0010	0	0	0	0	0
75	0,0008	0,0003	0	0	0	0	0
100	0,0004	0	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,5							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,8							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0

Çizelge 5.35.  $\alpha = 0,05$  iken rastgele etkiler modelinde eşit örnek hacimleri ve eşit olmayan örnek hacimleri arasındaki simülasyona dayalı güçler arasındaki farklar

Ortalama Örnek hacimleri	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
Yığın Etki Büyüklüğü=0,1							
20	0,0013	-0,0001	0,0069	-0,0018	0,0128	0,0017	-0,0010
30	-0,0011	0,0000	0,0030	-0,0008	0,0033	0,0004	0,0015
40	-0,0009	-0,0003	-0,0029	0,0105	0,0006	-0,0001	-0,0005
50	-0,0013	-0,0008	-0,0008	-0,0001	0	0	0
60	-0,0119	0,0178	-0,0027	0,0002	0	0	0
75	-0,0076	-0,0016	0,0026	-0,0003	0	0	0
100	0,0002	-0,0036	-0,0009	0,0004	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,2							
20	-0,0030	0,0024	0	0	0	0	0
30	0,0136	-0,0033	0	0	0	0	0
40	0,0096	0,0068	0	0	0	0	0
50	0,0019	-0,0004	0	0	0	0	0
60	-0,0010	0,0023	0	0	0	0	0
75	0,0038	0,0004	0	0	0	0	0
100	0,0006	0,0000	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,5							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,8							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0

Çizelge 5.36.  $\alpha = 0,01$  iken sabit etkiler modelinde eşit örnek hacimleri ve eşit olmayan örnek hacimleri arasındaki simülasyona dayalı güçler arasındaki farklar

Ortalama Örnek hacimleri	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
Yığın Etki Büyüklüğü=0,1							
20	-0,0009	-0,0003	-0,0053	-0,0070	0,0088	-0,0003	-0,0014
30	0	-0,0023	0,0001	0,0069	0,0100	-0,0074	-0,0001
40	-0,0010	0,0038	0,0073	0,0039	-0,0025	0,0021	-0,0008
50	-0,0017	-0,0044	-0,0085	0,0027	-0,0007	-0,0009	0,0002
60	-0,0125	0,0128	-0,0076	-0,0044	-0,0011	0,0007	0,0001
75	0,0035	0	0,0056	-0,0017	-0,0003	0	0
100	0,0048	-0,0054	-0,0006	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,2							
20	-0,0007	0,0016	0,0048	-0,0025	-0,0003	0,0001	0
30	0,0050	-0,0052	0,0010	0,0004	0	0	0
40	0,0028	0,0068	0,0001	0	0	0	0
50	0,0030	-0,0009	0	0	0	0	0
60	0,0069	0,0030	0,0001	0	0	0	0
75	0,0003	0,0009	0	0	0	0	0
100	-0,0017	0,0001	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,5							
20	0,0006	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,8							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0

Çizelge 5.37.  $\alpha = 0,01$  iken rastgele etkiler modelinde eşit örnek hacimleri ve eşit olmayan örnek hacimleri arasındaki simülasyona dayalı güçler arasındaki farklar

Ortalama Örnek hacimleri	Çalışma Sayısı						
	5	10	20	30	45	60	75
Yığın Etki Büyüklüğü=0,1							
20	-0,0002	-0,0013	-0,0041	-0,0058	<b>0,0115</b>	0,0001	-0,0023
30	0,0023	-0,0027	-0,0024	0,0109	0,0087	-0,0107	-0,0014
40	0,0034	0,0036	0,0080	0,0070	-0,0014	0,0032	0,0001
50	-0,0004	0,0016	-0,0084	0,0045	-0,0012	-0,0015	0
60	-0,0100	<b>0,0173</b>	-0,0086	-0,0041	-0,0006	0,0006	0,0001
75	0,0049	0,0054	0,0041	-0,0025	-0,0004	0	0
100	0,0004	-0,0053	-0,0016	-0,0004	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,2							
20	0,0048	-0,0013	0,0063	0,0007	-0,0006	0,0002	0
30	0,0022	-0,0001	0,0006	0,0010	0	0	0
40	-0,0028	0,0068	-0,0008	0	0	0	0
50	0,0069	0,0003	0,0004	0	0	0	0
60	0,0008	0,0010	0	0	0	0	0
75	0,0003	0,0007	0	0	0	0	0
100	0,0029	0,0001	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,5							
20	0,0029	-0,0001	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0,0001	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0,0001	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0
Yığın Etki Büyüklüğü=0,8							
20	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0
50	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0
75	0	0	0	0	0	0	0
100	0	0	0	0	0	0	0

Sabit etkiler modeli ve rastgele etkiler modeli altında eşit ve eşit olmayan örnek hacimleri durumunda istatistiksel güç Çizelge 5.34 ve Çizelge 5.35 incelendiğinde her iki duruma ait simülasyona dayalı güçleri arasındaki farkın, 0,05 anlamlılık seviyesinde her iki modelde de çok küçük olduğu görülmekle beraber, bu farklılığın genel olarak 0,05'in bile altında olduğu söylenebilmektedir.

Çizelge 5.36 ile Çizelge 5.37 incelendiğinde ise her iki duruma ait simülasyona dayalı güçler arasındaki farkın, 0,01 anlamlılık seviyesinde yine her iki modelde de çok küçük olduğu görülmüştür. Her iki modelde de 0,01 düzeyini aşan farklılıklar, sadece yığın etki büyüklüğünün 0,1 olduğu durumda gözlenmiştir.

Yığın etki büyüklüğü 0,1 iken; sabit etkiler modelinde, ortalama örnek hacimlerinin 60, çalışma sayısının ise sırayla 5 ve 10 olması durumunda 0,01'i aşan farklar olduğu belirlenmiştir.

Rastgele etkiler modelinde ise ortalama örnek hacimleri 20, çalışma sayısı 45 ve ortalama örnek hacimleri 60 ve çalışma sayısının 10 iken 0,01'i aşan farklar olduğu belirlenmiştir. Özellikle çalışma sayısının 10 ve ortalama örnek hacimlerinin 60 olduğu durumda, bu farkın 0,02'ye yaklaştığı gözlenmiştir. Bütün bunlarla birlikte, her iki model için de eşit örnek hacimleri ve eşit olmayan örnek hacimlerindeki güç farklılıklarının çok küçük olduğu söylenebilir.

Bu durumdan çıkarılacak sonuç; eşit olmayan örnek hacimlerinin sistematik bir yanlılığa sahip olmadığıdır.

