

**T.C.
HACETTEPE ÜNİVERSİTESİ
SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**KİSMİ İLİŞKİLİ VERİLERİ İNCELEMekte
KULLANILAN PARAMETRİK VE PARAMETRİK
OLMAYAN YÖNTEMLER VE BENZETİM ÇALIŞMASI**

Tuncay YANARATEŞ

**Biyoistatistik Programı
YÜKSEK LİSANS TEZİ**

ANKARA

2018

**T.C.
HACETTEPE ÜNİVERSİTESİ
SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**KİSMİ İLİŞKİLİ VERİLERİ İNCELEMekte KULLANILAN
PARAMETRİK VE PARAMETRİK OLMAYAN
YÖNTEMLER VE BENZETİM ÇALIŞMASI**

Tuncay YANARATEŞ

**Biyoistatistik Programı
YÜKSEK LİSANS TEZİ**

**TEZ DANIŞMANI
Prof. Dr. Erdem KARABULUT**

ANKARA

2018

**Kısmi İlişkili Verileri İncelemekte Kullanılan Parametrik ve Parametrik Olmayan
Yöntemler ve Benzetim Çalışması**
Öğrenci: Tuncay YANARATEŞ
Danışman: Prof. Dr. Erdem KARABULUT

Bu tez çalışması 29/11/2018 tarihinde jürimiz tarafından "Biyostatistik Programı"nda yüksek lisans tezi olarak kabul edilmiştir.

Jüri Başkanı: Prof. Dr. C. Reha ALPAR
(Hacettepe Üniversitesi)

Tez Danışmanı: Prof. Dr. Erdem KARABULUT
(Hacettepe Üniversitesi)

Üye: Doç. Dr. S. Kenan KÖSE
(Ankara Üniversitesi)

Üye: Doç. Dr. Beyza DOĞANAY ERDOĞAN
(Ankara Üniversitesi)

Üye: Dr. Öğr. Üyesi Sevilay KARAHAN
(Hacettepe Üniversitesi)

Bu tez Hacettepe Üniversitesi Lisansüstü Eğitim-Öğretim ve Sınav Yönetmeliğinin ilgili maddeleri uyarınca yukarıdaki jüri tarafından uygun bulunmuştur.

20 Aralık 2018


Prof. Dr. Diclehan ORHAN
Enstitü Müdürü

YAYIMLAMA VE FİKRİ MÜLKİYET HAKLARI BEYANI

Enstitü tarafından onaylanan lisansüstü tezimin/raporumun tamamını veya herhangi bir kısmını, basılı (kağıt) ve elektronik formatta arşivleme ve aşağıda verilen koşullarla kullanıma açma iznini Hacettepe Üniversitesine verdiğimi bildiririm. Bu izinle Üniversiteye verilen kullanım hakları dışındaki tüm fikri mülkiyet haklarım bende kalacak, tezimin tamamının ya da bir bölümünün gelecekteki çalışmalarda (makale, kitap, lisans ve patent vb.) kullanım hakları bana ait olacaktır.

Tezin kendi orijinal çalışmam olduğunu, başkalarının haklarını ihlal etmediğimi ve tezimin tek yetkili sahibi olduğumu beyan ve taahhüt ederim. Tezimde yer alan telif hakkı bulunan ve sahiplerinden yazılı izin alınarak kullanılması zorunlu metinlerin yazılı izin alınarak kullandığımı ve istenildiğinde suretlerini Üniversiteye teslim etmeyi taahhüt ederim.

Yükseköğretim Kurulu tarafından yayınlanan "**Lisansüstü Tezlerin Elektronik Ortamda Toplanması, Düzenlenmesi ve Erişime Açılmasına İlişkin Yönerge**" kapsamında tezim aşağıda belirtilen koşullar haricince YÖK Ulusal Tez Merkezi / H.Ü. Kütüphaneleri Açık Erişim Sisteminde erişime açılır.

- o Enstitü / Fakülte yönetim kurulu kararı ile tezimin erişime açılması mezuniyet tarihinden itibaren 2 yıl ertelenmiştir. ⁽¹⁾
- o Enstitü / Fakülte yönetim kurulunun gerekçeli kararı ile tezimin erişime açılması mezuniyet tarihinden itibaren ... ay ertelenmiştir. ⁽²⁾
- o Tezimle ilgili gizlilik kararı verilmiştir. ⁽³⁾

19/12/2018


Tuncay YANARATEŞ

¹⁾ "Lisansüstü Tezlerin Elektronik Ortamda Toplanması, Düzenlenmesi ve Erişime Açılmasına İlişkin Yönerge"

- (1) Madde 6. 1. Lisansüstü teze ilgili patent başvurusu yapılması veya patent alma sürecinin devam etmesi durumunda, tez danışmanının önerisi ve enstitü anabilim dalının uygun görüşü üzerine enstitü veya fakülte yönetim kurulu iki yıl süre ile tezin erişime açılmasının ertelenmesine karar verebilir.
- (2) Madde 6. 2. Yeni teknik, materyal ve metotların kullanıldığı, henüz makaleye dönüşmemiş veya patent gibi yöntemlerle korunmamış ve internetten paylaşılması durumunda 3. şahıslara veya kurumlara haksız kazanç imkanı oluşturabilecek bilgi ve bulguları içeren tezler hakkında tez danışmanının önerisi ve enstitü anabilim dalının uygun görüşü üzerine enstitü veya fakülte yönetim kurulunun gerekçeli kararı ile altı ayı aşmamak üzere tezin erişime açılması engellenebilir.
- (3) Madde 7. 1. Ulusal çıkarları veya güvenliği ilgilendiren, emniyet, istihbarat, savunma ve güvenlik, sağlık vb. konulara ilişkin lisansüstü tezlerle ilgili gizlilik kararı, tezin yapıldığı kurum tarafından verilir *. Kurum ve kuruluşlarla yapılan işbirliği protokolü çerçevesinde hazırlanan lisansüstü tezlerle ilişkin gizlilik kararı ise, ilgili kurum ve kuruluşun önerisi ile enstitü veya fakültenin uygun görüşü üzerine üniversite yönetim kurulu tarafından verilir. Gizlilik kararı verilen tezler Yükseköğretim Kuruluna bildirilir.
Madde 7.2. Gizlilik kararı verilen tezler gizlilik süresince enstitü veya fakülte tarafından gizlilik kuralları çerçevesinde muhafaza edilir, gizlilik kararının kaldırılması halinde Tez Otomasyon Sistemine yüklenir

* Tez danışmanının önerisi ve enstitü anabilim dalının uygun görüşü üzerine enstitü veya fakülte yönetim kurulu tarafından karar verilir.

ETİK BEYAN

Bu çalışmadaki bütün bilgi ve belgeleri akademik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi, görsel, işitsel ve yazılı tüm bilgi ve sonuçları bilimsel ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu, kullandığım verilerde herhangi bir tahrifat yapmadığımı, yararlandığım kaynaklara bilimsel normlara uygun olarak atıfta bulunduğumu, tezimin kaynak gösterilen durumlar dışında özgün olduğunu, Prof. Dr. Erdem KARABULUT danışmanlığında tarafımdan üretildiğini ve Hacettepe Üniversitesi Sağlık Bilimleri Enstitüsü Tez Yazım Yönergesine göre yazıldığını beyan ederim.


Tuncay YANARATEŞ

TEŞEKKÜR

Öncelikle başta beni yüksek lisans programına kabul eden Hacettepe Üniversitesi Biyoistatistik Anabilim Dalı öğretim üyeleri olmak üzere tüm Hacettepe Üniversitesi Biyoistatistik Anabilim Dalı öğretim üyelerine teşekkürlerimi sunarım.

Tez konusunun belirlenmesinden tezin tamamlanmasına kadarki süreçte benden desteğini esirgemeyen tez danışmanım Prof. Dr. Erdem KARABULUT'a teşekkürlerimi sunarım.

Hayatımın her döneminde olduğu gibi tez döneminde de beni teşvik eden anneme teşekkürlerimi borç bilirim.

ÖZET

Yanarateş, T. Kısmi İlişkili Verileri İncelemekte Kullanılan Parametrik ve Parametrik Olmayan Yöntemler ve Benzetim Çalışması. Hacettepe Üniversitesi Sağlık Bilimleri Enstitüsü Biyoistatistik Programı Yüksek Lisans Tezi, Ankara, 2018. Kısmi ilişkili veri bağımlı iki gruplu veride kayıp değerlerin ortaya çıkmasıyla oluşan bir durumdur. Bağımlı gruplu veride aynı bireyler üzerinde tekrarlı ölçümler yapılır. Kısmi ilişkili veri iki alt gruptan oluşur. Bunlar eşli veri ve eşli olmayan veridir. Eşli veride iki grupta da kayıp veri gözlenmez. Eşli olmayan veride ise iki gruptan birinde kayıp veri oluşur. Kısmi ilişkili veri eşli ve eşli olmayan verinin kombinasyonudur. Yapılan literatür taraması sonucunda kısmi ilişkili veriyi incelemekte kullanılan sekiz adet parametrik ve on bir adet parametrik olmayan yöntem bulunmuştur. Bu çalışmanın amacı geleneksel yöntemlerle çalışmada tanıtılan yöntemleri karşılaştırmak ve performansı en iyi olan yöntemi belirlemeye çalışmaktır. Bu çalışmada parametrik ve parametrik olmayan yöntemler için iki uygulamaya yer verilmiş ve geleneksel yöntem olarak seçilen liste boyunca silme yöntemi ile çalışmada tanıtılan yöntemler karşılaştırılmıştır. Ayrıca parametrik ve parametrik olmayan yöntemler için iki adet benzetim çalışması yapılmıştır. Parametrik yöntemler ile ilgili benzetim çalışmasında kayıp veri içermeyen bir veri setinin rastgele %10, %30 ve %50'si silinmiş ve geleneksel yöntem olarak liste boyunca silme yöntemi alınmıştır. Benzetim çalışması sonucunda sekiz yöntemden dördünün liste boyunca silme yönteminden üstün olduğu ve en güçlü yöntemin ise ağırlıklı t testi olduğu belirlenmiştir. Parametrik olmayan yöntemlerle ilgili benzetim çalışmasında tüm bir veri setinin rastgele % 25'i silinmiş ve geleneksel yöntem olarak liste boyunca silme yöntemi seçilmiştir. Benzetim çalışması sonucunda on bir yöntemden altısının liste boyunca silme yönteminden üstün olduğu ve en güçlü yöntemin yeni işaret sıra testi olduğu belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler : Eşli veri, eşli olmayan veri, kısmi ilişkili veri, kayıp veri,

tamamen rastgele kayıp

ABSTRACT

Yanarateş, T. Parametric and nonparametric methods used in analyzing partially correlated data and simulation study. Hacettepe University Graduate School of Health Sciences, Master Thesis in Biostatistics, Ankara, 2018. Partially correlated data is a situation that missing values appear in a dependent data for two groups. In dependent grouped data, repeated measures are made on the same individuals. Partially correlated data consists of two subgroups. These are paired data and unpaired data. In paired data, no missing data is observed. In unpaired data, missing data occurs in one of two groups. Partially correlated data is a combination of paired data and unpaired data. As a result of the literature review, eight parametric and eleven nonparametric methods were found to analyze the partially correlated data. The aim of this study is to compare the methods introduced in the study with traditional methods and to determine the method that performs the best. In this study, two applications are given for parametric and nonparametric methods and listwise deletion method selected as conventional method were compared with the methods introduced in the study. Furthermore, two simulation studies were carried out. In the simulation study on parametric methods, 10%, 30% and 50% of the whole data set were deleted at random and listwise deletion method was taken as a conventional method. As the result of the simulation study, it was determined that four of the eight methods were superior to the listwise deletion method and the most powerful method was weighted t test. In the simulation study on nonparametric methods, randomly 25% of the whole data set was deleted and listwise deletion method was taken as the conventional method. As the result of the simulation study, it was determined that six of the eleven methods were superior to the listwise deletion method and the most powerful method was the new signed-rank test.

Key Words : Paired data, unpaired data, partially correlated data, missing data,
missing completely at random

İÇİNDEKİLER

ONAY SAYFASI	iii
YAYIMLAMA VE FİKRİ MÜLKİYET HAKLARI BEYANI	iv
ETİK BEYAN	v
TEŞEKKÜR	vi
ÖZET	vii
ABSTRACT	viii
İÇİNDEKİLER	ix
SİMGELER VE KISALTMALAR	xii
ŞEKİLLER	xiii
TABLolar	xiv
1. GİRİŞ	1
2. GENEL BİLGİLER	3
2.1 Kayıp Veri	3
2.1.1 Kayıp Veri Mekanizmaları	4
2.1.2 Kayıp Veri Ele Alma Yöntemleri	5
2.2 Kısmi İlişkili Veri(KİV)	9
2.2.1 KİV ile İlgili Literatür Taraması	10
3. GEREÇ VE YÖNTEM	13
3.1 KİV’yi İncelemekte Kullanılan Parametrik Yöntemler	13
3.1.1 İki Örneklem t Testi	13
3.1.2 Bağımlı t Testi	14

3.1.3 Düzeltilmiş z Testi	15
3.1.4 Toplu t testi	15
3.1.5 Ağırlıklı t testi	16
3.1.6 Optimal Toplu t Testi	17
3.1.7 Çoklu Atama Yöntemi	18
3.1.8 Değiştirilmiş En Çok Olabilirliğe Dayalı Test	19
3.2 KİV'yi İncelemekte Kullanılan Parametrik Olmayan Yöntemler	20
3.2.1 KİV'yi İncelemekte Kullanılan Birinci Grup Parametrik Olmayan Yöntemler	21
3.2.2 KİV'yi İncelemekte Kullanılan İkinci Grup Parametrik Olmayan Yöntemler	26
3.3 Benzetim Çalışması	32
4. BULGULAR	34
4.1 KİV'yi İncelemekte Kullanılan Parametrik Yöntemlerle İlgili Uygulama	34
4.2 KİV'yi İncelemekte Kullanılan Parametrik Yöntemlerle İlgili Benzetim Çalışması	35
4.3 KİV'yi İncelemekte Kullanılan Parametrik Olmayan Yöntemlerle ilgili Uygulama	50
4.3.1 Geleneksel Yöntem	50
4.3.2 J. Wilson Tarafından Önerilen Test	51
4.3.3 Brunner ve Neumann Tarafından Önerilen Test	52

4.3.4 P.K. Sen Tarafından Önerilen Test	53
4.3.5 KyungAh Im Tarafından Önerilen Test	55
4.3.6 John Bryant Tarafından Önerilen Test	56
4.3.7 EV için İşaret Testi	58
4.3.8 EOY için Mann-Whitney Wilcoxon testi	59
4.3.9 Mann-Whitney Wilcoxon Testi ile İşaret Testinin Birleştirilmesi ile Elde Edilen Test	60
4.3.10 EV için Wilcoxon İşaretli Sıra Sayılar Testi	61
4.3.11 Wilcoxon Sıra Testi ile Mann-Whitney Wilcoxon Testinin Birleştirilmesiyle Elde edilen Test	62
4.3.12 Yeni İşaret Sıra Testi	62
4.4 KİV'yi İncelemekte Kullanılan Parametrik Olmayan Yöntemlerle İlgili Benzetim Çalışması	64
5. TARTIŞMA	71
6. SONUÇ VE ÖNERİLER	75
7. KAYNAKLAR	77
8. EKLER	
EK-1: Etik Kurul Yazısı	
EK-2: Tez Çalışması Orijinallik Raporu	
9. ÖZGEÇMİŞ	