Eşit olmayan örnek hacimleri durumunda her iki I. Tip hata oranı için de model türüne göre istenilen seviyedeki bir istatistiksel güce ulaşmak için gerekli çalışma sayısı, ortalama örnek hacimleri ve yığın etki büyüklüğünün kaç olacağına ait değerler Çizelge 5.38 ve Çizelge 5.39'da verilmiştir.

Çizelge 5.38. I. Tip hata oranı 0,05 iken her iki modelde de 0,80 ve üzerinde bir istatistiksel güç için gereken ortalama örnek hacimleri miktarı (eşit olmayan örnek hacimleri)

		Sabit Etkiler Modeli ( $\alpha = 0,05$ için)						
Yığın etki büyüklüğü		Çalışma Sayısı						
		5	10	20	30	45	60	75
0,1		>100	>75	>40	30	>20	20	20
0,2		>40	30	20	20	20	20	20
0,5		20	20	20	20	20	20	20
0,8		20	20	20	20	20	20	20
		Rastgele Etkiler Modeli ( $\alpha = 0,05$ için)						
Yığın etki büyüklüğü		Çalışma Sayısı						
		5	10	20	30	45	60	75
0,1		>100	100	50	>30	30	20	20
0,2		50	30	20	20	20	20	20
0,5		20	20	20	20	20	20	20
0,8		20	20	20	20	20	20	20

Çizelge 5.39. I. Tip hata oranı 0,01 iken her iki modelde de 0,80 ve üzerinde bir istatistiksel güç için gereken ortalama örnek hacimleri miktarı (eşit olmayan örnek hacimleri)

		Sabit Etkiler Modeli ( $\alpha = 0,01$ için)						
Yığın etki büyüklüğü		Çalışma Sayısı						
		5	10	20	30	45	60	75
0,1		>100	>100	>60	50	30	30	20
0,2		60	40	20	20	20	20	20
0,5		20	20	20	20	20	20	20
0,8		20	20	20	20	20	20	20
		Rastgele Etkiler Modeli ( $\alpha = 0,01$ için)						
Yığın etki büyüklüğü		Çalışma Sayısı						
		5	10	20	30	45	60	75
0,1		>100	>100	75	50	>30	30	20
0,2		75	40	20	20	20	20	20
0,5		20	20	20	20	20	20	20
0,8		20	20	20	20	20	20	20

## 6. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu tezde yapılan çalışmadan elde edilmesi beklenen sonuçlar şöyle sıralanabilir:

- a) Yapılacak bir meta analizi çalışmasının belli bir birinci tip hata düzeyinde, istenilen seviyede bir istatistiksel güce sahip olması için, gerekli olan ortalama örnek hacimleri, çalışma sayısı ve yığın etki büyüklüğü parametrelerinin neler olacağını kararı verilebilmelidir.
- b) Meta analizde istatistiksel güç hesabı çerçevesinde elde edilen analitik güç ile simülasyon gücü sonuçları arasında bazı farklılıklar bulunabilir. Bu fark, analitik gücün belli formüllere dayalı olmasından kaynaklanabilir ve belirlenmiş olan birinci tip hata oranı düzeyi ve altındaki farkların kabul edilebilir olduğu varsayılır.
- c) Farklılıklar, eksik tahmin ya da fazla tahmin gösterebileceği için analitik güçte sistematik bir yanlılık olduğu söylenemez.

İlgili çerçevede bu çalışma, farklı meta analizi metotlarına ait gücü etkileyebilen simülasyon koşulları boyunca elde edilen sonuçları sunmaktadır. Çalışma, meta analizi prosedürlerinin güç tahminleri hakkında daha geniş bir bakış açısı sağlamıştır. İki tahmin desteklenmiştir.

Bunlar:

1. Belirlenen kriterler dikkate alınarak hesaplanan simülasyon gücü ile analitik güç arasında çok küçük farklar olduğu gözlenmiştir. I. tip hata oranından küçük olan farklar, göz ardı edilebilir farklardır. Bu durumda, simülasyona dayalı güç ile analitik güç hesaplamalarının birbirini tamamladığı söylenebilir. Buna karşılık I. tip hata oranının 0,01 olduğu durumda, bazı senaryolar için farkların bu hata oranından az da olsa büyük olduğu gözlenmiştir. Buradan, iki güç arasındaki fark arttıkça analitik güç tahmininin gerçek gücü daha eksik tahminleyeceği anlamı çıkarılabilir. Bütün bunlarla birlikte ilgili parametreler (ortalama örnek hacimleri, yığın etki büyüklüğü ve çalışma sayısı) değiştirildikçe, analitik güç ile simülasyona dayalı güç arasındaki farklılıklar kabul edilebilir düzeye inmiştir.
2. Güç çizelgelerinden de anlaşılacağı gibi herhangi bir sistematik yanlılık gözlenmemiştir. Hem eksik tahmin hem de fazla tahminler tespit edilmiştir.

Sonuç olarak; bu çalışma, arařtırmacılara korelasyon katsayısının etki büyüklüğü olarak kullanılacağı bir meta analizi çalışmasının, %80 ve üzerinde bir istatistiksel güce sahip olması için gerekli olan örnek hacimleri, çalışma sayısı ve yığın etki büyüklüğü miktarlarının ne olması gerektiği hakkında fikir vermektedir.

Farklı etki büyüklüğü türleri (odds oranı, hazard oranı vb.) ve farklı meta analizi modelleri (karma etkiler modeli, meta regresyon vb.) göz önüne alınarak benzer çalışmaların yapılması düşünülebilir.





## KAYNAKLAR

1. Akçil, M. (1995). *Ortalamalar arası etki genişliklerinin meta analizi*. Yüksek Lisans Tezi, Hacettepe Üniversitesi Sağlık Bilimleri Enstitüsü, Ankara, 1-3.
2. Gilbert, R., Salanti, G., Harden, M. and See, S. (2005, August). Infant sleeping position and the sudden infant death syndrome: systematic review of observational studies and historical review of recommendations from 1940 to 2002. *International Journal of Epidemiology*, 34(5), 874–887.
3. Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P. T. and Rothstein, H. R. (2009). *Introduction to meta analysis* (First ed.). United Kingdom: John Wiley & Sons, Ltd, 87-92.
4. Mosteller, F. and Colditz, G. A. (1996). Understanding research synthesis (Meta – Analysis). *Annu. Rev. Public Health* 17, 1 – 23.
5. Yach, D. (1990). Meta - analysis in epidemiology. *South African Medical Journal* 78, 94 – 97.
6. Boissel, J.P., Blanchard, J. and Panak, E. (1989, September). Considerations for the meta-analysis of randomized clinical trials. *Controlled Clinic Trials*, 254 – 281.
7. Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P. T. and Rothstein, H. R. (2013). *Meta-analize giriş* (Çev. S. Dinçer). Ankara: Anı Yayıncılık. (Eserin orijinali 2009’da yayımlandı). 3-7.
8. Demirel, D. (2005). *Klinik çalışmalarda meta analizi uygulamaları*, Yüksek Lisans Tezi, Ondokuz Mayıs Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Samsun, 1-6.
9. Cooper, H., Hedges, L. V. and Valentine, J. C. (2009). *Handbook of research synthesis and meta-analysis* (ikinci baskı). New York: russell sage Foundation Publications, 465.
10. Fisher, R. A. (1932). Inverse probability and the use of likelihood. *Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*. 28(3), 257–261.
11. İnternet: Glass, G. V. Primary, Secondary, and Meta-Analysis, URL: <http://www.webcitation.org/query?url=http%3A%2F%2Fwww.jameslindlibrary.org%2Fglass-gv-1976%2F&date=2017-11-10>, Son Erişim Tarihi: 10.11.2017.
12. Smith, M. L. and Glass, G. V. (1977). Meta-analysis of psychotherapy outcome studies. *American Psychologist*, 32(9), 752-760.
13. Smith, M. L., Glass, G. V. and Miller, T. I. (1980). *The benefits of psychotherapy*. Baltimore and London: The Johns Hopkins University Press, 55-85.
14. Rosenthal, R. and Rubin, D. B. (1979). *Comparing significance levels of independent studies*. *Psychological Bulletin*, 86(5), 1165-1168.
15. Light, R. J. and Pillemer, D. B. (1984). *Summing up: The science of reviewing research*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 106-112.

16. Hedges, L. and Olkin, I. (1985). *Statistical methods for meta-analysis*. San Diego, CA: Academic Press, 224-237.
17. Sacks, H.S., Berrier, J., Reitman, D., Ancona – Berk, V. A. and Chalmers, T. C. (1987). Meta - analysis of randomized controlled trials. *N. Engl. J. Med.* 316, 450 – 455.
18. Erdoğan, S. (2011). *Meta analizinde heterojenliğin saptanmasında kullanılan yöntemlerin simülasyon tekniği ile karşılaştırılması*, Doktora Tezi, Sağlık Bilimleri Enstitüsü, Mersin, 1-2.
19. Field. A. P. (2001). Meta-analysis of correlation coefficients: A Monte Carlo comparison of fixed- and random-effects methods.. *Psychological Methods*, 6(2), 161–180.
20. Hedges, L. V. and Pigott, T. D. (2001). The power of statistical tests in meta-Analysis. *The American Psychological Association*, 6 (3), 203-217.
21. Cohn, L. D. and Backer, B. J. (2003). How meta analysis increases statistical power. *The American Psychological Assosiation*, 8(3), 243-253.
22. Hedges, L. V. and Pigott, T. D. (2004). The power of statistical tests for moderators in meta-analysis. *The American Psychological Association*, 9(4), 426–445.
23. Cafri, G. and Kromrey, J. D. A SAS Macro for statistical power calculations in meta-analysis. URL: [http://www.webcitation.org/query?url=https%3A%2F%2Fwww.researchgate.net%2Fpublication%2F23964002\\_A\\_SAS\\_macro\\_for\\_statistical\\_power\\_calculations\\_in\\_meta-analysis&date=2017-03-30](http://www.webcitation.org/query?url=https%3A%2F%2Fwww.researchgate.net%2Fpublication%2F23964002_A_SAS_macro_for_statistical_power_calculations_in_meta-analysis&date=2017-03-30), Son Erişim Tarihi: 30.03.2017.
24. Valentine, J. C., Pigott, T. D. and Rothstein, H. R. (2010). How many studies do you need? A primer on statistical power for meta-analysis. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 35(2), 215–247.
25. Liu, J. (2015). *Statistical power in meta-analysis*. Doctoral Dissertation, South Carolina University, Carolina, 19-54.
26. Liu, J. and Pan, F. (2015, September). *A SAS Macro to investigate statistical power in meta-analysis*, Paper presented at the Southeast SAS Users Group, Savannah, GA.
27. Field. A. P. (2003). The problems of using fixed-effects models of meta-analysis on real-world data. *Psychological Methods*, 6(2), 161–18.
28. Littell, J. H., Corcoran, J. and Pillai, V. (2008). *Systematic reviews and meta- analysis*. New York, NY: Oxford University Press, 77-90.
29. Deeks, J. J., Higgins, J. T. P. and Altman, D. (Eds.) (2006). Analysing and pre-senting results. In J. P. T. Higgins and S. Green (Eds.), *Cochrane handbook for systematic reviews of interventions* 4.2.6; Section 8. In The Cochrane Library, Issue 4, Chichester, UK: John Wiley and Sons, 562-571.
30. Cohen, J. (1969). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. New York, NY: Academic Press, 109-139.

31. Glass, G.V. and Smith, M.L. (1978). Meta-analysis of research on the relationship of class size and achievement. *American Educational Research Association*, 1(1), 2-16.
32. Rubin, D.B. (1992). Meta – analysis: literature synthesis or effect – size surface estimation?. *Journal of Educational Statistics*, 17(4), 363-374.
33. Akgöz, S., Ercan, İ. ve Kan, İ. (2004). Meta – analizi. *Uludağ Üniversitesi Tıp Fakültesi Dergisi*, 30(2), 107–112.
34. Sutton, A. J., Abrams, K. R. Jones, D. R., Sheldon, T. A. and Song, F. (2000). *Methods for meta- analysis in medical research* (First ed.), New York: Wiley, 96-106.
35. Stangl, D. K. and Berry, D. A. (2000). *Meta-analysis in medicine and health policy marcel dekker* (Birinci Baskı), Newyork, Basel: Marcel Dekker, Inc. 29-65.
36. Schmidt, F. L. and Hunter, J. E. (1977). Development of a general solution to the problem of validity generalization. *Journal of Applied Psychology* 62(5), 529–40,
37. Whitehead, A. (2002). *Meta-analysis of controlled clinical trials* (First ed.), The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex: John Wiley & Sons Ltd, 151-174.
38. Whitehead, A. and Whitehead, J. (1991). A general parametric approach to the meta-analysis of randomized clinical trials, *Statistics in Medicine* ,10(11), 1665-1677.
39. Rosenthal, R. and Rubin, D. B. (1978). Interpersonal expectancy effects: the first 345 studies. *The Behavioral and Brain Sciences* 1(3), 377–86.
40. Song, F., Sheldon, T. A., Sutton, A. J., Abrams, K. R. and Jones, D. R. (2001). Methods for exploring heterogeneity in meta-analysis. *Evaluation & The Health Professions*. 24(2), 126-151.
41. Xu, H., Platt, R. W., Luo, Z. C., William, S. and Fraser, W. D. (2008). Exploring heterogeneity in meta analyses: needs, resources and challenges. *Paediatric and Perinatal Epidemiology*, 22(1), 18-28.
42. İnternet: Bax, L., Ikeda, N., Fukui, N., Yaju, Y., Tsuruta, H., Moons, K. G. M. More than numbers: The power of graphs in meta analysis. URL: <http://www.webcitation.org/query?url=http%3A%2F%2F+https%3A%2F%2Fwww.ncbi.nlm.nih.gov%2Fpmc%2Farticles%2FPMC2723217%2F&date=2018-05-13>, Son Erişim Tarihi: 13.05.2018.
43. Hedges, L. V. and Jack, L. V. (1998). Fixed and random effects models in meta-analysis. *Psychological Methods*, 3(4), 486–504.
44. Viechtbauer, W. (2005). Bias and efficiency of meta-analytic estimators in the random-effects model. *Journal of Educational and Behavioral Statistics* 30(3), 261–93.
45. Friedman, L. (2000). Estimators of random effects variance components in meta-analysis. *American Educational Research Association*, 25(1), 1-12.
46. Hartung, J. and Knapp, G. (2001). On tests of the overall treatment effect in meta-analysis with normally distributed responses. *Statistics in Medicine*, 20(12), 1771-82.