SİMGELER VE KISALTMALAR

EV	Eşli Veri
EOV	Eşli Olmayan Veri
KİV	Kısmi İlişkili Veri
RK	Rastgele Kayıp
ROK	Rastgele Olmayan Kayıp
TRK	Tamamen Rastgele Kayıp
μ	Kitle ortalaması
Σ	Kovaryans matrisi
S^2	Örneklem varyansı
\bar{X}	Örneklem ortalaması
S	Örneklem standart sapması
r	Örneklem korelasyonu
d	Etki büyüklüğü
n	Örneklem için gözlem sayısı

ŞEKİLLER

Şekil		Sayfa
4.1.	Parametrik yöntemlerde eşit varyans için I. Tip Hata değerleri.	37
4.2.	Parametrik yöntemlerde eşit olmayan varyans için I. Tip Hata değerleri.	39
4.3.	Parametrik yöntemlerde $d=0,2$ için güç değerleri.	46
4.4.	Parametrik yöntemlerde $d=0,4$ için güç değerleri.	47
4.5.	Parametrik yöntemlerde $d=0,6$ için güç değerleri.	48
4.6.	Parametrik yöntemlerde $d=0,8$ için güç değerleri.	49
4.7.	Parametrik olmayan yöntemler için I. Tip Hata değerleri.	66
4.8.	Parametrik olmayan yöntemler için güç değerleri.	70

TABLOLAR

Tablo		Sayfa
4.1.	Parametrik yöntemler uygulama verisi.	34
4.2.	Parametrik yöntemler uygulama verisi için test istatistikleri ve p değerleri.	35
4.3.	Parametrik yöntemlerde $r= 0,1$ ve $r= 0,7$ için I. Tip Hata değerleri. (Eşit Varyans)	36
4.4.	Parametrik yöntemlerde $r= -0,1$ ve $r= -0,7$ için I. Tip Hata değerleri. (Eşit Varyans)	36
4.5.	Parametrik yöntemlerde $r= 0,1$ ve $r= 0,7$ için I. Tip Hata değerleri. (Eşit olmayan varyans)	38
4.6.	Parametrik yöntemlerde $r= -0,1$ ve $r= -0,7$ için I. Tip Hata değerleri. (Eşit olmayan varyans)	38
4.7.	Parametrik yöntemlerde $d=0,2$, $d=0,4$ ve $r=0,1$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)	40
4.8.	Parametrik yöntemlerde $d=0,6$, $d=0,8$ ve $r=0,1$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)	40
4.9.	Parametrik yöntemlerde $d=0,2$, $d=0,4$ ve $r=0,4$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)	41
4.10.	Parametrik yöntemlerde $d=0,6$, $d=0,8$ ve $r=0,4$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)	41
4.11.	Parametrik yöntemlerde $d=0,2$, $d=0,4$ ve $r=0,7$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)	42
4.12.	Parametrik yöntemlerde $d=0,6$, $d=0,8$ ve $r=0,7$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)	43
4.13.	Parametrik yöntemlerde $d=0,2$, $d=0,4$ ve $r=-0,1$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)	43
4.14.	Parametrik yöntemlerde $d=0,6$, $d=0,8$ ve $r=-0,1$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)	44
4.15.	Parametrik yöntemlerde $d=0,2$, $d=0,4$ ve $r=-0,7$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)	44
4.16.	Parametrik yöntemlerde $d=0,6$, $d=0,8$ ve $r=-0,7$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)	45
4.17.	Parametrik olmayan yöntemler uygulama verisi.	50
4.18.	Parametrik olmayan yöntemler uygulama verisi için liste boyunca silme yöntemi çözümü.	50
4.19.	S_1 test istatistiğinin sıra düzeni.	51
4.20.	S_1 test istatistiğinin sıfır hipotezi dağılımı.	51
4.21.	S_2 test istatistiğinin sıra düzeni.	52
4.22.	S_2 test istatistiğinin sıfır hipotezi dağılımı.	53
4.23.	S_3 test istatistiğinin sıra düzeni.	53
4.24.	S_3 test istatistiğinin sıfır hipotezi dağılımı.	54
4.25.	S_4 test istatistiğinin sıra düzeni.	55

4.26.	S_4 test istatistiğinin sıfır hipotezi dağılımı.	56
4.27.	S_5 test istatistiğinin sıra düzeni.	57
4.28.	S_5 test istatistiğinin sıfır hipotezi dağılımı.	58
4.29.	EV için İşaret Testi tablosu.	59
4.30.	T_1 için olasılık değerleri.	59
4.31.	EOV için Mann-Whitney Wilcoxon testi tablosu.	59
4.32.	T_2 için olasılık değerleri.	60
4.33.	T_c için olasılık değerleri.	60
4.34.	EV için Wilcoxon İşaretli Sıra Sayılar Testi tablosu.	61
4.35.	T_{WC} için olasılık değerleri.	61
4.36.	T_{cw} için olasılık değerleri.	62
4.37.	Yeni işaret sıra testi tablosu.	63
4.38.	T_{Yeni} için olasılık değerleri.	64
4.39.	Parametrik olmayan yöntemlerde $r=0,2$, $r= 0,7$, $r= -0,2$ ve $r= -0,7$ için I. Tip Hata değerleri.	65
4.40.	Parametrik olmayan yöntemlerde $d=0,4$, $d=0,8$, $d=1,2$, $d=1,6$, $d=2,0$ ve $r=0,2$ için güç değerleri. $(\alpha=0,05)$	67
4.41.	Parametrik olmayan yöntemlerde $d=0,4$, $d=0,8$, $d=1,2$, $d=1,6$, $d=2,0$ ve $r=0,7$ için güç değerleri. $(\alpha=0,05)$	67
4.42.	Parametrik olmayan yöntemlerde $d=0,4$, $d=0,8$, $d=1,2$, $d=1,6$, $d=2,0$ ve $r=-0,2$ için güç değerleri. $(\alpha=0,05)$	68
4.43.	Parametrik olmayan yöntemlerde $d=0,4$, $d=0,8$, $d=1,2$, $d=1,6$, $d=2,0$ ve $r=-0,7$ için güç değerleri. $(\alpha=0,05)$	69

1. GİRİŞ

Son yıllarda birçok bilim alanında çıkarımsal istatistiğe dayalı yöntemler önemli derecede gelişmiştir. Bu bilim dallarındaki çalışma dizaynlarında eğer kayıp veri yok ise çalışmalarda kolaylıkla istatistiksel analizler yapılarak sonuçlar yorumlanabilir. Ancak eğer çalışmada kayıp veri var ise bu kayıp verileri göz ardı ederek istatistiksel analizler yapmak yanlılığa sebep olur ve testin gücünü azaltır. Çalışmalardaki kayıp verileri de göz önüne alarak istatistiksel analizler yapmak gerekir. Bağımlı gruplar için yapılan çalışmalardaki kayıp veri sorunu kısmi ilişkili veri (KİV) kavramının doğmasına sebep olmuştur(1).

Bu çalışmada genel bilgiler bölümünde öncelikle kayıp veri kavramı üzerinde durulacak ve kayıp veri mekanizmaları tanıtılmaya çalışılacaktır. Daha sonra kayıp veri ele alma yöntemlerine değinilecektir. Sonra da çalışmamızın temelini oluşturan KİV kavramı tanıtılmaya çalışılacaktır. Genel bilgiler bölümünde son olarak KİV ile ilgili daha önce yapılan çalışmalara değinilecektir. Gereç ve yöntem bölümünde KİV'yi incelemekte kullanılan parametrik ve parametrik olmayan yöntemler tanıtılacaktır. Bulgular bölümünde ise parametrik ve parametrik olmayan yöntemler için iki uygulamaya yer verilecektir. Öncelikle geleneksel yöntemlerden uygun olan yöntem kullanılarak parametrik ve parametrik olmayan analizler yapılacaktır. Daha sonra gereç ve yöntem bölümünde tanıtılacak parametrik ve parametrik olmayan yöntemlerin tümü kullanılarak analizler yapılacaktır. Sonra da parametrik ve parametrik olmayan yöntemler için iki benzetim çalışması yapılacaktır. Tartışma bölümünde geleneksel kayıp veri yöntemleri kullanılarak yapılan analiz sonuçları ile çalışmanın gereç ve yöntem bölümünde tanıtılan yöntemler kullanılarak elde edilen analiz sonuçları karşılaştırılıp tartışılacaktır. Sonuç ve öneriler bölümünde ise yapılan çalışma özetlenip konuyla ilgili öneriler sunulacaktır.

Bu çalışmanın amacı, kayıp veri ve KİV kavramlarını açıklamak, geleneksel kayıp veri yöntemlerinden elde edilen analiz sonuçları ile literatür taraması sonucunda bulunan yöntemler ile elde edilen analiz sonuçlarını karşılaştırıp tartışmak, bu yöntemlerden hangisinin daha güçlü olduğunu belirlemektir.

Ülkemizde kayıp veri ile ilgili yapılmış çalışmalar olmakla beraber KİV ile ilgili çalışma yapılmamıştır. Bu çalışma KİV ile ilgili ülkemizdeki ilk çalışma olacaktır. Ayrıca KİV ile ilgili yapılan önceki çalışmalarda geleneksel yöntemler ile yeni yöntemler karşılaştırılmamıştır. Çalışma bu konuda da ilk olacaktır.

2. GENEL BİLGİLER

2.1 Kayıp Veri

Standart bir veri seti düşünülürken, bu veri setinde satırda gözlemler yer alırken sütunda her birim için ölçülen değişkenler yer alır. Kayıp veri ise bu yapıdaki bir veri setindeki değerlerin bazılarının gözlenememesi ile oluşur(2).

Kayıp değerler değişik nedenlerden ortaya çıkar. Kayıp değerler kayıt etmek istenilen ancak kayıt etmekte başarısız olunan gözlemlerden oluşur. Kayıp değerler yapılan analizlerde potansiyel bir yanlılık yaratırlar. Özellikle kayıp değerlerin sayısı çok ise bu yanlılık daha da artar. Kayıp değerler ele alınması gereken önemli bir konudur. Kayıp değerleri bazı faktörler daha da karmaşık hale getirir(3).

1. Kayıp veri çalışmadan çalışmaya değişiklik gösterebilir. Gözlemsel çalışmalarda klinik çalışmalara göre daha yüksek olasılıkla kayıp veriyle karşılaşılır. Bunun sebebi ise gözlemsel çalışmalarda klinik çalışmalara göre daha az kontrolün olmasıdır. Ayrıca klinik çalışmalarda bireyler kolaylıkla izlenebilmektedir. Böylece kayıp veri oluşma olasılığı da gözlemsel çalışmalara göre daha düşüktür(3).
2. Kayıp veri, kayıp veri mekanizmalarından etkilenebilir(3).
3. Kayıp veriye sebep olan nedenlerin bazıları çalışmayla ilgili iken bazıları ise çalışmayla ilgili değildir. Bazı çalışmalarda katılımcılar çalışma devam ederken bir yerden bir yere yer değiştirebilirler. Bu durum çalışmayla ilgili değildir. Bazı durumlar ise çalışmayla ilgilidir. Örneğin yaşam kalitesinin ölçüldüğü bir araştırmada bazı sorular oldukça kişiseldir ve çalışmaya katılanlar bu soruları cevaplamak istemezler. Sonuçta cevap vermeme durumu oluşur. Çalışmadan ayrılma durumu ise uzun süreli çalışmalarda çeşitli nedenlerle katılımcıların çalışmadan ayrılması ile oluşur. Örneğin bir hasta çalışma devam ederken tedavinin yan etkilerinden etkilenir ve çalışmadan ayrılır. Bir diğer kayıp veri sebebi ise aralıklı kayıp veri oluşumudur. Aralıklı kayıp veri oluşumunda katılımcı çalışma boyunca bazı zamanlarda çalışmayı terk eder, ancak bir süre

sonra çalışmaya tekrar dahil olur. Örneğin bir çalışmada klinik ziyaretinin programı katılımcının doğum gününe rastlar ve katılımcı da kliniği ziyaret etmeyerek çalışmaya katılmamış olur. Çalışmayı yürüten kişi kayıp verinin oluşumuna neden olan etkenleri toplamalı ve değerlendirmelidir. Çünkü elde edeceği bu verilerle çalışma stratejisini belirleyebilir(3).

Yukarıda belirtilen nedenlerden ötürü sağlık bilimleri ile sosyal bilimlerde kayıp veriye rastlanılmaktadır ve kayıp veriyi göz ardı ederek analizler yapılırsa tutarlı ve doğru sonuçlara ulaşılamamaktadır(4).

2.1.1 Kayıp Veri Mekanizmaları

Rubin'in çalışmaları da göz önünde bulundurularak kayıp veri mekanizmaları üç kısımda incelenebilir(5). Bunlar tamamen rastgele kayıp (TRK), rastgele kayıp (RK) ve rastgele olmayan kayıp (ROK)'dir(6,7,8).

Bir X değişkeni düşünüldüğünde, bu X değişkenindeki kayıp değerler, X'in kayıp olmayan değerleri ve verideki diğer değişkenlerle ilişkili değil ise kayıp veri mekanizması TRK'dir. Bu bir örnekle açıklanabilir. Bir ilkokulda eğitim araştırmacısı bir çalışma yapmaktadır. Çalışmada öğrencilerin okuma becerileri ölçülmek istenmektedir. Çalışmadan bazı sebeplerle öğrencilerin ayrıldığı düşünülün. Örneğin ölüm, hastalık, ailenin başka yere taşınması. Bu durumda kayıp veri mekanizması TRK'dir. Çünkü kayıp değerler çalışmada kullanılan diğer değişkenlerle ilişkili değildir. X değişkenindeki kayıp değerler, X'in kayıp olmayan değerleriyle ilişkili değil ve verideki diğer değişkenlerle ilişkili ise kayıp veri mekanizması RK'dir. Bu durum aynı örnekten açıklanabilir. Araştırma devam ederken düşük gelirli aileden gelen öğrencilerin diğer öğrencilere göre daha fazla sayıda araştırmadan ayrıldığı varsayalım. Düşük gelirli aileden gelen öğrencilerin araştırmadan daha fazla sayıda ayrılması ile öğrencilerin başarıları arasında ilişki yoktur. Bu örnekte kayıp veri gelir ile ilişkilidir ancak öğrencinin temel başarısı ile ilişkili değildir. Eğer X değişkenindeki kayıp değerler X değişkeninin kayıp olmayan değerleri ve X'in dışındaki diğer değişkenler ile ilişkili ise kayıp veri mekanizması ROK'dir. Eğitim araştırması örneğinde zayıf okuma becerilerine sahip öğrencilerin zor soruları yanıtlamadan geçme olasılığı, yüksek okuma becerisine sahip

öğrencilere göre daha fazladır. Bu örnekte kayıp değerler öğrencinin temel başarısı ile doğrudan ilişkilidir(9).

2.1.2 Kayıp Veri Ele Alma Yöntemleri

Kayıp veri özellikle çıkarımsal istatistiğe dayalı durumlarda karşımıza kolaylıkla çıkan bir durumdur. Yapılacak istatistiksel çıkarımların doğruluğunu ve güvenilirliğini artırmak için kayıp verinin birçok farklı yolla üstesinden gelmeye çalışılmaktadır(10).

Liste Boyunca Silme Yöntemi

Liste boyunca silme yöntemi bir veya daha fazla değişkendeki kayıp değerlerin olduğu gözlemlerin tümünü çalışma dışında bırakır(9,11).