47. Akdi, Y. (2014). *Matematiksel istatistiğe giriş* (4. Baskı). Ankara: Gazi Kitabevi, 1–82.
48. Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum, 47-51.
49. Ellis, P. D. (2010). *The essential guide to effect sizes: statistical power, meta-analysis, and the interpretation of research results*. New York, NY: Cambridge University Press, 78-86.
50. Lipsey, M. and Hurley, S. (2009). *Design sensitivity: Statistical power for applied experimental research*. In L. Bickman, & D. Rog (Eds.), *The SAGE handbook of applied social research methods*. (2nd ed., pp. 44-77). Thousand Oaks, CA: SAGE Publications, Inc. doi: <http://dx.doi.org/1.4135/9781483348858.n2>.
51. Liu, X. (2014). *Statistical power analysis for the social and behavioral sciences: Basic and advanced techniques*. New York, NY: Routledge, 253-268.
52. Nakagawa, S. and Foster, T. M. (2004). The case against retrospective statistical power analyses with an introduction to power analysis, *Acta Ethologica*, 7(2), 103–108.
53. Onwuegbuzie, A. J. and Leech, N. L. (2004). Post hoc power: A concept whose time has come, *Understanding Statistics*, 3(4), 201–230.
54. Hoenig, J. M. and Heisey, D. M. (2001). The abuse of power: The pervasive fallacy of power calculations for data analysis, *The American Statistician*, 55(1), 19–24.
55. Goodman, S. N. and Berlin, J. A. (1994). The use of predicted confidence intervals when planning experiments and the misuse of power when interpreting results, *Annals of Internal Medicine*, 121(3), 200–206.
56. Chow, S. C., Shao, J. and Wang H. (2008). *Sample size calculations in clinical research* (Second ed.), Boca Raton: Taylor & Francis, 25-49.
57. Gamgam, H., Ünver, Ö. ve Atunkaynak, B. (2011). *Temel istatistik yöntemler*, Ankara: Seçkin Yayıncılık, 176.
58. Schmidt, F. (1992). What do data really mean? Research findings, meta-analysis, and cumulative knowledge in psychology. *American Psychologist*, 47(10), 1173-1181.
59. Sahoo, P. (2013). *Probability and mathematical statistics*. Department of Mathematics University of Louisville, Louisville, KY, 541-585.
60. Hogg, R. V., McKean, J. W. and Craig, A. T. (2005). *Solution manual to introduction to mathematical statistics* (6th ed.), New Jersey, 07458 USA: Upper Saddle River, 1-49.
61. Bain, L. J. and Engelhardt, M. (1993). Introduction to probability and mathematical statistics, *Article in Biometrics*, 49(2), 673.
62. Hunter, J. E. and Schmidt, F. L. (2004). *Methods of meta-analysis: Correcting errors and bias in research findings* (2nd ed.) Thousand Oaks, Calif.: Sage Publications, 73-189.

63. Fisher, R. A. (1950). *Statistical methods for research workers* (11th ed.). Edinburgh: Oliver and Boyd, 211-248.
64. DerSimonian, R. and Laird, N. (1986). Meta-analysis in clinical trials. *Controlled Clinical Trials*, 7, 177-188.
65. Patnaik, P. B. (1949). The non-central chi-square and Fdistributions and their applications. *Biometrika*, 36, 202-232.
66. Finney, D. J. (1949). The truncated binomial distribution. *Annals of Eugenics*, 14(4), 319-28.
67. Casey, B., Coote, S., Shirazipour, C., Hannigan, A., Motl, R., Ginis, K. M. and Cheung, A. L. (2017). Modifiable psychosocial constructs associated with physical activity participation in people with multiple sclerosis: A systematic review and meta-analysis, *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, 98, 1453-75.





**EKLER**

EK-1. Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında sabit etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmaları arası örnek hacimlerinin eşit olduğu durum

```
rm(list=ls())

YEB2 = c(0,1,0,2,0,5,0,8)

for (j in 1:4){

cat("YEB2[j]:", "\n") #\n alt satıra geçer

YEB = YEB2[j]

print(YEB) #sonucu yazdırır

#Tüm parametreleri tanımla. Tüm tasarımlarda aynı

#örnek hacimleri

ornek_hacmi<-c(20, 30, 40, 50, 60, 75, 100)

#çalışma sayısı

calisma_sayisi<-c(5, 10, 20, 30, 45, 60, 75)

#Birinci tip hata oranı olarak .01 al (sabit)

alfa<-0,01

#simulasyon iterasyon sayısı (sabit)

sims<-10000

#Her çalışmada aynı sonuçlara ulaşmak için seed tanımla

set.seed(1000)

SEM_1<-function(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB, sims, alfa){

#örnek hacimleri vektörü
```



EK-1. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında sabit etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmalar arası örnek hacimlerinin eşit olduğu durum

```
n<-length(ornek_hacmi)

#çalışma sayısı vektörü

s<-length(calisma_sayisi)

#Çıktıyı kur

olasilik<-array(rep(NA,n*s),dim=c(n,s))

anlamli.denemeler<-rep(NA,sims)

p.degeri<-as.numeric(rep(NA,sims))

#Farklı örnek hacimleri için döngü

for (j in 1:n){

N<-ornek_hacmi[j]

#farklı çalışma sayıları için döngü

for (k in 1:s){

I<-calisma_sayisi[k]

#Simülasyon döngüsü

for (i in 1:sims){

#Her simülasyonda meta analizi çalıştır

#Bu koşulda çalışmalar arası örnek hacimleri eşittir

Nvary<-rep(N,I)

#Z dağılımını kullanarak etki büyüklüğünü simüle et
```

EK-1. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında sabit etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmalar arası örnek hacimlerinin eşit olduğu durum

```
Zr<-rnorm(I, mean=((1/2)*(log(1+YEB)-log(1-YEB))), sd=sqrt(1/(Nvary-3)))
```

```
#Z istatistiğini hesapla - tüm çalışmaların birleştirilmiş etki büyüklüğü ve varyansını elde et
```

```
Calisma.Ici.Varyans<-1/(Nvary-3)
```

```
Agirlik<-1/Calisma.Ici.Varyans
```

```
Top.Agirlik<-sum(Agirlik)
```

```
Top.Agirlik.Zr<-sum(Agirlik*Zr)
```

```
Agirliklandirilmis.Zr<-Top.Agirlik.Zr/Top.Agirlik
```

```
St.Hata<-sqrt(1/Top.Agirlik)
```

```
SEM_Z_isti<-Agirliklandirilmis.Zr/St.Hata
```

```
#Tüm simülasyonların p değerlerini getir
```

```
#Anlamlı test sonuçlarını getir (sıfır hipotezi ret/kabul)
```

```
p.degeri[i]<-2*pnorm(-abs(SEM_Z_isti))
```

```
anlamli.denemeler[i]<-ifelse(p.degeri[i]<=alfa,1,0)
```

```
}
```

```
olasilik[j,k]<-mean(anlamli.denemeler)
```

```
}}
```

```
out<-list(olasilik)
```

```
names(out)<-c("Simulasyon Gucu")
```

```
print(names(out))
```

EK-1. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında sabit etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmalar arası örnek hacimlerinin eşit olduğu durum

```
out
```

```
}
```

```
Simulasyon_Gucu<-SEM_1(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB, sims, alfa)
```

```
cat("Simulasyon_Gucu: \n")
```

```
print(Simulasyon_Gucu)
```

```
#Analitik Güç
```

```
SEM_Guc_Fonk<-function(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB){
```

```
#örnek hacimleri vektörü
```

```
n<- length(ornek_hacmi)
```

```
#çalışma sayısı vektörü
```

```
s<- length(calisma_sayisi)
```

```
guc<-array(rep(NA,n*s),dim=c(n,s))
```

```
#farklı örnek hacimleri için döngüsü
```

```
for (j in 1:n){
```

```
N<-ornek_hacmi[j]
```

```
#farklı çalışma sayıları için döngü
```

```
for (k in 1:s){
```

```
I<-calisma_sayisi[k]
```

```
Z<-0,5*(log(1+YEB)-log(1-YEB))
```

EK-1. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında sabit etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmalar arası örnek hacimlerinin eşit olduğu durum

```
Z_ort<-sqrt(I)*(Z/sqrt(I))
```

```
Varyans.Top<-1/(N-3)
```

```
lamda<-sqrt(I)*Z_ort/sqrt(Varyans.Top)
```

```
guc[j,k]<-pnorm(lamda-qnorm(1-0,01/2))+pnorm(qnorm(0,01/2)-lamda)
```

```
guc.round<-round(guc, digits=4)
```

```
}
```

```
}
```

```
return(guc.round)
```

```
}
```

```
Analitik_Guc<-SEM_Guc_Fonk(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB)
```

```
cat("Analitik_Guc: \n")
```

```
print(Analitik_Guc)
```

```
}
```

EK-2. Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında sabit etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmaları arası örnek hacimleri farklı iken

```
rm(list=ls())

YEB2 = c(0,1,0,2,0,5,0,8)

for (j in 1:4){

cat("YEB2[j]:", "\n")

YEB = YEB2[j]

print(YEB)

#Tüm parametreleri tanımla. Tüm tasarımlarda aynı

#örnek hacimleri

ornek_hacmi<-c(20, 30, 40, 50, 60, 75, 100)

#çalışma sayısı

calisma_sayisi<-c(5, 10, 20, 30, 45, 60, 75)

#Birinci tip hata oranı olarak .01 al (sabit)

alfa<-0,01

#simülasyon iterasyon sayısı (sabit)

sims<-10000

#Her çalışmada aynı sonuçlara ulaşmak için seed tanımla

set.seed(1000)

SEM_2<-function(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB, sims, alfa)

{

#örnek hacimleri vektörü
```

EK-2. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında sabit etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmaları arası örnek hacimleri farklı iken

```
n<-length(ornek_hacmi)

#çalışma sayısı vektörü

s<-length(calisma_sayisi)

#Çıktıyı kur

olasilik<-array(rep(NA,n*s),dim=c(n,s))

anlamli.denemeler<-rep(NA,sims)

p.degeri<-as.numeric(rep(NA,sims))

#Farklı örnek hacimleri için döngü

for (j in 1:n){

N<-ornek_hacmi[j]

#farklı çalışma sayıları için döngü

for (k in 1:s){

I<-calisma_sayisi[k]

#Simülasyon döngüsü

for (i in 1:sims){

#Her simülasyonda meta analizi çalıştır

#Örnek hacimleri simülasyonu için kesilmiş binom dağılımı kullan

kbd<- function(p, m, c) {(p/(1-(1-p)^c)-m/c)^2}

#Maksimum değer değiştirilebilir (standart sapma da değişir)
```

EK-2. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında sabit etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmaları arası örnek hacimleri farklı iken

```
MaxN<-N*3
```

```
#p değerini elde et
```

```
basari_olasiligi<-optimize(kbd, interval=c(0,0001, 0,9999), m=N, c=MaxN)$minimum
```

```
Nvary<-rbinom(I, MaxN, basari_olasiligi)
```

```
nb<-sum(Nvary==0)
```

```
while (nb>0){
```

```
Nvary[Nvary==0]<-rbinom(nb, maxss, basari_olasiligi)
```

```
nb<-sum(Nvary==0)}
```

```
#Z dağılımını kullanarak etki büyüklüğünü simüle et
```

```
Zr<-rnorm(I, mean=((1/2)*(log(1+YEB)-log(1-YEB))), sd=sqrt(1/(Nvary-3)))
```

```
#Z istatistiğini hesapla - tüm çalışmaların birleştirilmiş etki büyüklüğü ve varyansını elde et
```

```
Calisma.Ici.Varyans<-1/(Nvary-3)
```

```
Agirlik<-1/Calisma.Ici.Varyans
```

```
Top.Agirlik<-sum(Agirlik)
```

```
Top.Agirlik.Zr<-sum(Agirlik*Zr)
```

```
Agirliklandirilmis.Zr<-Top.Agirlik.Zr/Top.Agirlik
```

```
St.Hata<-sqrt(1/Top.Agirlik)
```

```
SEM_Z_isti<-Agirliklandirilmis.Zr/St.Hata
```

```
#Tüm simülasyonların p değerlerini getir
```