Liste boyunca silme yönteminin dezavantajı, bu yöntem kullanıldığı zaman azaltılmış bir örneklem büyüklüğü ile çalışmaya devam edilir ve tahminler daha az etkili olur. Bu nedenle liste boyunca silme yönteminin kayıp gözlem sayısının küçük ve örneklem büyüklüğünün geniş olduğu durumlarda uygulanması uygun olmaktadır(12).

Liste boyunca silme yöntemi veri TRK varsayımına uyduğu zaman uygulanabilir. Verinin TRK varsayımına uymadığı zaman ise parametre tahminleri yanlış sonuçlar vermektedir. Regresyon analizinde liste boyunca silme yöntemi kayıp olma durumu bağımsız değişkene bağlı olduğu zaman yansız tahminler üretmektedir(13).

Myers'a göre TRK mekanizması altında liste boyunca silme yönteminde de sorunlarla karşılaşmaktadır. Liste boyunca silme yönteminde testin gücü azaldığı için var olan bir ilişkiyi belirleme olasılığı azalmaktadır. Bu durum TRK varsayımının dışındaki durumlarda daha da belirginleşir(14).

Liste boyunca silme yöntemi uygulanması bakımından kolay bir yöntemdir. Kayıp olmayan gözlemler ile çalışıldığından standart istatistiksel yöntemler uygulanabilmektedir(15).

Eşlerin Silinmesi Yöntemi

Eşlerin silinmesi yöntemi analizden analize değerlendirme yaparak ve gözlemleri bu temel üzerinde çıkararak mevcut tüm veriyi kullanmayı düşünür. Eşlerin silinmesi yöntemi kovaryans ya da korelasyon matrisi bağlamında belirtilebilir. Eşlerin silinmesi yönteminde çalışmadaki analizin karşılaştırılabilirliğinin sorunlu olması durumuyla karşılaşılır. Çünkü her bir yapılan analizde gözlemlerin değişik bir altkümesi ile çalışılır. Eşlerin silinmesi yönteminde yansız tahminlere ulaşmak için verinin TRK varsayımına uyması gerekir(9).

Eşlerin silinmesi yöntemi ile çalışıldığında varyans-kovaryans matrisi üzerine yoğunlaşılır. Varyans-kovaryans matrisinin her bir elemanı, o eleman için sahip olduğumuz tüm veriyi kullanmaya çalışır. Ayrıca eşlerin silinmesi yönteminde standart hataları tahmin etmek için kullanabilecek bir yol bulunmamaktadır. Standart hataların tahminini elde etmek için belirli örneklem büyüklükleri ile çalışılması gerekir. Bunu eşlerin silinmesi yönteminde yapmanın yolu yoktur(16).

Ortalama Ataması Yöntemi

Bu yöntem bir değişkenin ortalamasının aynı değişkendeki kayıp değerini yerine atanması ile oluşmaktadır. Ortalama ataması en zayıf yöntemlerden biridir. Kayıp gözlem yerine ortalama değeri koyulduğu zaman değişkendeki varyans azaltılmış ve kovaryans ile korelasyona önemli derecede zarar verilmiş olunur. Eşlerin silinmesi yönteminde olduğu gibi standart hataları tahmin etmek için kullanabilecek bir yol bulunmamaktadır(16).

Ortalama ataması koşulsuz ortalama ataması olarak da bilinir. Ortalama atamasında veri TRK yapısında olsa bile parametre tahminleri yanlı olmaktadır(13).

Ortalama atamasının değişik şekilleri ile karşılaşılmaktadır. Aritmetik ortalama ataması yönteminde mevcut değerlerden her bir değişken için aritmetik ortalama hesaplanır ve kayıp değerler yerine o değişken için bulunan aritmetik ortalama değeri konulur. Avantajı yöntem basittir ve kayıp değerli veriyle başlanılmamış gibi analizler yapılarak sonuçlara ulaşılır(9).

Regresyon Ataması Yöntemi

Regresyon ataması, bir regresyon eşitliğinden elde edilen tahmin edilmiş değerleri kayıp değerlerin yerine atayan yöntem olarak bilinir. Bu yöntemle ilgili sorunlar da ortaya çıkmaktadır. Atama yapılmış değerlerin regresyon doğrusu üzerine düşmesi gerçeği tamamlanmış veride varyasyonun azalmasına neden olur. Regresyon atamasında varyans ve kovaryans terimlerinde yanlılık oluşmaktadır. Bu duruma her bir atanmış değere rastgele seçilmiş hata değeri ekleyerek çözüm bulunmaya çalışılır. Bu durum stokastik regresyon atamasında karşımıza çıkmaktadır. Regresyon atamasında RK mekanizması altında yanlı olmayan sonuçlar üretme durumu oluşmaktadır(9).

Regresyon ataması koşullu ortalama ataması olarak da adlandırılabilir. Yöntemin ilk adımı bir regresyon eşitliği tahmin etmektir. Regresyon eşitliği kayıp gözlemlerin olmadığı değişkenlerden kayıp gözlemlerin olduğu değişkenleri tahmin eder. İkinci adımda kayıp gözlemlerin olduğu değişkenler için tahminde bulunulur ve bulunan değerler ile kayıp değerlerin yeri doldurulur. Böylece tamamlanmış bir veri setine ulaşılır. Regresyon ataması yönteminde de yanlı sonuçlara ulaşılmasına rağmen en zayıf geleneksel yöntem olarak düşündüğümüz ortalama atamasına göre regresyon ataması daha üstündür(13).

Hot Deck Ataması Yöntemi

Hot deck ataması veri setindeki benzer bir donörün değeri ile kayıp değeri yer değiştirir. Bu yöntemde prosedür bir değişkenler kümesinde bir veri dosyasının satırlarını (örnek olarak gözlemler) sıralama ile başlar. Bu adıma *deck* adı verilir. *Deck* değişkenleri araştırmayı yapan kişi tarafından belirlenir. *Deck* değişkenlerinin özellikleri kayıp değer içermemesi, kesikli veya sürekli değerlere sahip olması ve atama yapılacak değişkenle ilişkili olmasıdır. Bu üç özelliğe sahip olan donör özelliğindeki *deck* değişkenleri skorlarını kayıp değerlerin olduğu gözlemlere atamak için sıralanırlar. Bundan sonra kayıp değere sahip olmayan gözlemler rastgele olarak ancak kayıp değer olduğu gözlemlere en yakın olacak şekilde atanırlar. Bu yöntemin etkinliği önemlidir. Çünkü *deck* değişkenleri üzerinde gözlemlerin kayıp değer olduğu gözlemlere atanması, yerine koymadan rastgele örnekleme yöntemiyle olmaktadır. *Hot deck* atamasında bazı durumlarda bazı gözlemler diğer tüm gözlemlere göre benzemeyen özelliklere sahiptirler. Bu nedenle donör olacak

gözlemler ile kayıp gözlemler eşleşmemektedir. Bu durum küçük veri kümelerinde, birçok değişken kullanıldığında, *deck* değişkenleri diğer tüm gözlemlere göre benzemeyen özelliklere sahip gözlemlerden oluştuğunda karşımıza çıkmaktadır. Dezavantajları yanında hot deck yöntemi liste boyunca silme ve eşlerin silinmesi yöntemine göre önemli avantaja sahiptir. *Hot deck* yöntemi kayıp gözlemleri analizden çıkarmayarak tüm veri setini kullanır. Böylece istatistiksel güçteki azalmayı önler(14).

En Çok Olabilirlik Yöntemi

Bu yöntemde belirli bir veri örneklemini üretme olasılığı en yüksek kitle parametreleri tanımlanmaya çalışılır. Örneklem verisini üretme olasılığı en yüksek değerleri elde etme sürecinde ilgilenilen kitle parametreleri için farklı değerleri denediği için en çok olabilirlik yöntemi yinelemeli bir süreçtir. Burada verinin uyumu belirli bir örneklemin göreceli olasılığını hesaplayan bir log olabilirlik değeri ile ölçülür. En çok olabilirlik yönteminde tamamlanmamış bir veri setinden bir ortalama vektörü ile bir kovaryans matrisi tahmin edilmeye çalışılır. Ortalama vektörü μ ile kovaryans matrisi ise Σ ile gösterilmektedir. En çok olabilirlik yöntemi tahmini her bir iterasyonda log olabilirlik değerinin hesaplanması ile mümkün olmaktadır. Her bir bireyin bu log olabilirliği eşitlik 2.1'de belirtildiği gibidir(9).

$$\log L_i = K_i - \frac{1}{2} \log |\Sigma_i| - \frac{1}{2} (y_i - \mu_i)' \Sigma_i^{-1} (y_i - \mu_i) \quad (2.1)$$

i bireyinin skorları y_i ile gösterilmektedir. Ortalama ve kovaryansın parametre tahminleri ise sırasıyla μ ve Σ ile gösterilmektedir. $(y_i - \mu_i)' \Sigma_i^{-1} (y_i - \mu_i)$ terimi Mahalanobis uzaklığıdır. Bu terim tek bir bireyin skoru ile bir iterasyondaki parametre değerleri arasındaki farkı ölçmektedir. Yukarıdaki eşitlikteki değerler toplanarak log olabilirlik değeri elde edilmektedir. Bu log olabilirlik değeri özel bir ortalama ve kovaryans matrisi ile normal dağılımdan gelen örneklem verisinin nispi olasılığını ölçmekte kullanılmaktadır(9).

Çoklu Atama Yöntemi

Tekli atama yöntemleri ile çalışıldığında standart hata hesaplamaları için farklı arayışlara girilmesi gerekir. Tekli atama yöntemini uyguladıktan sonra atanmış

veriye regresyon analizi uygulanırsa standart hataların çok küçük olduğu görülebilir. Bunun nedeni ise atama yapılırken oluşan hataların hesaba dahil edilmemesidir. Tekli atama yönteminde standart hatalarda doğan bu soruna çözüm olarak Rubin (17) çoklu atama yöntemini önermiştir. Z yapılacak atama sayısını göstermek üzere ve $Z \geq 2$ için, Z kere tekrarlı olarak atama yapılır ve kayıp gözlemler doldurulur. $\hat{\theta}_m$ 'yi m 'inci analizde özel bir θ parametresinin tahmini ve \hat{v}_m 'yi tahmin edilen varyans olarak düşünürsek, θ parametresinin tahmini eşitlik 2.2'deki gibi olmaktadır(18).

$$\hat{\theta} = \sum \frac{\hat{\theta}_m}{Z} \quad (2.2)$$

Tahmin edilen varyans ise eşitlik 2.3'teki gibidir(18).

$$\hat{v}^2 = s_w^2 + (1 + Z^{-1}) s_b^2 \quad (2.3)$$

s_w^2 atama içi varyans iken s_b^2 atamalar arası varyans olup eşitlik 2.4 ve 2.5 ile elde edilir(18).

$$s_w^2 = \sum \frac{\hat{v}_m}{Z} \quad (2.4)$$

$$s_b^2 = \sum \frac{(\hat{\theta}_m - \hat{\theta})^2}{(Z-1)} \quad (2.5)$$

Geniş örneklerde θ , $(\hat{\theta} - \theta)/\hat{v}$ ile t dağılımına yakınsar(18).

2.2. Kısmi İlişkili Veri (KİV)

Bağımlı gruplarla (örneğin tedavi öncesi ve tedavi sonrası) çalışmanın avantajı, olası karıştırıcı faktörleri kontrol altına alıyor olmamızdır. Bağımlı gruplarda eğer verinin tümü eşli gözlemlerden oluşuyor ise karıştırıcı faktörler de kontrol altına alınarak klasik yöntemler kullanılıp güvenilir analiz sonuçları elde edilebilir. Bu her zaman böyle olmaz. Kayıp veri bölümünde belirtilen nedenlerden dolayı çalışmalarda kayıp gözlem durumlarıyla karşılaşmaktadır. Böylece veride eşli olmayan gözlemler de yer alabilmektedir(1).

KİV için TRK mekanizması altında bir örnek verilebilir. Göz kırmızılığı için aynı bireyler üzerinde iki farklı tedavi türü arasında karşılaştırma yapılsın. Birinci durumda bazı hastalar ilk tedaviden sonra çalışmayı terk etmektedir. İkinci durumda

bazı hastalar ilk tedaviyi almayı reddetmekte ve sadece ikinci tedaviyi almaktadırlar. Böylece iki alt grubumuz oluşmaktadır. Her iki tedaviyi de alan hastalar için veri eşli veri (EV) olarak oluşmakta iken tedavilerden sadece birini alan alt gruba ait hastalar eşli olmayan veri (EOV)'yi oluşturmaktadır(1).

KİV için diğer bir örnek tedavi öncesi ve tedavi sonrası gruplar için verilebilir. Bu örnekte tedavi sonrası grubundaki bazı bireyler ya anketteki soruları cevaplamamakta ya da izlemeden düşmektedirler. Böylece KİV iki alt gruptan meydana gelmiştir. EV'yi oluşturan tedavi öncesi ve sonrası ölçümlerinin ikisini de elde ettiğimiz alt grup ve EOV'yi oluşturan tedavi öncesi ve sonrası ölçümlerinin sadece birini elde ettiğimiz alt gruptur(19).

Bir çalışmada veri EV ve EOV'nin kombinasyonundan oluşuyorsa bu durumdaki veriye KİV denilmektedir(1).

Dubnicka ve ark.'na göre EV, yeni ve eski tedavilerin herbirine gözlemlerin atandığı durumda oluşur. EV'nin olmadığı durumlar da vardır. Bu durumlarda gözlemler tedavi gruplarının sadece birisine atanır ve iki bağımsız örneklem oluşur(20).

2.2.1. KİV ile İlgili Literatür Taraması

Li ve ark., KİV için iki ortalama farkının güven aralıklarının bulunması ile ilgili olarak çalışma yapmıştır. Li ve ark. iki ortalama farkının güven aralıklarının bulunması ile ilgili bazı yöntemler geliştirmişler ve benzetim çalışması yapmışlardır(21).

Bhoj, KİV için ortalamaların eşitliğini test etmek ile ilgili olarak bir çalışma yapmıştır. Bhoj 1978 yılında yaptığı bu çalışmada iki grupta oluşan kayıp gözlem durumunda iki değişkenli normal dağılımın ortalamasının eşitliğini test etmek için bir istatistik önermiş ve bu istatistiğin dağılımının student t dağılımına yaklaştığını belirtmiştir(22).

Bhoj, KİV için ortalamaların farkı ile ilgili olarak bir çalışma yapmıştır. Bhoj 1984 yılında yaptığı bu çalışmada bazı test istatistikleri tanıtmış ve benzetim çalışması yapmıştır(23).

Campbell, KİV için oranların eşitliğini test etmek ile ilgili olarak bir çalışma yapmıştır. Campbell 2X2'lik bir tablo düzeninde beklenti maksimizasyonu algoritmasını kullanarak en çok olabilirlik tahminlerini elde etmeye çalışmıştır(24).

Choi ve Stablein, KİV için oranların karşılaştırılması ile ilgili olarak bir çalışma yapmıştır. Choi ve Stablein, Monte Carlo yöntemlerini kullanmış ve bazı gözlemlerin çıkarıldığı testlerin tüm gözlemlerin kullanıldığı testlerden daha az güçlü olduğunu belirtmiştir(25).

Ekbohm, KİV için ortalamaların karşılaştırılması ile ilgili olarak bir çalışma yapmıştır. Ekbohm, Monte Carlo tekniği kullanarak beş yöntem arasında karşılaştırma yapmıştır(26).

Guo ve Yuan, KİV için ortalamaların karşılaştırılması ile ilgili olarak bir çalışma yapmıştır. Guo ve Yuan dokuz yöntem tanıtmış ve hangi yöntemin güçlü olduğu ile ilgili benzetim çalışması yapmıştır(19).

Lee ve ark., KİV için ortalama vektörlerinin eşitliği ile ilgili olarak bir çalışma yapmıştır. Lee ve ark. yeni bir düzeltilmiş istatistik önermişlerdir(27).

Li ve ark., KİV için oranların güven aralıklarının bulunması ile ilgili olarak çalışma yapmıştır. Li ve ark. on adet güven aralığı tahmin edicisi önermiş ve bu tahmin edicilerle ilgili benzetim çalışması yapmıştır(28).

Lin, KİV için ortalama farklarının test edilmesi ile ilgili olarak bir çalışma yapmıştır. Lin kovaryans matrisi bilindiğinde ve bilinmediğinde test prosedürlerini açıklamış ve Monte Carlo yöntemini kullanmıştır(29).

Lin ve Stivers, KİV için ortalama farkları ile ilgili olarak bir çalışma yapmıştır. Lin ve Stivers üç yeni test önermiş ve bu testler arasında deneysel güç karşılaştırması yapmıştır(30).

Looney ve Jones, KİV için ortalamaların karşılaştırılması ile ilgili olarak bir çalışma yapmıştır. Looney ve Jones düzeltilmiş z testini önermiş ve benzetim çalışması yapmıştır(31).

Samawi ve ark., KİV için ortancaların karşılaştırılması ile ilgili olarak bir çalışma yapmıştır. Samawi ve ark. on bir adet parametrik olmayan yöntem önermiş ve bu yöntemlerden hangisinin güçlü olduğunu belirlemek için benzetim çalışması yapmıştır(1).

Rempala ve Looney, KİV için iki örneklem randomize testinin asimptotik özellikleri ile ilgili bir çalışma yapmıştır(32).

Samawi ve Vogel, KİV için oranların karşılaştırılması ile ilgili olarak bir çalışma yapmıştır. Samawi ve Vogel, Pearson Ki-Kare testi ve McNemar testine dayalı olarak değişik yöntemler önermiştir ve testlerin gücünü karşılaştırmak için benzetim çalışması yapmıştır(33).

Samawi ve Vogel, KİV için ortalamaların karşılaştırılması ile ilgili olarak bir çalışma yapmıştır. Samawi ve Vogel çalışmada bazı parametrik yöntemler önermişler ve testlerin gücünü benzetim çalışması yaparak karşılaştırmışlardır(34).

Tang ve Tang, KİV için oranların karşılaştırılması ile ilgili olarak bir çalışma yapmıştır. Tang ve Tang bir rastgele mekanizma altında binom dağılımına yakınsayan iki oranın eşitliğini test etmek için test prosedürleri önermiş ve bu testleri bir nörolojik çalışmadan gerçek veri ile örneklendirmiştir(35).

Tang, KİV için ortancaların karşılaştırılması ile ilgili olarak bir çalışma yapmıştır. Tang çalışmada parametrik olmayan beş test önermiş ve Monte Carlo benzetim çalışması ile en güçlü testi belirlemiştir(36).

3. GEREÇ VE YÖNTEM

3.1 KİV'yi İncelemekte Kullanılan Parametrik Yöntemler

KİV'ye uygun olarak X_1 ve X_2 bağımlı iki gruplu verinin (örneğin tedavi öncesi ve tedavi sonrası) gruplarını belirtmek üzere $X_{1,m}$ ve $X_{2,m}$ sırasıyla birinci ve ikinci tedavi ölçümlerini göstermektedir. Burada m göstergesi m 'inci hastayı göstermiş olur. Çalışmada $N=n+n_1+n_2$ olmak üzere, n hem çalışma öncesi hem de çalışma sonrası ölçümleri olan bireyleri gösterir. Yani n , EV için bir gösterim olarak düşünülebilir. $X_{1,m}$, $X_{2,m}$ $m=1, \dots, n$ 'dir. n_1 hasta sadece birinci tedavi ölçümlerini gösterir ve $X_{1,m}$, $m=n+1, \dots, n+n_1$ 'dir. n_2 hasta sadece ikinci tedavi ölçümlerini gösterir ve $X_{2,m}$, $m=n+n_1+1, \dots, n+n_1+n_2$ 'dir. Ayrıca $X_{1,göz} = \{X_{1,m}, m = 1, \dots, n + n_1\}$ ifadesi gözlenmiş birinci tedavi ölçümlerini belirtir. $X_{2,göz} = \{X_{2,m}, m = 1, \dots, n, n + n_1 + 1, \dots, n+n_1+n_2\}$ ifadesi gözlenmiş ikinci tedavi ölçümlerini belirtir. Burada $\mu_1 = \mu_2$ sıfır hipotezine karşı $\mu_1 \neq \mu_2$ alternatif hipotezi test edilmeye çalışılır(19).

3.1.1 İki Örneklem T Testi

$X_{1,göz}$ ve $X_{2,göz}$ sırasıyla μ_1 ve μ_2 ortalamalı iki kitleden alınan bağımsız ve benzer dağılımlı rastgele örnekleme belirtmektedir. $\bar{X}_{1,göz}$ ve $\bar{X}_{2,göz}$ ise sırasıyla $X_{1,göz}$ ve $X_{2,göz}$ 'nin örneklem ortalamalarını göstermektedir. $X_{1,göz}$ ve $X_{2,göz}$ 'nin örneklem varyansları sırasıyla $S^2_{1,göz}$ ve $S^2_{2,göz}$ ile gösterilebilir. $\bar{X}_{l,göz}$ ve $S^2_{l,göz}$ eşitlik 3.1 ve 3.2'de verilmektedir(19). $l=1, 2$ için

$$\bar{X}_{l,göz} = \sum_{X_{l,m} \in X_{l,göz}} X_{l,m} / (n + n_l) \quad (3.1)$$

$$S^2_{l,göz} = \sum_{X_{l,m} \in X_{l,göz}} (X_{l,m} - \bar{X}_{l,göz})^2 / (n + n_l - 1) \quad (3.2)$$

$X_{1,göz}$ ve $X_{2,göz}$ iki bağımsız örneklem olarak kabul edilirse iki kitle ortalamasının eşit olduğunu kabul eden H_0 yokluk hipotezini test etmek için bir yaklaşım bulunmaktadır. Bu yaklaşım eşitlik 3.3'te gösterilmektedir(19).

$$T_{2\delta} = \frac{\bar{X}_{1,göz} - \bar{X}_{2,göz}}{\sqrt{S^2_{1,göz}/(n_1+n) + S^2_{2,göz}/(n_2+n)}} \quad (3.3)$$

Eğer $|T_{2\delta}| > t_{ds_i}(\alpha/2)$ ise yani bulunan T değeri α anlamlık düzeyinde ve ds_i serbestlik derecesi ile bulunan tablo değerinden büyük ise $\mu_1 = \mu_2$ şeklinde kurulan sıfır hipotezi reddedilir. Böylece μ_1 ve μ_2 ortalamalarının birbirinden farklı olduğu sonucuna ulaşılır. ds_i serbestlik derecesi Satterthwaite'nin yöntemi ile saptanabilir(19).

Satterthwaite'nin yöntemi ile hesaplanan ds_i serbestlik derecesine ilişkin formül eşitlik 3.4'te verilmektedir(37).

$$ds_i = \frac{\left[\left(\frac{s_{1,göz}^2}{n_1+n} \right) + \left(\frac{s_{2,göz}^2}{n_2+n} \right) \right]^2}{\frac{1}{n_1+n-1} \left(\frac{s_{1,göz}^2}{n_1+n} \right)^2 + \frac{1}{n_2+n-1} \left(\frac{s_{2,göz}^2}{n_2+n} \right)^2} \quad (3.4)$$

3.1.2 Bağımlı T Testi

Bu yöntem EV üzerinden uygulanmaktadır. $\{(X_{1,m}, X_{2,m}), m=1, \dots, n\}$ şeklinde gösterilebilir. Bir başka deyişle eşli olmayan örnekleme ait gözlemler uygulanacak teste dahil edilmez. Sadece eşli örnekleme ait gözlemler ile t testi uygulanır. Bu testte F_m isimli bir ifade yaratılır. $X_{1,m}$ ve $X_{2,m}$ sırasıyla birinci ve ikinci tedavi ölçümlerini göstermek üzere F_m eşitlik 3.5 ile gösterilmektedir(19).

$$F_m = X_{1,m} - X_{2,m} \quad (3.5)$$

$m=1, \dots, n$ 'dir. F_m eşli gözlemler için birinci ve ikinci tedavi ölçümleri arasındaki fark olarak tanımlanabilir. Bu yaklaşımla ilgili iki eşitlik eşitlik 3.6 ve 3.7'de verilmektedir(19).

$$\bar{F} = \sum_{m=1}^n F_m / n \quad (3.6)$$

$$S^2_F = \frac{\sum_{m=1}^n (F_m - \bar{F})^2}{n-1} \quad (3.7)$$

\bar{F} ve S^2_F ifadeleri sırasıyla F_m 'nin örneklem ortalamaları ve varyanslarını göstermektedir. Test istatistiği ise eşitlik 3.8'de verilmektedir(19).

$$T_{Bağımlı} = \frac{\bar{F}}{S_F/\sqrt{n}} \quad (3.8)$$

$T_{Bağımlı}$ terimi n-1 serbestlik derecesi ile t dağılımına uyar(19).

3.1.3 Düzeltilmiş Z Testi

Looney ve Jones (31) tarafından EOV için bir test üretilmiştir.

Düzeltilmiş z testi iki örneklem t testinin değiştirilmiş şeklidir. Düzeltilmiş z testinde birinci ve ikinci tedavi ölçümleri arasındaki korelasyon devreye girer. Düzeltilmiş z testi için test istatistiği eşitlik 3.9'da verilmektedir(19).

$$Z_{İlişki} = \frac{\bar{X}_{1,göz} - \bar{X}_{2,göz}}{\sqrt{\frac{S^2_{1,göz}}{n_1+n} + \frac{S^2_{2,göz}}{n_2+n} - \frac{2nS_{12}}{(n_1+n)(n_2+n)}}} \quad (3.9)$$

Burada bilinmeyen bazı ifadeler vardır. Bu ifadeler eşitlik 3.10, 3.11 ve 3.12'de verilmektedir(19).

$$S_{12} = \frac{1}{n-1} \sum_{m=1}^n (X_{1,m} - \bar{X}_{1,E})(X_{2,m} - \bar{X}_{2,E}) \quad (3.10)$$

$$\bar{X}_{1,E} = \sum_{m=1}^n X_{1,m} / n \quad (3.11)$$

$$\bar{X}_{2,E} = \sum_{m=1}^n X_{2,m} / n \quad (3.12)$$

H_0 hipotezi altında düzeltilmiş z testi istatistiği $Z_{İlişki}$ asimptotik olarak standart normal dağılıma uyar. Eğer $|Z_{İlişki}| > z(\alpha/2)$ ise yani yukarıda formülünü vererek belirttiğimiz yaklaşımla bulunan $Z_{İlişki}$ değeri α anlamlık düzeyinde bulunan tablo değerinden büyük ise $\mu_1 = \mu_2$ sıfır hipotezi reddedilir ve μ_1 ile μ_2 ortalamalarının birbirinden farklı olduğu sonucuna ulaşılır(19).

3.1.4 Toplu T testi

Samawi ve Vogel iki örneklem t testi ve bağımlı t testini birleştirip bir test önermişlerdir(19).

EOV için örneklem ortalamaları $\bar{X}_{1,EO}$ ve $\bar{X}_{2,EO}$ ile gösterilmekte olup eşitlik 3.13 ve 3.14'te verilmektedir.(19).

$$\bar{X}_{1,EO} = \sum_{m=n+1}^{n+n_1} X_{1,m} / n_1 \quad (3.13)$$

$$\bar{X}_{2,EO} = \sum_{m=n+n_1+1}^{n+n_1+n_2} X_{2,m} / n_2 \quad (3.14)$$

Toplu t testi olarak adlandıracağımız teste ait test istatistiği eşitlik 3.15'te verilmektedir(19).

$$T_{Toplu} = \frac{\bar{F} + (\bar{X}_{1,EO} - \bar{X}_{2,EO})}{\sqrt{\left(\frac{1}{n}\right)S^2_F + \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)S^2_{EO}}} \quad (3.15)$$

S^2_F 'nin formülü bağımlı t testi açıklanırken verilmişti. S^2_{EO} 'nun formülü ise eşitlik 3.16'da verilmektedir(19).

$$S^2_{EO} = \frac{\sum_{m=n+1}^{n+n_1} (X_{1,m} - \bar{X}_{1,EO})^2 + \sum_{m=n+n_1+1}^{n+n_1+n_2} (X_{2,m} - \bar{X}_{2,EO})^2}{n_1 + n_2 - 2} \quad (3.16)$$

T_{Toplu} bir t dağılımına uyar. Bu testte serbestlik derecesine ihtiyacımız bulunur. Bu serbestlik derecesi de Satterthwaite'nin yöntemi kullanılarak hesaplanmakta olup eşitlik 3.17'de verilmektedir(19).

$$ds_t \approx \frac{\left(\frac{1}{n}S^2_F + \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)S^2_{EO}\right)^2}{\frac{\left(\frac{1}{n}S^2_F\right)^2}{n-1} + \left\{\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)S^2_{EO}\right\}^2 / (n_1 + n_2 - 2)} \quad (3.17)$$

Eğer $|T_{Toplu}| > t_{ds_t}(\alpha/2)$ ise yani yukarıda formülünü vererek belirttiğimiz yaklaşımla bulunan T değeri α anlamlık düzeyinde ve ds_t serbestlik derecesi ile bulunan tablo değerinden büyük ise $\mu_1 = \mu_2$ sıfır hipotezi reddedilir ve iki ortalamanın birbirinden farklı olduğu sonucuna ulaşılır(19).

3.1.5 Ağırlıklı T testi

Ağırlıklı t testinde ağırlıklı ortalama alma yöntemi uygulanmaktadır. $S^2_{1,EO}$ ve $S^2_{2,EO}$, EOV için örneklem varyanslarını göstermek üzere ağırlıklı t testi eşitlik 3.18’de verilmektedir(19).

$$T_{Ağırlık} = \sqrt{\gamma} \frac{\bar{X}_{1,EO} - \bar{X}_{2,EO}}{\sqrt{\frac{S^2_{1,EO}}{n_1} + \frac{S^2_{2,EO}}{n_2}}} + \sqrt{1 - \gamma} \frac{\bar{F}}{S_F/\sqrt{n}} \quad (3.18)$$

γ , EOV için kullanılmakta olup eşitlik 3.19’da verilmektedir(19).

$$\gamma = \frac{(n_1 + n_2)}{(n_1 + n_2 + n)} \quad (3.19)$$

Geniş örneklem büyüklüklerinde $T_{Ağırlık}$ standart normal dağılıma yakınsamakta olup testin p değeri doğrudan standart normal dağılımdan hesaplanabilir. Küçük örneklem büyüklüklerinde ise $T_{Ağırlık}$ için bootstrap yöntemi uygulanarak p değeri elde edilebilmektedir(19).