EK-2. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında sabit etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmalar arası örnek hacimleri farklı iken

```
#Anlamlı test sonuçlarını getir (sıfır hipotezi ret/kabul)

p.degeri[i]<-2*pnorm(-abs(SEM_Z_isti))

anlamli.denemeler[i]<-ifelse(p.degeri[i]<=alfa,1,0)

}

olasilik[j,k]<-mean(anlamli.denemeler)

}}

out<-list(olasilik)

names(out)<-c("Simulasyon Gucu")

print(names(out))

out

}

Simulasyon_Gucu<-SEM_2(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB, sims, alfa)

cat("Simulasyon_Gucu: \n")

print(Simulasyon_Gucu)

#Analitik Güç

SEM_Guc_Fonk<-function(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB){

#örnek hacimleri vektörü

n<- length(ornek_hacmi)

#calisma sayisi vektoru
```



EK-2. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında sabit etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmalar arası örnek hacimleri farklı iken

```
s<- length(calisma_sayisi)

guc<-array(rep(NA,n*s),dim=c(n,s))

#farklı örnek hacimleri döngüsü

for (j in 1:n){

N<-ornek_hacmi[j]

#farklı çalışma sayısı döngüsü

for (k in 1:s){

I<-calisma_sayisi[k]

Z<-0,5*(log(1+YEB)-log(1-YEB))

Varyans.Top<-1/(N-3)

Z_ort<-sqrt(I)*(Z/sqrt(I))

lamda<-sqrt(I)*(Z_ort/sqrt(Varyans.Top))

guc[j,k]<-pnorm(lamda-qnorm(1-0,01/2))+pnorm(qnorm(0,01/2)-lamda)

guc.round<-round(guc, digits=4)

}}

return(guc.round)}

Analitik_Guc<-SEM_Guc_Fonk(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB)

cat("Analitik_Guc: \n")

print(Analitik_Guc)}
```

EK-3. Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında rastgele etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmalar arası örnek hacimleri aynıyken

```
rm(list=ls())

YEB2 = c(0,1,0,2,0,5,0,8)

for (j in 1:4){

cat("YEB2[j]:", "\n")

YEB = YEB2[j]

print(YEB)

#Tüm parametreleri tanımla. Tüm tasarımlarda aynı

#örnek hacimleri

ornek_hacmi<-c(20, 30, 40, 50, 60, 75, 100)

#çalışma sayısı

calisma_sayisi<-c(5, 10, 20, 30, 45, 60, 75)

#Birinci tip hata oranı olarak .01 al (sabit)

alfa<-0,01

#simulasyon iterasyon sayisi (sabit)

sims<-10000

#Her çalışmada aynı sonuçlara ulaşmak için seed tanımla

set.seed(1000)

REM_1<-function(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB, sims, alfa)

{

#örnek hacimleri vektörü
```

EK-3. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında rastgele etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmalar arası örnek hacimleri aynıyken

```
n<-length(ornek_hacmi)

#çalışma sayısı vektörü

s<-length(calisma_sayisi)

#Çıktıyı kur

olasilik<-array(rep(NA,n*s),dim=c(n,s))

anlamli.denemeler<-rep(NA,sims)

Tsquare_ave<-array(rep(NA,n*s),dim=c(n,s))

Tsquare.array<-as.numeric(rep(NA,sims))

p.degeri<-as.numeric(rep(NA,sims))

#Farklı örnek hacimleri için döngü

for (j in 1:n){

N<-ornek_hacmi[j]

#farklı çalışmak sayıları için döngü

for (k in 1:s){

I<-calisma_sayisi[k]

#Simülasyon döngüsü

for (i in 1:sims){

#Her simülasyonda meta analizi çalıştır

#Bu koşulda çalışmalar arası örnek hacimleri eşit
```

EK-3. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında rastgele etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmalar arası örnek hacimleri aynıken

```
Nvary<-rep(N,I)
```

```
#Z dağılımını kullanarak etki büyüklüğünü simüle et
```

```
Zr<-rnorm(I, mean=((1/2)*(log(1+YEB)-log(1-YEB))), sd=sqrt(1/(Nvary-3)))
```

```
#Z istatistiğini hesapla - tüm çalışmaların birleştirilmiş etki büyüklüğü ve varyansını elde et
```

```
Calisma.Ici.Varyans<-1/(Nvary-3)
```

```
Agirlik<-1/Calisma.Ici.Varyans
```

```
Top.Agirlik<-sum(Agirlik)
```

```
Top.Agirlik.Zr<-sum(Agirlik*Zr)
```

```
Top.Agirlik.Zr.Kare<-sum(Agirlik*Zr*Zr)
```

```
Top.Agirlik.Kare<-sum(Agirlik*Agirlik)
```

```
Q_isti<-Top.Agirlik.Zr.Kare-((Top.Agirlik.Zr*Top.Agirlik.Zr)/Top.Agirlik)
```

```
C_isti<-Top.Agirlik-(Top.Agirlik.Kare/Top.Agirlik)
```

```
sd<-I-1
```

```
#Tau Kareyi tanımlamak için if fonksiyonunu kullan (çalışmalar arası varyans)
```

```
Tsquare<-(Q_isti-sd)/C_isti
```

```
if(Q_isti-sd>0){Tsquare<-(Q_isti-sd)/C_isti} else {Tsquare<-0}
```

```
if(Q_isti-sd>0){Tsquare.array[i]<-(Q_isti-sd)/C_isti} else {Tsquare.array[i]<-0}
```

```
Calisma.Arasi.Varyans<-rep(Tsquare,I)
```

```
Top.Varyans<-Calisma.Arasi.Varyans+Calisma.Ici.Varyans
```

EK-3. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında rastgele etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmaları arası örnek hacimleri aynıyken

```
REM_Agirlik<-1/Top.Varyans
```

```
Top.REM.Agirlik<-sum(REM_Agirlik)
```

```
Top.REM.Agirlik.Zr<-sum(REM_Agirlik*Zr)
```

```
REM.Agirlik.Zr<-Top.REM.Agirlik.Zr/Top.REM.Agirlik
```

```
REM.st.hata<-sqrt(1/Top.REM.Agirlik)
```

```
REM_Z_isti<-REM.Agirlik.Zr/REM.st.hata
```

```
#Tüm. simülasyonların p değerlerini getir
```

```
#Anlamli test sonuçlarını getir (sıfır hipotezi ret/kabul)
```

```
p.degeri[i]<-2*pnorm(-abs(REM_Z_isti))
```

```
anlamli.denemeler[i]<-ifelse(p.degeri[i]<= alfa,1,0)
```

```
}
```

```
olasilik[j,k]<-mean(anlamli.denemeler)
```

```
Tsquare_ave[j,k]<-mean(Tsquare.array)
```

```
}
```

```
}
```

```
out<-list(olasilik, Tsquare_ave)
```

```
cat("Tsquare_ave: \n")
```

```
print(Tsquare_ave)
```

```
names(out)<-c("Simulasyon gucu")
```