3.1.6 Optimal Toplu T Testi

Optimal toplu t testi, toplu t testinin değiştirilmiş şekli olarak görülebilir. Ortalama fark tahminleri $\hat{\mu}_1 = \bar{F}$ ve $\hat{\mu}_2 = \bar{X}_{1,EO} - \bar{X}_{2,EO}$ ile gösterilmiştir. Toplu t testinde bu iki ortalama farkına eşit ağırlık verilmektedir. Optimal toplu t testinde ise bu iki ortalama farkına varyanslarla ters orantılı ağırlıklar atanmaktadır. $\hat{\mu}_1$ ve $\hat{\mu}_2$ tahminlerinin varyansı sırasıyla $S_1^2 = S_F^2/n$ ve $S_2^2 = S_{1,EO}^2/n_1 + S_{2,EO}^2/n_2$ olduğu için optimal toplu t testi tahmini aşağıdaki eşitliklerdeki gibi gösterilmektedir(19).

$$\hat{\mu} = a_1 \hat{\mu}_1 + a_2 \hat{\mu}_2 \quad (3.20)$$

$$a_1 = S_1^{-2} / a \quad (3.21)$$

$$a_2 = S_2^{-2} / a \quad (3.22)$$

$$a = S_1^{-2} + S_2^{-2} \quad (3.23)$$

Meier'in (38) yaptığı çalışmaları da göz önünde bulundurarak $\hat{\mu}$ 'nün varyansının bir tahmini eşitlik 3.24'de, serbestlik dereceleri eşitlik 3.25 ve 3.26'da verilmektedir(19).

$$S_{\hat{\mu}}^2 = (1 + 4a_1(1-a_1)/ds_1 + 4a_2(1-a_2)/ds_2) / a \quad (3.24)$$

$$ds_1 = n-1 \quad (3.25)$$

$$ds_2 = \left(\frac{S_{1,EO}^2}{n_1} + \frac{S_{2,EO}^2}{n_2} \right)^2 / \left\{ \frac{\left(\frac{S_{1,EO}^2}{n_1} \right)^2}{n_1-1} + \frac{\left(\frac{S_{2,EO}^2}{n_2} \right)^2}{n_2-1} \right\} \quad (3.26)$$

Optimal toplu test istatistiği eşitlik 3.27'de verilmektedir(19).

$$T_{toplu}^0 = \frac{\hat{\mu}}{\sqrt{S_{\hat{\mu}}^2}} \quad (3.27)$$

T_{toplu}^0 , ds_o serbestlik derecesi ile bir t dağılımına yakınsamaktadır. ds_o ise eşitlik 3.28'de gösterilmektedir(19).

$$ds_o = \frac{1}{\frac{a_1^2}{ds_1} + \frac{a_2^2}{ds_2}} \quad (3.28)$$

Eğer $|T_{toplu}^0|$, α anlamlılık seviyesinde tablo değerinden büyük olursa H_0 hipotezi reddedilir(19).

3.1.7. Çoklu Atama Yöntemi

Bilindiği gibi çoklu atama yöntemi kayıp gözlemler için değerler türetir ve eşli olmayan gözlemler eşli gözlemlere dönüşür. Çoklu atama yöntemi sonucunda EOY ortadan kalkar ve tüm veri EV'den oluşur. Çoklu atama yöntemine göre Z adet veri kümesinin yaratıldığı varsayılınsın. Bu durum $\{(X_{1,m}^{(z)}, X_{2,m}^{(z)}), m=1, \dots, N, z=1, \dots, Z\}$ şeklinde gösterilebilir. Her türetilmiş veri seti EV'den oluştuğu için iki tedavi gözlemleri arasındaki fark eşitlik 3.29'daki gibi gösterilebilir(19).

$$\bar{F}_z = \sum_{m=1}^N (X_{1,m}^{(z)} - X_{2,m}^{(z)}) / N \quad (3.29)$$

İlişkili örneklem varyansı S_z ile gösterilebilir ($z=1, \dots, Z$). Z adet atanmış veri birleştirilebilir ve birleştirilmiş ortalama fark $\bar{F}_{\zeta A}$ ile gösterilebilir ve eşitlik 3.30'da verilmektedir(19).

$$\bar{F}_{\zeta A} = \frac{1}{Z} \sum_{z=1}^Z \bar{F}_z \quad (3.30)$$

Çoklu atama yöntemi ile elde edilen örneklem varyansı eşitlik 3.31'de gösterildiği gibidir(19).

$$S_{\zeta A} = W + \left(1 + \frac{1}{Z}\right) B \quad (3.31)$$

$$W = \frac{1}{Z} \sum_{z=1}^Z S_z \quad (3.32)$$

$$B = \sum_{z=1}^Z (F_z - \bar{F}_{\zeta A})^2 / (Z-1) \quad (3.33)$$

W ile gösterilen varyans çoklu atama içi varyans iken B ile gösterilen varyans çoklu atamalar arası varyansdır. Test istatistiği ise eşitlik 3.34'de verilmektedir(19).

$$T_{\zeta A} = \frac{\bar{F}_{\zeta A}}{\sqrt{S_{\zeta A}}} \quad (3.34)$$

Bu yöntem yukarıda görüldüğü gibi t dağılımına uyar. Bundan sonraki aşama ise t dağılımına bağlı olarak serbestlik derecesinin bulunmasıdır. Bununla ilgili iki yaklaşım bulunmaktadır(19).

Rubin ve Shenker'e göre serbestlik derecesi eşitlik 3.35 ile bulunur(39).

$$ds_{\zeta A} = \left[1 + \left(\frac{Z}{Z+1}\right) \frac{W}{B}\right]^2 (Z-1) \quad (3.35)$$

Lipsitz ve ark.'na göre ise serbestlik derecesi eşitlik 3.36 ile bulunur(40).

$$ds_{\zeta A} = \frac{[W + \left(\frac{Z+1}{Z}\right) B]^2}{\frac{W^2}{N-1} + [(\frac{Z+1}{Z})^2 B^2] / (Z-1)} \quad (3.36)$$

3.1.8 Değiştirilmiş En Çok Olabilirliğe Dayalı Test

Değiştirilmiş en çok olabilirliğe dayalı test $\mu_1 - \mu_2$ 'in en çok olabilirlik tahmin edicisine dayalıdır. $\mu_1 - \mu_2$ 'in en çok olabilirlik tahmin edicisinin KİV için uygulanacak bir forma sahip olmaması nedeniyle KİV'nin sadece bir grubu ele alınarak bir test önerilebilir. Bu konuyu ele almak için Lin ve Stivers (30) çalışma yapmıştır. Lin ve Stivers'a göre KİV'nin sadece bir grubunun ele alınmasıyla beraber elde edilen değiştirilmiş en çok olabilirliğe dayalı test en çok olabilirlik tahminine dayalı teste uygun olmaktadır. s_1, s_2 ve r , EV için kullanılacak örneklem standart sapmaları ve örneklem korelasyonudur. $l = 1, 2$ için örneklem standart sapmaları ve örneklem korelasyonu eşitlik 3.37 ve 3.38'de verilmektedir(19).

$$s_l = \sqrt{\sum_{m=1}^n (X_{l,m} - \bar{X}_{l,E})^2 / (n - 1)} \quad (3.37)$$

$$r = S_{12} / (s_1 s_2) \quad (3.38)$$

$\mu_1 - \mu_2$ 'in en çok olabilirlik tahmin edicisi eşitlik 3.39, 3.40 ve 3.41 yardımıyla hesaplanmaktadır(19).

$$\hat{\delta} = \frac{G - H}{(n + n_1)(n + n_2) - n_1 n_2 r^2} \quad (3.39)$$

$$G = n(n + n_2 + n_1 r s_2 / s_1) \bar{X}_{1,E} + n_1(n + n_2(1 - r^2) - n r s_2 / s_1) \bar{X}_{1,E0} \quad (3.40)$$

$$H = n(n + n_1 + n_2 r s_1 / s_2) \bar{X}_{2,E} + n_2(n + n_1(1 - r^2) - n r s_1 / s_2) \bar{X}_{2,E0} \quad (3.41)$$

Test istatistiği eşitlik 3.42 ve 3.43 ile hesaplanmaktadır(19).

$$Z = \frac{\hat{\delta}}{\hat{\gamma}} \quad (3.42)$$

$$\hat{\gamma}^2 = \frac{(n + n_2(1 - r^2))s_1^2 - 2n s_{12} + (n + n_1(1 - r^2))s_2^2}{(n + n_1)(n + n_2) - n_1 n_2 r^2} \quad (3.43)$$

Z değeri $n-1$ serbestlik derecesi ile t dağılımına yakınsar(19).

3.2. KİV'yi İncelemekte Kullanılan Parametrik Olmayan Yöntemler

KİV'i incelemekte kullanılan parametrik olmayan yöntemler iki grupta incelenebilir.

3.2.1. KİV'yi İncelemekte Kullanılan Birinci Grup Parametrik Olmayan Yöntemler

KİV'ye uygun olarak V_1 ve V_2 bağımlı iki gruplu verinin gruplarını belirtmekte olup V_1 ve V_2 marjinal dağılımları aynı ve sürekli veri türünde iki değişkenli dağılım şeklinde gruplar olarak alınmaktadır. EV'ye uygun olarak n eşli gözlemler, EOY'ye uygun olarak n_1 ve n_2 eşli olmayan gözlemler alınmaktadır. n_1 eşli olmayan gözlemler sadece Y_1 üzerinde mevcut iken n_2 eşli olmayan gözlemler sadece Y_2 üzerinde mevcuttur. Bu durum aşağıda gösterilmektedir(36).

$$V_1: v_{1,1}, v_{1,2}, \dots, v_{1,n}, v_{1,n+1}, \dots, v_{1,n+n_1}$$

$$V_2: v_{2,1}, v_{2,2}, \dots, v_{2,n}, \quad v_{2,n+n_1+1}, v_{2,n+n_1+2}, \dots, v_{2,n+n_1+n_2}$$

$$v_{i,j} = i. \text{ grup ve } j. \text{ eş'den gözlem (36)}$$

KİV'ye uygun olarak bu çeşit veri $n-n_1-n_2$ yapısında gösterilmektedir. Aşağıda belirtilen testlerin yapılabilmesi için bazı varsayımlara ihtiyaç duyulur. Kayıp değerler verideki diğer değişkenlerle yani kayıp olmayan değerlerle ilişkili değildir. Buna örnek olarak TRK kayıp veri mekanizması verilebilir. İki değişkene ait kitleler sürekli veri türündedir ve dağılımları aynı şekle sahiptir. Bu varsayımlar altında sıfır ve alternatif hipotezin aşağıdaki şekilde olduğu varsayılır(36).

$$H_0 : O_1 = O_2$$

$$H_0 : O_1 > O_2$$

O_1 ve O_2 kitle ortancalarıdır. Burada alternatif hipotez tek yönlüdür(36).

J. Wilson Tarafından Önerilen Test

S_1 test istatistiğinde EV için işaret testi ve EOY için ise Wilcoxon sıra toplam testine dayalı olarak analiz yapılmaktadır. EV için işaret testi uygulamadaki düşünce,

her bir eş içindeki iki değeri sıralayıp 1 veya 2 değerlerinden birini vermek ve elimizde bulunan iki gruptan bir grubu seçip o grubun toplamını almaktır. Alternatif hipotez birinci grubun ortancasının ikinci grubun ortancasından büyük olduğu şeklinde kurulduğu için V_1 grubuna göre toplamlar alınacaktır(36).

$$R_{j1} = \begin{cases} 1 & \text{eğer } v_{1,j} < v_{2,j}, j = 1, \dots, n \\ 2 & \text{eğer } v_{1,j} > v_{2,j}, j = 1, \dots, n \end{cases} \quad (3.44)$$

EV için test istatistiği eşitlik 3.45'te verilmektedir(36).

$$S_{c1} = \sum_{j=1}^n R_{j1} \quad (3.45)$$

EOV için ise farklı bir yol izlenmektedir. Öncelikle gözlemler birleştirilir(36).

$$v_{1,n+1}, \dots, v_{1,n+n_1}, v_{2,n+n_1+1}, \dots, v_{2,n+n_1+n_2}$$

n_1+n_2 gözlem arasında sıralama yapılır ve gözlemlere 1'den başlamak üzere sıra numaraları verilir. Elimizde bulunan iki gruptan biri seçilip o grubun toplamı alınacağı söylenmişti. Alternatif hipoteze göre V_1 grubuna göre toplamlar alınmıştır. V_1 grubundaki her bir gözlemin sıra numaraları r_j olarak ve EOV için test istatistiği S_r ile gösterilebilir(36).

$$S_r = \sum_{j=n+1}^{n+n_1} r_j \quad (3.46)$$

S_1 test istatistiği şu şekilde tanımlanabilir(36).

$$S_1 = S_{c1} + S_r \quad (3.47)$$

Brunner ve Neumann Tarafından Önerilen Test

S_2 test istatistiğinde EV ve EOV için bir Wilcoxon sıra toplam testine dayalı olarak analiz yapılmaktadır(36).

EV için V_1 ve V_2 gruplarında bulunan gözlemler bir araya getirilir(36).

$$v_{1,1}, \dots, v_{1,n}, v_{2,1}, \dots, v_{2,n}$$

Daha sonra bu gözlemler sıralanır ve 1'den başlamak üzere sıra numaraları verilir. V_1 grubundaki her gözlemin sırasını belirten değer R_{j2} ile gösterilebilir. EV için test istatistiği S_{c2} ile gösterilir ve eşitlik 3.48'de verilmektedir(36).

$$S_{c2} = \sum_{j=1}^n R_{j2} \quad (3.48)$$

EOV için test istatistiği S_r ile gösterilir ve S_r test istatistiği S_1 için belirtildiği şekildedir(36).

S_2 test istatistiği eşitlik 3.49'da gösterildiği gibidir(36).

$$S_2 = S_{c2} + S_r \quad (3.49)$$

P.K. Sen Tarafından Önerilen Test

S_3 test istatistiğinde EV için bir sıra toplam testi ile EOV için bir Wilcoxon sıra toplam testine dayalı analizler yapılmaktadır(36).

EV için μ_j , j eş içindeki iki gözlemlenmiş değerlerin ortalaması olmak üzere sıralama yapılmadan önce gözlemlenen değerlerden her eşin ortalaması çıkartılır(36).

$$\hat{v}_{i,j} = v_{i,j} - \mu_j \quad (3.50)$$

Yukarıdaki eşitlikten elde ettiğimiz V_1 ve V_2 gruplarına ait değerler bir araya getirilir(36).

$$\hat{v}_{1,1}, \dots, \hat{v}_{1,n}, \hat{v}_{2,1}, \dots, \hat{v}_{2,n}$$

Daha sonra bir araya getirilen gözlemler en küçük değere 1 sırasını vermek üzere sıralanır. R_{j3} , V_1 grubundaki her gözlemin sırası olmak üzere EV için test istatistiği S_{c3} ile gösterilir ve eşitlik 3.51'de verilmektedir(36).

$$S_{c3} = \sum_{j=1}^n R_{j3} \quad (3.51)$$

Böylece S_3 test istatistiğini bulmak için her değere sahip olunur. S_r değeri S_1 test istatistiği için elde ettiğimiz değerle aynı olmak üzere S_3 test istatistiği eşitlik 3.52'deki gibi gösterilebilir(36).

$$S_3 = S_{c3} + S_r \quad (3.52)$$

KyungAh Im Tarafından Önerilen Test

KyungAh Im tarafından önerilen S_4 test istatistiğinde S_1, S_2, S_3 test istatistiklerinde kullandığımız varsayımlara ek olarak bir varsayıma daha ihtiyaç duyulur. Bu varsayım iki kitlenin kendi ortancaları O_1 ve O_2 etrafında simetrik dağıldığıdır(36).

EV için her eşte f_j ile gösterilen fark değeri hesaplanır(36).

$$f_j = v_{1,j} - v_{2,j} \quad (3.53)$$

Ayrıca $s(f_j)$ olarak gösterilen bir terim oluşturulur(36).

$$s(f_j) = \begin{cases} 1 & \text{eğer } f_j > 0 \text{ ise, } j = 1, \dots, n \\ 0 & \text{eğer } f_j < 0 \text{ ise, } j = 1, \dots, n \end{cases}$$

Daha sonra farkların mutlak değeri sıralanır. Bu değer $r(|f_j|)$ ile gösterebilir. EV için test istatistiği eşitlik 3.54'deki verilmektedir(36).

$$S_{c4} = \left\{ \sum_{j=1}^n r(|f_j|) * s(f_j) - \sum_{j=1}^n r(|f_j|) * [1 - s(f_j)] \right\} \quad (3.54)$$

Eşitlik 3.54'deki $s(f_j)$ terimi ise 0,5 beklenen değeri ile bağımsız Bernoulli raslantı değişkenleridir. S_{c4} test istatistiği sıfır değeri etrafında simetriye sahiptir(36).

EOV için ise S_r^* diye gösterilen bir değer bulunur. S_r^* eşitlik 3.55'te verilmektedir(36).

$$S_r^* = S_r - \mu \quad (3.55)$$

S_r , EOV için S_1 test istatistiğinde bulunan değerle aynıdır. μ olarak gösterilen ortalama $n_1(n_1+n_2+1)/2$ değerine eşittir ve ifade olarak da V_1 grubu için sıraların beklenen değerleri toplamıdır(36).

S_4 test istatistiği S_{c4} ile S_r^* değerlerinin toplamından elde edilen değer olacaktır(36).

John Bryant Tarafından Önerilen Test

John Bryant tarafından önerilen S_5 test istatistiği Mann-Whitney U testine dayalı olan bir test istatistiğidir. Bu testte EV ve EOV olan tüm gözlemler bir araya getirilir(36).

$$v_{1,1}, \dots, v_{1,n}, v_{1,n+1}, \dots, v_{1,n+n_1}, v_{2,1}, \dots, v_{2,n}, v_{2,n+n_1+1}, \dots, v_{2,n+n_1+n_2}$$

Gözlemler en küçükten en büyüğe doğru sıralanır. En küçüğe 1 sırası verilmek üzere tüm gözlemlere sıra numarası verilir. R_{j5}, V_1 grubunun her gözleminin sırasıdır. Test istatistiği eşitlik 3.56'da verilmektedir(36).

$$S_5 = \sum_{j=1}^{n+n_1} R_{j5} \quad (3.56)$$

$S_1 - S_5$ Test İstatistikleri için Sıfır Hipotezi Dağılımları

$S_1 - S_5$ test istatistiklerinde sıfır hipotezi dağılımı için permütasyon algoritması yönteminin uygulanması gerekmektedir(36).

Permütasyon algoritması EV ve EOV için farklı şekilde uygulanmaktadır. EV için 2^n tane olası düzen vardır. 4 tane eşli olan veri, 2 tane Y_1 'de gözlenen Y_2 'de gözlenmeyen veri, 3 tane Y_1 'de gözlenmeyen Y_2 'de gözlenen veri alalım. Bu veri 4-2-3 düzenindedir(36).

S_1 test istatistiğinde EV için için sıra düzeni aşağıdaki gibi olmaktadır(36).

(1,1,1,1), (1,1,1,2), (1,1,2,1), (1,1,2,2), (1,2,1,1), (1,2,1,2), (1,2,2,1), (1,2,2,2),

(2,1,1,1), (2,1,1,2), (2,1,2,1), (2,1,2,2), (2,2,1,1), (2,2,1,2), (2,2,2,1), (2,2,2,2)

S_3 test istatistiğinde Y_1 'in değeri 4 iken Y_2 'nin değeri 5, Y_1 'in değeri 2 iken Y_2 'nin değeri 7, Y_1 'in değeri 6 iken Y_2 'nin değeri 3, Y_1 'in değeri 8 iken Y_2 'nin değeri 1 olmaktadır(36).

S_4 test istatistiğinde EV için sıra toplamı pozitif farkların sıra toplamından negatif farkların sıra toplamının çıkarılmasıyla bulunur(36).

$$-8, -6, -4, -2, 0, 2, 4, 6, 8$$

S_2 ve S_5 test istatistikleri için gözlemler üzerinden analizler yapılır ve sıralar bulunur(36).

EOV için ise durum farklıdır. Sıra toplamı n_1+n_2 'dir. Bu toplamdan n_1 sıranın seçilmesi gerekir. Böylece $\binom{n_1+n_2}{n_1}$ tane olası sonuç vardır. Örnekte veri düzeni 4-2-3 şeklindedir. V_1 için olası değerler aşağıdaki gibi olacaktır(36).

$$(1,2), (1,3), (1,4), (1,5), (2,3), (2,4), (2,5), (3,4), (3,5), (4,5)$$

$S_1 - S_5$ 'in olasılık dağılımları eşitlik 3.57'deki biçimdedir(36).

$$P(S_d = s_d) = \frac{N(s_d)}{2^{n_*} \binom{n_1+n_2}{n_1}} \quad (3.57)$$

$$d=1,2,3,4,5 \text{ dir.}$$

3.2.2 KİV'yi İncelemekte Kullanılan İkinci Grup Parametrik Olmayan Yöntemler

TRK varsayımı altında KİV'ye uygun olarak X ve Y bağımlı iki gruplu verinin gruplarını belirtmek üzere birinci ve ikinci tedavi grupları için n adet gözlemden oluşan EV olduğu düşünülün. EV için n adet gözlem $\{(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)\}$ şeklinde gösterilebilir. EV için n adet gözlemin özellikleri marjinal dağılımlarının aynı olması ve sürekli veri türünde bulunmasıdır. EOV için ise $\{X_1, X_2, \dots, X_{n_1}\}$ ve $\{Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2}\}$ sırasıyla birinci ve ikinci tedavi grupları için bağımsız gözlemleri göstermektedir. x gözlemlerinin bağlı bulunduğu kitle $F_X(x)$, y

gözlemlerinin bağlı bulunduğu kitle $F_Y(y)$ 'dir. $F_X(x)$ ve $F_Y(y)$ 'nin benzer dağılımlara sahip olduğu varsayılmaktadır. Bu hipotez testinde sıfır hipotezi ortancaların eşit olduğu anlamına gelen $O_1=O_2$ iken alternatif tek yönlü hipotez birinci grubun ortancasının ikinci grubun ortancasından büyük olduğu anlamına gelen $O_1>O_2$ olduğu varsayılacaktır. $O_1, F_X(x)$ 'in ortanca ölçüsü iken $O_2, F_Y(y)$ 'nin ortanca ölçüsüdür(1).

EV için İşaret Testi

EV için n adet gözlem bulunmak üzere bu durum aşağıdaki şekilde gösterilebilir(1).

$$\{(X_i, Y_i), i=1,2,\dots,n\}$$

EV için işaret testinin ilk aşamasında $X>Y$ olanlar için +, $X<Y$ olanlar için - işareti konulur. EV için işaret testinde $X=Y$ durumunda 0 işareti konmaz. $X=Y$ durumları değerlendirmeye alınmadan göz ardı edilerek çalışma dışında bırakılır. EV için işaret testinde test istatistiği + olan durumların sayısıdır. EV için işaret testi test istatistiği T_1 ile gösterilmek üzere T_1 test istatistiği eşitlik 3.58'de verilmektedir(1).

$$T_1 = \sum_{i=1}^n G(X_i > Y_i) \quad (3.58)$$

$$G(X_i > Y_i) \begin{cases} 1 \text{ eğer } X_i > Y_i \text{ ise} \\ 0 \text{ diğer durumlarda} \end{cases}$$

Genel olarak $F_i = X_i - Y_i, i=1,2,\dots,n$ şeklinde bir gösterimde bulunulabilir. Test istatistiği eşitlik 3.59'daki şekilde yazılabilir(1).

$$T_1 = \sum_{i=1}^n G(F_i > 0) \quad (3.59)$$

EV için işaret testinde iki durum söz konusudur. Eğer gözlem sayısı 20'den az ise ($n \leq 20$) dağılım binom dağılımına yakınsar ve $\text{Bin}(n, p=1/2)$ şeklinde gösterilebilir. Eğer gözlem sayısı 20'den fazla ise ($n > 20$) T_1 test istatistiği normal dağılıma yakınsar ve $T_1 \sim N(\frac{n}{2}, \frac{n}{4})$ şeklinde gösterilebilir. z değeri ise eşitlik 3.60'daki şekilde bulunur(1).

$$Z_1 = \frac{T_1 - \left(\frac{n}{2}\right) L}{\sqrt{\frac{n}{4}}} \rightarrow N(0,1) \quad (3.60)$$

EOV için Mann-Whitney Wilcoxon Testi

EOV için $\{X_1, X_2, \dots, X_{n_1}\}$ ve $\{Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2}\}$ sırasıyla birinci ve ikinci tedavi grupları için iki bağımsız örnekleme gösteriyordu. X ve Y'nin dağılımlarının aynı şekilde sahip olduğu varsayımı altında EOV için Mann-Whitney Wilcoxon testi test istatistiği T_2 olarak gösterilsin. T_2 test istatistiğini bulmak için ilk aşamada $X > Y$ olanlar için +, $X < Y$ olanlar için ise - işareti konulur. T_2 test istatistiği + olan durumların sayısıdır. T_2 test istatistiği eşitlik 3.61'de belirtildiği gibidir(1).

$$T_2 = \sum_{j=1}^{n_1} \sum_{k=1}^{n_2} G(X_j > Y_k), \quad (3.61)$$

$$G(X_j > Y_k) \begin{cases} 1 & \text{eğer } X_j > Y_k \text{ ise} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

T_2 'nin beklenen değeri ve varyansı eşitlik 3.62 ve 3.63'deki gibidir(1).

$$E(T_2) = \frac{n_1 n_2}{2} \quad (3.62)$$

$$\text{Var}(T_2) = \frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12} \quad (3.63)$$

Geniş örneklemlerde T_2 test istatistiği normal dağılıma yakınsar ve z değeri eşitlik 3.64'te verilmektedir(1).

$$Z_2 = \frac{T_2 - \left(\frac{n_1 n_2}{2}\right) L}{\sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}}} \rightarrow N(0,1) \quad (3.64)$$

Mann-Whitney Wilcoxon Testi ve İşaret Testinin Birleştirilmesi ile Elde Edilen Test

Durum 1: Küçük örneklem büyüklükleri

EV için işaret testi ile EOY için Mann-Whitney Wilcoxon testi birleştirilerek yeni bir test prosedürü oluşturulabilir. Oluşturulan bu teste ait test istatistiği T_c ile gösterilmek üzere T_c test istatistiği iki testten elde edilen test istatistiklerinin toplamına eşittir(1).

$$T_c = T_1 + T_2 \quad (3.65)$$

$0 < \gamma < 1$ olmak üzere test istatistiği eşitlik 3.66'daki gibi gösterilebilir(1).

$$T_\gamma = \gamma T_1 + (1-\gamma) T_2 \quad (3.66)$$

Bu testin p değeri ise aşağıdaki formüllerle bulunur(1).

$$P_{n_1, n_2} (l) = P_{H_0}(T_2=l), l=0,1,2,\dots,n_1 n_2 \quad (3.67)$$

$$P_n (i) = P_{H_0}(T_1=i) = \binom{n}{i} \left(\frac{1}{2}\right)^n, i=0,1,2,\dots,n \quad (3.68)$$

$$P (T_c = t) = \sum_{l+i=t} P_{n_1, n_2} (l) P_n (i), t=0,1,2,\dots, n_1 n_2 + n \quad (3.69)$$

$$P (T_\gamma = t) = \sum_{\gamma l + (1-\gamma)i=t} P_{n_1, n_2} (l) P_n (i) \quad (3.70)$$

Durum 2: Büyük örneklem büyüklükleri

Geniş örneklem büyüklükleri için $\frac{n}{n+n_1+n_2} \rightarrow \gamma$ olarak alınırsa z değeri ve

T_Z eşitlik 3.71 ve 3.72'deki belirtildiği gibidir(1).

$$Z_0 = \frac{T_1 + T_2 - \left(\frac{n_1}{2} + \frac{n_1 n_2}{2}\right)}{\sqrt{\frac{n_1 + n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{4} \cdot \frac{1}{12}}} \xrightarrow{L} N(0,1) \quad (3.71)$$

$$T_Z = \sqrt{\gamma} Z_1 + \sqrt{1-\gamma} Z_2 \xrightarrow{L} N(0,1) \quad (3.72)$$

EV için Wilcoxon İşaretli Sıra Sayılar Testi

EV için X_i ve Y_i sırasıyla $F_X(x)$ ve $F_Y(y)$ kitlelerine ait gözlemleri göstermekteydi. $F_i = X_i - Y_i$, $i=1,2,\dots,n$ olarak alınsın. F_i pozitif ise G_i şeklinde

gösterdiğimiz bir gösterge kullanılacaktır. Ayrıca $|F|_{(1)} < \dots < |F|_{(n)}$ sıralı mutlak değerleri göstermektedir. EV için Wilcoxon İşaretli Sıra Sayılar testine ait test istatistiği T_{WC} ile gösterilmek üzere T_{WC} eşitlik 3.73 ile bulunur(1).

$$T_{WC} = \sum_{i=1}^n i G_i = \sum_{i=1}^n R_i s(F_i) \quad (3.73)$$

R_i , $|F_i|$ 'nin sırasını göstermektedir ve $G_i = s(F_i)$ 'dir. Eğer $F_i > 0$ ise $s(F_i) = 1$ 'dir. Eğer $F_i < 0$ ise $s(F_i) = 0$ 'dır. T_{WC} 'nin beklenen değeri, varyansı ve z değeri eşitlik 3.74, 3.75 ve 3.76'da verilmektedir(1).

$$E(T_{WC}) = \frac{n(n+1)}{4} \quad (3.74)$$

$$\text{Var}(T_{WC}) = \frac{n(n+1)(2n+1)}{24} \quad (3.75)$$

$$Z_{WC} = \frac{T_{WC} - [n(n+1)/4]}{\sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}}} \xrightarrow{L} N(0,1) \quad (3.76)$$

Küçük örneklem büyüklükleri için ise T_{WC} , $p=1/2$ ile Bernoulli dağılımına yakınsar(1).