EK-3. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında rastgele etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmaları arası örnek hacimleri aynıyken

```
print(names(out))
```

```
out
```

```
}
```

```
Simulasyon_Gucu<-REM_1(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB, sims, alfa)
```

```
cat("Simulasyon_Gucu: \n")
```

```
print(Simulasyon_Gucu)
```

```
#Analitik Güç
```

```
AveTsquare<-Simulasyon_Gucu[[2]]
```

```
REM.Guc.Fonk<-function(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB){
```

```
#örnek hacimleri vektörü
```

```
n<- length(ornek_hacmi)
```

```
#çalışma sayısı vektörü
```

```
s<- length(calisma_sayisi)
```

```
guc<- array(rep(NA, n*s),dim=c(n,s))
```

```
#farklı örnek hacimleri döngüsü
```

```
for (j in 1:n){
```

```
N<-ornek_hacmi[j]
```

```
#farklı çalışma sayısı döngüsü
```

```
for (k in 1:s){
```

EK-3. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında rastgele etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç çalışmaları arası örnek hacimleri aynıyken

```

I<-calisma_sayisi[k]

Z<-0,5*(log(1+YEB)-log(1-YEB))

Z_ort<-sqrt(I)*(Z/sqrt(I))

Calisma.Ici.Varyans<-1/(N-3)

Tsquare<-AveTsquare[j,k]

Varyans.Top<-Calisma.Ici.Varyans+Tsquare

lamda<-sqrt(I)*YEB/sqrt(Varyans.Top)

guc[j,k]<-pnorm(lamda-qnorm(1-0,01/2))+pnorm(qnorm(0,01/2)-lamda)

guc.round<-round(guc,digits=4)

}

}

return(guc.round)

}

Analitik_Guc<-REM.Guc.Fonk(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB)

cat("Analitik_Guc: \n")

print(Analitik_Guc)

}

```

EK-4. Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında rastgele etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç örnek hacimleri eşit değilken

```
rm(list=ls())

#YEB2 = c(0,1,0,2,0,5,0,8)

#for (j in 1:4){

#cat("YEB2[j]:", "\n")

#YEB = YEB2[j]

#print(YEB)

#Tüm parametreleri tanımla. Tüm tasarımlarda aynı

#örnek hacimleri

ornek_hacmi<-c(20, 30, 40, 50, 60, 75, 100)

#çalışma sayısı

calisma_sayisi<-c(5, 10, 20, 30, 45, 60, 75)

#Birinci tip hata oranı olarak .01 al (sabit)

alfa<-0,01

YEB<-0

#simülasyon iterasyon sayısı (sabit)

sims<-10000

#Her çalışmada aynı sonuçlara ulaşmak için seed tanımla

set.seed(1000)

REM_2<-function(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB, sims, alfa)

{
```



EK-4. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında rastgele etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç örnek hacimleri eşit değilken

```
#örnek hacimleri vektörü

n<-length(ornek_hacmi)

#çalışma sayısı vektörü

s<-length(calisma_sayisi)

#Çıktıyı kur

olasilik<-array(rep(NA,n*s),dim=c(n,s))

anlamli.denemeler<-rep(NA,sims)

Tsquare_ave<-array(rep(NA,n*s),dim=c(n,s))

Tsquare.array<-as.numeric(rep(NA,sims))

p.degeri<-as.numeric(rep(NA,sims))

#Farklı örnek hacimleri için döngü

for (j in 1:n){

N<-ornek_hacmi[j]

#farklı çalışma sayıları için döngü

for (k in 1:s){

I<-calisma_sayisi[k]

#Simülasyon döngüsü

for (i in 1:sims)

{

#Her simülasyonda meta analizi çalıştır
```

EK-4. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında rastgele etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç örnek hacimleri eşit değilken

#Örnek hacimleri simülasyonu için kesilmiş binom dağılımı kullan

```
kbd<- function(p, m, c) {(p/(1-(1-p)^c)-m/c)^2}
```

#Maksimum değer değiştirilebilir (standart sapma da değişir)

```
MaxN<-N*3
```

#p değerini elde et

```
basari_olasiligi<-optimize(kbd, interval=c(0,0001, 0,9999), m=N, c=MaxN)$minimum
```

```
Nvary<-rbinom(I, MaxN, basari_olasiligi)
```

```
nb<-sum(Nvary==0)
```

```
while (nb>0){
```

```
Nvary[Nvary==0]<-rbinom(nb, maxss, basari_olasiligi)
```

```
nb<-sum(Nvary==0)}
```

#Z dağılımını kullanarak etki büyüklüğünü simüle et

```
Zr<-rnorm(I, mean=((1/2)*(log(1+YEB)-log(1-YEB))), sd=sqrt(1/(Nvary-3)))
```

#Z istatistiğini hesapla - tüm çalışmaların birleştirilmiş etki büyüklüğü ve varyansını elde et

```
Calisma.Ici.Varyans<-1/(Nvary-3)
```

```
Agirlik<-1/Calisma.Ici.Varyans
```

```
Top.Agirlik<-sum(Agirlik)
```

```
Top.Agirlik.Zr<-sum(Agirlik*Zr)
```

```
Top.Agirlik.Zr.Kare<-sum(Agirlik*Zr*Zr)
```

EK-4. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında rastgele etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç örnek hacimleri eşit değilken

```

Top.Agirlik.Kare<-sum(Agirlik*Agirlik)

Q_isti<-Top.Agirlik.Zr.Kare-((Top.Agirlik.Zr*Top.Agirlik.Zr)/Top.Agirlik)

C_isti<-Top.Agirlik-(Top.Agirlik.Kare/Top.Agirlik)

sd<-I-1

#Tau Kareyi tanımlamak için if fonksiyonunu kullan (çalışmalar arası varyans)

Tsquare<-(Q_isti-sd)/C_isti

if(Q_isti-sd>0){Tsquare<-(Q_isti-sd)/C_isti} else {Tsquare<-0}

if(Q_isti-sd>0){Tsquare.array[i]<-(Q_isti-sd)/C_isti} else {Tsquare.array[i]<-0}

Calisma.Arasi.Varyans<-rep(Tsquare,I)

Top.Varyans<-Calisma.Arasi.Varyans+Calisma.Ici.Varyans

REM_Agirlik<-1/Top.Varyans

Top.REM.Agirlik<-sum(REM_Agirlik)

Top.REM.Agirlik.Zr<-sum(REM_Agirlik*Zr)

REM.Agirlik.Zr<-Top.REM.Agirlik.Zr/Top.REM.Agirlik

REM.st.hata<-sqrt(1/Top.REM.Agirlik)

REM_Z_isti<-REM.Agirlik.Zr/REM.st.hata

#Tüm simülasyonların p değerlerini getir

#Anlamlı test sonuçlarını getir (sıfır hipotezi ret/kabul)

p.degeri[i]<-2*pnorm(-abs(REM_Z_isti))

anlamli.denemeler[i]<-ifelse(p.degeri[i]<= alfa,1,0)}

```

EK-4. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında rastgele etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç örnek hacimleri eşit değilken

```

olasilik[j,k]<-mean(anlamli.denemeler)

Tsquare_ave[j,k]<-mean(Tsquare.array)

}}

out<-list(olasilik, Tsquare_ave)

cat("Tsquare_ave: \n")

print(Tsquare_ave)

names(out)<-c("Simulasyon gucu")

print(names(out))

out}

Simulasyon_Gucu<-REM_2(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB, sims, alfa)

cat("Simulasyon_Gucu: \n")

print(Simulasyon_Gucu)

#Analitik Güç

AveTsquare<-Simulasyon_Gucu[[2]]

REM.Guc.Fonk<-function(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB){

#örnek hacimleri vektörü

n<- length(ornek_hacmi)

#çalışma sayısı vektörü

s<- length(calisma_sayisi)

guc<- array(rep(NA, n*s),dim=c(n,s))

```

EK-4. (devam) Etki büyüklüğü olarak korelasyon katsayısı kullanıldığında rastgele etkiler modeli için güç simülasyonu ve analitik güç örnek hacimleri eşit değilken

```
#farklı örnek hacimleri döngüsü

for (j in 1:n){

N<-ornek_hacmi[j]

#farklı çalışma sayısı döngüsü

for (k in 1:s){

I<-calisma_sayisi[k]

Z<-0,5*(log(1+YEB)-log(1-YEB))

Calisma.Ici.Varyans<-1/(N-3)

Tsquare<-AveTsquare[j,k]

Varyans.Top<-Calisma.Ici.Varyans+Tsquare

Z_ort<- sqrt(I)*(Z/sqrt(I))

lamda<-sqrt(I)*Z_ort/sqrt(Varyans.Top)

guc[j,k]<-pnorm(lamda-qnorm(1-0,01/2))+pnorm(qnorm(0,01/2)-lamda)

guc.round<-round(guc,digits=4)

}}

return(guc.round)}

Analitik_Guc<-REM.Guc.Fonk(ornek_hacmi, calisma_sayisi, YEB)

cat("Analitik_Guc: \n")

print(Analitik_Guc)}
```

## ÖZGEÇMİŞ

### Kişisel Bilgiler

Soyadı, adı : ÖNER, Burçin  
 Uyuşu : T.C.  
 Doğum tarihi ve yeri : 18.08.1988, Ankara  
 Medeni hali : Bekâr  
 Telefon : 0 (537) 280 46 20  
 e-mail : burcinoner6858@gmail.com



### Eğitim

Derece	Eğitim Birimi	Mezuniyet Tarihi
Doktora	Gazi Üniversitesi / İstatistik	Devam Ediyor
Yüksek Lisans	On Dokuz Mayıs Üniversitesi / İstatistik	2013
Lisans	Gazi Üniversitesi / İstatistik	2011
Lise	19 Mayıs Anadolu Lisesi	2006

### İş Deneyimi

Yıl	Yer	Görev
2012-2014	Yargı Eğitim Kurumları	Öğretmen

### Yabancı Dil

İngilizce

### Yayımlar

- Öner, B. (2013). *Veri Zarflama Analizi ve Temel Bileşenler Analizi Yöntemi İle Türkiye'deki İllerin Ekonomik Performanslarının Değerlendirilmesi*. Lisans Tezi, On Dokuz Mayıs Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Samsun.
- Öner, B. ve Çelik, B. (2018). The calculation of statistical power in meta analysis for correlation coefficient. *Uluslararası Medeniyet Çalışmaları Dergisi*, 3(2), 447-463.

3. Öner, B., Kahyaoğlu, M. ve Çelenli Başaran, A.Z. (2016). Meslek Yüksekokulu Öğrencilerinin Girişimcilik Eğilimlerini Belirlemeye Yönelik Bir Araştırma: Çarşamba Ticaret Borsası MYO Örneği. *Akademik Bakış Dergisi*, 57(9), 178-189.
4. Öner, B. ve Çelik, B. (2018, 03-07 Ekim). *Statistical power in meta-analysis using correlation coefficient as effect size*. XIth International Statistics Days Conference (ISDC'2018)'de sunuldu, Muğla, Turkey.
5. Öner, B. (2016, 07-09 Ekim). *Türkiye'de İllerin Ekonomik Performansının Veri Zarflama Analizi Ve Temel Bileşenler Analizi İle Değerlendirilmesi*. Xth International Statistics Days Conference (ISDC'2016) 'de sunuldu, Giresun, Turkey, 398-409.
6. Sözen, Ç., Öner, Y., Bulut, H. ve Öner, B. (2016, 07-09 Ekim). *Fonksiyonel Veri Analizi ile Karadeniz Bölgesi'ne Ait Yağış Verilerinin İncelenmesi*. Xth International Statistics Days Conference (ISDC'2016)'da sunuldu, Giresun, Turkey, 192-201.
7. Çelenli Başaran, A. Z. ve Öner, B. (2016, 07-09 Ekim), *Meslek Yüksekokulu Öğrencilerinin Demografik Özellikleri ile Girişimcilik Eğilimleri Arasındaki İlişki: Ondokuz Mayıs Üniversitesi'nde Bir Araştırma*. Xth International Statistics Days Conference (ISDC'2016)'da sunuldu, Giresun, Turkey, 614-624.
8. Öner, B. ve Çelik, B. (2015, 11-15 Mayıs). *LDL cholesterol level in subjects with coroner heart disease and type 2 diabetes mellitus: A meta analysis of prospective studies*, EMR'de sunuldu, Cappadocia, Nevsehir, Turkey.

### **Hobiler**

Yüzme, Sivil Toplum Kuruluşu çalışmaları, Yazarlık.



*GAZİ GELECEKTİR..*