Wilcoxon Sıra Testi ile Mann-Whitney Wilcoxon Testinin Birleştirilmesiyle Elde Edilen Test

Durum 1: Küçük örneklem büyüklükleri

Test istatistiği ve sıfır hipotezi dağılımı aşağıdaki eşitliklerde belirtildiği gibi bulunur(1).

$$1. T_{cw} = T_{WC} + T_2 \quad (3.77)$$

$$2. 0 < \gamma < 1 \text{ olmak üzere, } T_{\gamma w} = \gamma T_{WC} + (1-\gamma) T_2 \quad (3.78)$$

$$P_{n_1, n_2}(l) = P_{H_0}(T_2 = l), l=0,1,2,\dots, n_1 n_2 \quad (3.79)$$

$$P_{wn}(b) = P_{H_0}(T_{WC} = b) = \frac{\bar{P}_{wn}(b)}{2^n}, b=0,1,2,\dots, \frac{n(n+1)}{2} \quad (3.80)$$

$$1. P(T_{CW} = t) = \sum_{l+b=t} \sum P_{n_1, n_2}(l) P_{Wn}(b), t=0,1,2,\dots, n_1 n_2 + \frac{n(n+1)}{2} \quad (3.81)$$

$$2. P(T_{\gamma W} = t) = \sum_{\gamma l + (1-\gamma)b=t} \sum P_{n_1, n_2}(l) P_{Wn}(b) \quad (3.82)$$

Durum 2: Büyük örneklem büyüklükleri

$\frac{n}{n+n_1+n_2} \rightarrow \gamma$ olmak üzere z değeri ve T_Z eşitlik 3.83 ve 3.84'te belirtildiği gibidir(1).

$$1. Z_{CW} = \frac{T_{WC} + T_2 - \left[\frac{n(n+1)}{4} + \frac{n_1 n_2}{2} \right]}{\sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24} + \frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}}} \xrightarrow{L} N(0,1) \quad (3.83)$$

$$2. T_Z = \sqrt{\gamma} Z_{WC} + \sqrt{1-\gamma} Z_2 \xrightarrow{L} N(0,1) \quad (3.84)$$

Yeni İşaret Sıra Testi

Bu test için $F_i = X_i - Y_i$, $i=1,2,\dots,n$, $F_{jk} = X_j - Y_k$, $j=1,2,\dots,n_1$, $k=1,2,\dots,n_2$ ve $N = n + n_1 n_2$ olarak alınır. $FF_1 = F_1, \dots, FF_n = F_n$; $FF_{n+1} = F_{11}, \dots, FF_{n_1 n_2} = FF_N$ 'dir. FF_m pozitif ise G_m bir gösterge olarak kullanılacaktır. Burada $m=1,2,\dots,N$ 'dir ve $|FF|_{(1)} < \dots < |FF|_{(N)}$ sıralı mutlak değerlerdir. T_{Yeni} eşitlik 3.85'te verilmektedir(1).

$$T_{Yeni} = \sum_{m=1}^N m G_m = \sum_{m=1}^N R_m s(FF_m) \quad (3.85)$$

Yukarıdaki eşitlikte R_m , $|FF_m|$ 'nin sırasını göstermektedir ve $G_m = s(FF_m)$ 'dir. T_{Yeni} 'nin sıfır hipotezi dağılımı eşitlik 3.86'da verilmektedir(1).

$$P(T_{Yeni}=t) = \frac{1}{\binom{N}{n}} \sum_{m=1}^{2N} P_m(T_{WC} = t_{WC}) P_m(T_2 = t - t_{WC}), t=0,1,2,\dots, \frac{N(N+1)}{2} \quad (3.86)$$

T_{Yeni} 'nin beklenen değeri ve varyansı eşitlik 3.87 ve 3.88'de verilmektedir(1).

$$E(T_{Yeni}) = \frac{N(N+1)}{2 \binom{N}{2}} \quad (3.87)$$

$$V(T_{Yeni}) = \frac{4N(N+1)(2N+1)\binom{N}{2} - 6N^2(N+1)^2}{24\binom{N}{2}^2} \quad (3.88)$$

T_{Yeni} 'nin asimptotik dağılımı eşitlik 3.89'daki gibidir(1).

$$Z_{Yeni} = \frac{T_{Yeni} - E(T_{Yeni})}{\sqrt{V(T_{Yeni})}} \xrightarrow{L} N(0,1) \quad (3.89)$$

3.3 Benzetim Çalışması

Çalışmada parametrik ve parametrik olmayan yöntemler için olmak üzere iki benzetim çalışması yapılmıştır. Benzetim çalışması R versiyon 3.5.1 (41) programı kullanılarak gerçekleştirilmiş ve parametrik ve parametrik olmayan yöntemler için fonksiyon yazılmıştır. Bu süreçte, ‘‘ggplot2’’ (42), ‘‘Amelia’’ (43) ve ‘‘MASS’’ (44) paketlerinden yararlanılmıştır.

Parametrik yöntemler için yapılan benzetim çalışmasında çok değişkenli dağılımdan 60 bireyden oluşan kayıp değerlerin olmadığı bir veri seti türetilmiştir. Bu veri setinin rastgele %10'u, %30'u ve %50'si silinmiştir. Her bir testin I. tip hata oranı hesaplanırken etki büyüklüğü (d) sıfır olmak üzere pozitif zayıf ($r=0,1$), pozitif yüksek ($r=0,7$), negatif zayıf ($r=-0,1$) ve negatif yüksek ($r=-0,7$) korelasyonlarda veri türetilmiş ve verinin rastgele %10'u, %30'u ve %50'si silinmiştir. Daha sonra çalışmada tanıtılan sekiz yöntem ile liste boyunca silme yöntemi uygulanmış ve 1000 denemede 0,05'ten küçük sonuçların toplam sayısı alınmıştır. Eşit varyans durumu için I. tip hata oranı hesaplanırken birinci ve ikinci grubun varyansı 1 olarak alınmıştır. Eşit olmayan varyans durumu için I. tip hata oranı hesaplanırken birinci grubun varyansı 1 ve ikinci grubun varyansı 2 olarak alınmıştır. Güç hesaplanırken dört etki büyüklüğü (0,2, 0,4, 0,6, 0,8) belirlenmiş ve pozitif zayıf ($r=0,1$), pozitif orta ($r=0,4$), pozitif yüksek ($r=0,7$), negatif zayıf ($r=-0,1$) ve negatif yüksek ($r=-0,7$) korelasyonlarda veri türetilmiş ve verinin rastgele %10'u, %30'u ve %50'si silinmiştir. Etki büyüklüğü belirlenirken iki grubun varyansları 1 olarak alınmıştır. Daha sonra çalışmada tanıtılan sekiz yöntem ile liste boyunca silme yöntemi uygulanmış ve 1000 denemede 0,05'ten küçük sonuçların toplam sayısı alınmıştır.

Parametrik olmayan yöntemler için yapılan benzetim çalışmasında 10 bireyden oluşan kayıp değerlerin olmadığı bir veri seti türetilmiştir. Bu veri setindeki 20 gözlemin 5 gözlemi (%25'i) silinmiş ve 5-2-3 yapısına dönüştürülmüştür. Her bir testin I. tip hata oranı hesaplanırken etki büyüklüğü sıfır olmak üzere pozitif zayıf ($r=0,2$), pozitif yüksek ($r=0,7$), negatif zayıf ($r=-0,2$) ve negatif yüksek ($r=-0,7$) korelasyonlarda veri türetilmiş ve verinin %25'i silinmiştir. Daha sonra çalışmada tanıtılan on bir yöntem ile liste boyunca silme yöntemi uygulanmış ve 1000 denemede 0,05'ten küçük sonuçların toplam sayısı alınmıştır. I. tip hata oranı hesaplanırken birinci ve ikinci grubun varyansları 1 olarak alınmıştır. Güç hesaplanırken beş etki büyüklüğü (0,4, 0,8, 1,2, 1,6, 2,0) belirlenmiş pozitif zayıf ($r=0,2$), pozitif yüksek ($r=0,7$), negatif zayıf ($r=-0,2$) ve negatif yüksek ($r=-0,7$) korelasyonlarda veri türetilmiş ve verinin %25'i silinmiştir. Daha sonra çalışmada tanıtılan on bir yöntem ile liste boyunca silme yöntemi uygulanmış ve 1000 denemede 0,05'ten küçük sonuçların toplam sayısı alınmıştır. Etki büyüklüğü belirlenirken birinci grubun ortancasının ikinci grubun ortancasından büyük olduğu varsayılmış ve iki grubun varyansları 1 olarak alınmıştır.

4. BULGULAR

4.1 KİV'yi İncelemekte Kullanılan Parametrik Yöntemlerle İlgili Uygulama

Parametrik yöntemler için yapılan uygulamada R 3.5.1 programında etki büyüklüğü $d=0,6$ ve pozitif zayıf korelasyon $r=0,1$ için 60 bireyden oluşan veri türetilmiştir. Bu verinin rastgele %30'u silinmiştir. Veri Tablo 4.1'de gösterilmektedir.

Tablo 4.1. Parametrik yöntemler uygulama verisi.

Birey	1.Grup	2.Grup	Birey	1.Grup	2.Grup
1	1,85393951	1,32695687	31	1,24236080	-
2	2,17769559	1,24136944	32	2,43860042	-
3	2,10476251	1,91465653	33	1,16649146	-
4	0,47565482	0,02311323	34	0,38888652	-
5	2,80817333	0,12469355	35	0,32379232	-
6	1,41275295	1,31674483	36	1,11545679	-
7	2,35857464	0,45263940	37	0,67582095	-
8	0,99479170	0,49412947	38	0,50111046	-
9	1,15479165	2,09817716	39	0,60416321	-
10	0,91652499	1,15439131	40	0,61025075	-
11	0,31775525	0,90971703	41	1,06436638	-
12	0,85396974	1,51281349	42	1,20745183	-
13	0,02628427	0,31789582	43	-	0,75239373
14	0,42992036	1,10048633	44	-	0,54957138
15	1,74394819	0,74057015	45	-	2,78624838
16	1,90695400	0,75103212	46	-	0,93530656
17	2,09134250	1,72349393	47	-	0,17287964
18	1,52971803	0,80822920	48	-	0,15330294
19	0,64784610	2,00531172	49	-	0,57800040
20	0,79339281	0,09794353	50	-	0,16767995
21	1,90206851	0,89996969	51	-	0,31465075
22	1,90664774	0,01569414	52	-	1,81585715
23	3,32223899	0,18763051	53	-	0,26298422
24	0,95026962	0,73253548	54	-	1,44000068
25	1,36699503	1,01107472	55	-	0,68273161
26	1,54980884	0,60442104	56	-	0,28061323
27	0,40576069	1,51310934	57	-	0,10889136
28	1,46315592	-	58	-	-
29	1,62754057	-	59	-	-
30	1,69146553	-	60	-	-

KİV yapısına uygun olarak üretilen veri seti üzerinde önerilen sekiz parametrik yöntem ile liste boyunca silme yöntemi uygulanmış ve sonuçları Tablo 4.2’de sunulmuştur.

Tablo 4.2. Parametrik yöntemler uygulama verisi için test istatistikleri ve p değerleri.

Yöntemler	Test istatistiği	p
Geleneksel Yöntem(Liste boyunca silme yöntemi)	2,293	0,0302
İki örneklem t testi	2,784	0,0067
Bağımlı t testi	2,293	0,0302
Düzeltilmiş z Testi	2,665	0,0077
Toplu t testi	2,544	0,0139
Ağırlıklı t testi	2,587	0,0097
Optimal Toplu t Testi	2,564	0,0123
Çoklu Atama Yöntemi	2,123	0,0386
Değiştirilmiş En Çok Olabilirliğe Dayalı test	2,682	0,0125

TRK varsayımı altında en uygun yöntem liste boyunca silme yöntemi olduğu için liste boyunca silme yöntemi geleneksel yöntem seçilmiştir. Tablo 4.2’ye göre $\alpha=0,05$ için yöntemlerin tümünde birinci ve ikinci grubun ortalamaları arasında fark bulunmuştur. Geleneksel yöntem olarak seçilen liste boyunca silme yöntemi ile önerilen yöntemlerden bağımlı t testi aynıdır.

4.2 KİV’yi İncelemekte Kullanılan Parametrik Yöntemlerle İlgili Benzetim Çalışması

Parametrik yöntemlerde farklı korelasyon ve kayıp veri düzeyleri için I. tip hata değerleri ile güç değerlerini incelemek amacıyla yapılan benzetim çalışması sonuçları aşağıda sunulmuştur. Geleneksel yöntem olarak seçilen liste boyunca silme yöntemi ile bağımlı t testi aynı olduğu için sonuçları aynı satırda verilmiştir.

Tablo 4.3. Parametrik yöntemlerde $r= 0,1$ ve $r= 0,7$ için I. Tip Hata değerleri. (Eşit Varyans)

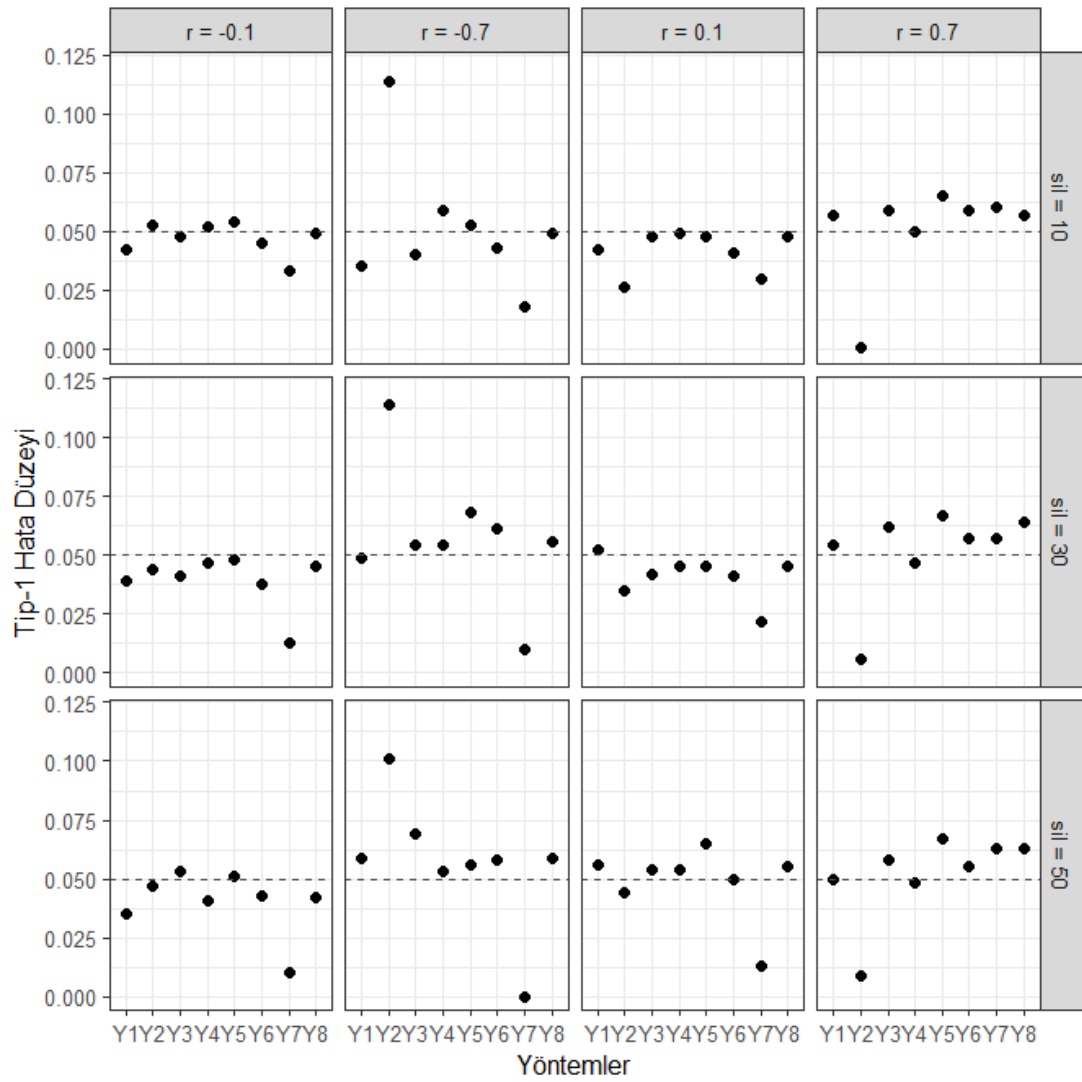
Yöntem / Silinme Yüzdesi	$r=0,1$			$r=0,7$		
	%10	%30	%50	%10	%30	%50
Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi	0,042	0,052	0,056	0,057	0,054	0,050
İki örneklem t testi	0,026	0,035	0,044	0,001	0,006	0,009
Düzeltilmiş z Testi	0,048	0,042	0,054	0,059	0,062	0,058
Toplu t testi	0,049	0,045	0,054	0,050	0,047	0,048
Ağırlıklı t testi	0,048	0,045	0,065	0,065	0,067	0,067
Optimal Toplu t Testi	0,041	0,041	0,050	0,059	0,057	0,055
Çoklu Atama	0,030	0,022	0,013	0,060	0,057	0,063
D. En Çok Olabilirlik	0,048	0,045	0,055	0,057	0,064	0,063

Tablo 4.3'te pozitif zayıf ve pozitif yüksek korelasyonlarda eşit varyans durumu için I. tip hata değerleri verilmektedir. Yöntemin tercih edilebilir olması için I. tip hata değerinin 0,05'ten küçük veya 0,05'e yakın olması gerekir. Tablodan görüldüğü üzere bazı durumlarda I. tip hata değerleri 0,05'ten küçük bazı durumlarda 0,05'ten büyüktür. I. tip hata değerlerinin 0,05'ten büyük olduğu durumlar için I. tip hata değerleri uygun seviyededir. Çünkü I. tip hata değerleri 0,05'e yakındır.

Tablo 4.4. Parametrik yöntemlerde $r= -0,1$ ve $r= -0,7$ için I. Tip Hata değerleri. (Eşit Varyans)

Yöntem / Silinme Yüzdesi	$r= -0,1$			$r= -0,7$		
	%10	%30	%50	%10	%30	%50
Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi	0,042	0,039	0,035	0,035	0,049	0,059
İki örneklem t testi	0,053	0,044	0,047	0,114	0,114	0,101
Düzeltilmiş z Testi	0,048	0,041	0,053	0,040	0,054	0,069
Toplu t testi	0,052	0,047	0,041	0,059	0,054	0,053
Ağırlıklı t testi	0,054	0,048	0,051	0,053	0,068	0,056
Optimal Toplu t Testi	0,045	0,038	0,043	0,043	0,061	0,058
Çoklu Atama	0,033	0,013	0,010	0,018	0,010	0,000
D. En Çok Olabilirlik	0,049	0,045	0,042	0,049	0,056	0,059

Tablo 4.4'te negatif zayıf ve negatif yüksek korelasyonlarda eşit varyans için I. tip hata değerleri verilmektedir. Tablodan görüldüğü üzere bazı durumlarda I. tip hata değerleri 0,05'ten küçük bazı durumlarda 0,05'ten büyüktür. I. tip hata değerlerinin 0,05'ten büyük olduğu durumlar için negatif yüksek korelasyonda iki örneklem t testinin değerleri dışında I. tip hata değerleri uygun seviyededir. Çünkü I. tip hata değerleri 0,05'e yakındır.



Şekil 4.1. Parametrik yöntemlerde eşit varyans için I. Tip Hata değerleri.

(Y1= Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi, Y2= İki örneklem t testi, Y3=Düzeltilmiş z Testi, Y4= Toplu t testi, Y5= Ağırlıklı t testi, Y6= Optimal Toplu t Testi, Y7= Çoklu Atama, Y8= Değiştirilmiş En Çok Olabilirlik)

Şekil 4.1’de parametrik yöntemlerde eşit varyans için I. Tip Hata değerleri grafiği verilmektedir. Şekilden görüleceği üzere iki örneklem t testinin negatif yüksek korelasyonda I. Tip Hata değerleri uygun seviyede değildir.

Tablo 4.5. Parametrik yöntemlerde $r= 0,1$ ve $r= 0,7$ için I. Tip Hata değerleri. (Eşit olmayan varyans)

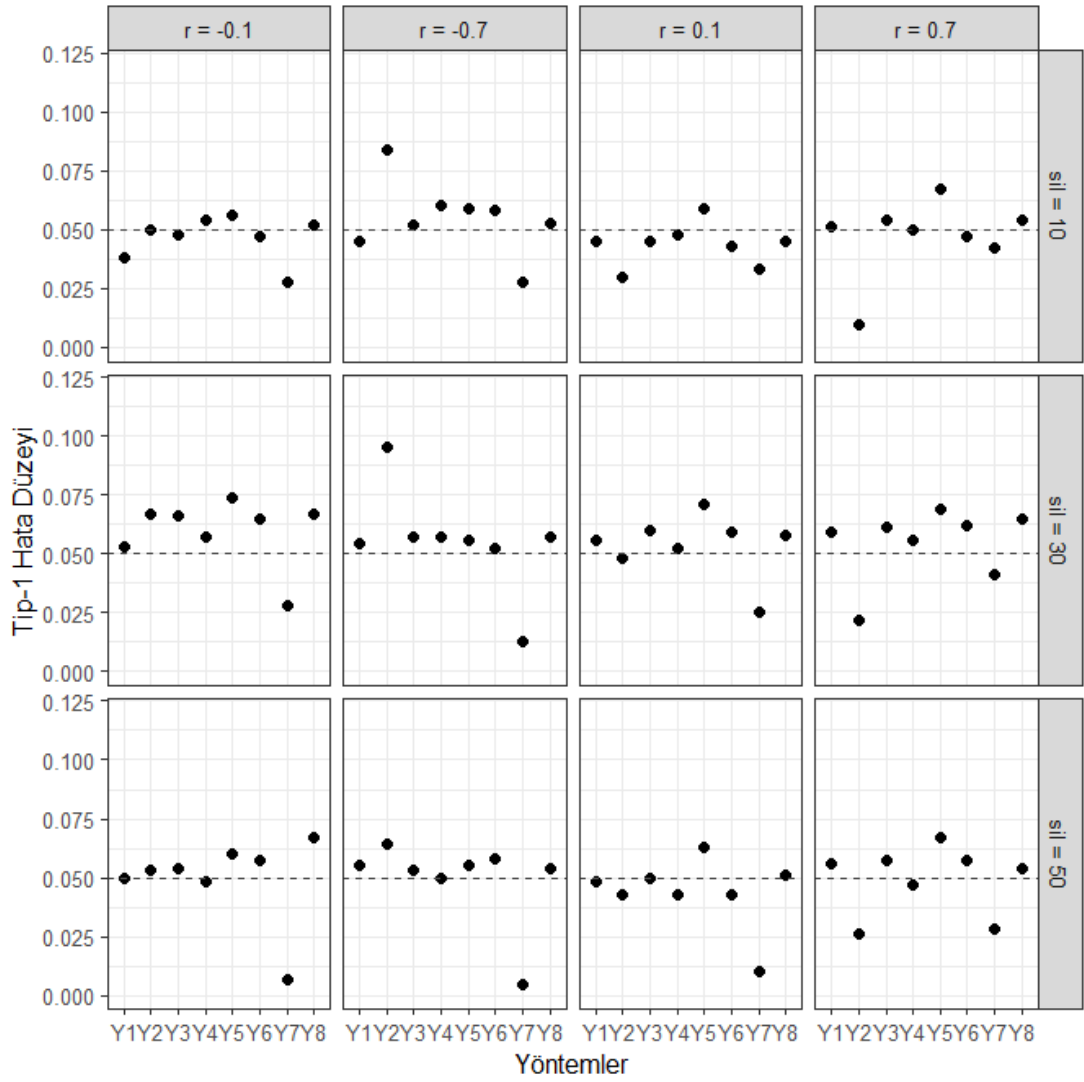
Yöntem / Silinme Yüzdesi	$r=0,1$			$r=0,7$		
	%10	%30	%50	%10	%30	%50
Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi	0,045	0,056	0,048	0,051	0,059	0,056
İki örneklem t testi	0,030	0,048	0,043	0,010	0,022	0,026
Düzeltilmiş z Testi	0,045	0,060	0,050	0,054	0,061	0,057
Toplu t testi	0,048	0,052	0,043	0,050	0,056	0,047
Ağırlıklı t testi	0,059	0,071	0,063	0,067	0,069	0,067
Optimal Toplu t Testi	0,043	0,059	0,043	0,047	0,062	0,057
Çoklu Atama	0,033	0,025	0,010	0,042	0,041	0,028
D. En Çok Olabilirlik	0,045	0,058	0,051	0,054	0,065	0,054

Tablo 4.5'te pozitif zayıf ve pozitif yüksek korelasyonlarda eşit olmayan varyans için I. tip hata değerleri verilmektedir. Tablodan görüleceği üzere bazı durumlarda I. tip hata değerleri 0,05'ten küçük bazı durumlarda 0,05'ten büyüktür. I. tip hata değerlerinin 0,05'ten büyük olduğu durumlar için I. tip hata değerleri uygun seviyededir.

Tablo 4.6. Parametrik yöntemlerde $r= -0,1$ ve $r= -0,7$ için I. Tip Hata değerleri. (Eşit olmayan varyans)

Yöntem / Silinme Yüzdesi	$r= -0,1$			$r= -0,7$		
	%10	%30	%50	%10	%30	%50
Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi	0,038	0,053	0,050	0,045	0,054	0,055
İki örneklem t testi	0,050	0,067	0,053	0,084	0,095	0,064
Düzeltilmiş z Testi	0,048	0,066	0,054	0,052	0,057	0,053
Toplu t testi	0,054	0,057	0,048	0,060	0,057	0,050
Ağırlıklı t testi	0,056	0,074	0,060	0,059	0,056	0,055
Optimal Toplu t Testi	0,047	0,065	0,057	0,058	0,052	0,058
Çoklu Atama	0,028	0,028	0,007	0,028	0,013	0,005
D. En Çok Olabilirlik	0,052	0,067	0,060	0,053	0,057	0,054

Tablo 4.6'da negatif zayıf ve negatif yüksek korelasyonlarda eşit olmayan varyans için I. tip hata değerleri verilmektedir. Tablodan görüleceği üzere negatif yüksek korelasyonda iki örneklem t testinin %10 ve %30 silinme yüzdelerindeki I. tip hata değerleri dışında yöntemlerin tümünün I. tip hata değerleri uygun seviyededir.



Şekil 4.2. Parametrik yöntemlerde eşit olmayan varyans için I. Tip Hata değerleri.

(Y1= Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi, Y2= İki örneklem t testi, Y3=Düzeltilmiş z Testi, Y4= Toplu t testi, Y5= Ağırlıklı t testi, Y6= Optimal Toplu t Testi, Y7= Çoklu Atama, Y8= Değiştirilmiş En Çok Olabilirlik)

Şekil 4.2’de parametrik yöntemlerde eşit olmayan varyans için I. Tip Hata değerleri grafiği verilmektedir. Şekilden görüleceği üzere iki örneklem t testinin %10 ve %30 silinme yüzdelerinde negatif yüksek korelasyon $r=-0,7$ için I. Tip Hata değerleri uygun seviyede değildir.

Tablo 4.7. Parametrik yöntemlerde $d=0,2$, $d=0,4$ ve $r=0,1$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)

Yöntem / Silinme Yüzdesi	r=0,1					
	d=0,2			d=0,4		
	%10	%30	%50	%10	%30	%50
Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi	0,170	0,126	0,091	0,537	0,361	0,178
İki örneklem t testi	0,168	0,145	0,119	0,535	0,438	0,328
Düzeltilmiş z Testi	0,192	0,170	0,149	0,583	0,479	0,364
Toplu t testi	0,076	0,138	0,132	0,211	0,388	0,331
Ağırlıklı t testi	0,192	0,181	0,157	0,581	0,476	0,361
Optimal Toplu t Testi	0,192	0,167	0,139	0,551	0,462	0,322
Çoklu Atama	0,159	0,109	0,058	0,513	0,323	0,149
D. En Çok Olabilirlik	0,193	0,173	0,134	0,581	0,474	0,326

Tablo 4.7’de pozitif zayıf korelasyonda küçük etki büyüklükleri için güç değerleri verilmektedir. Tablodan görüleceği üzere toplu t testi dışındaki yöntemlerde verilerin silinme yüzdeleri arttıkça güç değerleri düşmektedir. Liste boyunca silme yönteminin gücü silinme yüzdeleri arttıkça önemli derecede azalmaktadır. Silinme yüzdesi arttıkça toplu t testinin gücü diğer yöntemlere yaklaşmaktadır. Düzeltilmiş z testi, ağırlıklı t testi, optimal toplu t testi ile değiştirilmiş en çok olabilirliğe dayalı testin güçleri birbirine yakındır ve bu dört yöntem liste boyunca silme yönteminden daha güçlüdür. Çoklu atama yöntemi liste boyunca silme yönteminden daha güçlü değildir.

Tablo 4.8. Parametrik yöntemlerde $d=0,6$, $d=0,8$ ve $r=0,1$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)

Yöntem / Silinme Yüzdesi	r= 0,1					
	d=0,6			d=0,8		
	%10	%30	%50	%10	%30	%50
Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi	0,876	0,620	0,374	0,988	0,869	0,559
İki örneklem t testi	0,878	0,761	0,667	0,991	0,953	0,849
Düzeltilmiş z Testi	0,905	0,800	0,699	0,994	0,963	0,873
Toplu t testi	0,393	0,693	0,658	0,645	0,911	0,850
Ağırlıklı t testi	0,904	0,802	0,700	0,993	0,955	0,866
Optimal Toplu t Testi	0,881	0,786	0,657	0,991	0,948	0,851
Çoklu Atama	0,867	0,648	0,377	0,987	0,897	0,621
D. En Çok Olabilirlik	0,902	0,792	0,661	0,992	0,954	0,847

Tablo 4.8’de pozitif zayıf korelasyonda büyük etki büyüklükleri için güç değerleri verilmektedir. Verilerin yüzde %10’u silindiğinde toplu t testi dışındaki yöntemlerin güç değerleri %80’den fazladır. Düzeltilmiş z testi, ağırlıklı t testi,

optimal toplu t testi ile değiştirilmiş en çok olabilirliğe dayalı testin güçleri birbirine yakındır ve her senaryoda bu dört yöntem liste boyunca silme yönteminden daha güçlüdür.

Tablo 4.9. Parametrik yöntemlerde $d=0,2$, $d=0,4$ ve $r=0,4$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)

Yöntem / Silinme Yüzdesi	r =0,4					
	d=0,2			d=0,4		
	%10	%30	%50	%10	%30	%50
Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi	0,236	0,181	0,096	0,712	0,468	0,271
İki örneklem t testi	0,118	0,117	0,091	0,539	0,422	0,316
Düzeltilmiş z Testi	0,256	0,211	0,141	0,734	0,577	0,427
Toplu t testi	0,095	0,153	0,128	0,197	0,412	0,399
Ağırlıklı t testi	0,264	0,213	0,146	0,735	0,581	0,436
Optimal Toplu t Testi	0,246	0,219	0,134	0,718	0,588	0,418
Çoklu Atama	0,226	0,158	0,082	0,701	0,490	0,284
D. En Çok Olabilirlik	0,258	0,219	0,145	0,739	0,594	0,428

Tablo 4.9’da pozitif orta korelasyonda küçük etki büyüklükleri için güç değerleri verilmektedir. Korelasyon arttıkça iki örneklem t testinin güç değerleri azalmaktadır. Düzeltilmiş z testi, ağırlıklı t testi, optimal toplu t testi ile değiştirilmiş en çok olabilirliğe dayalı testin güçleri birbirine yakındır ve her senaryoda bu dört yöntem liste boyunca silme yönteminden daha güçlüdür.

Tablo 4.10. Parametrik yöntemlerde $d=0,6$, $d=0,8$ ve $r=0,4$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)

Yöntem / Silinme Yüzdesi	r=0,4					
	d=0,6			d=0,8		
	%10	%30	%50	%10	%30	%50
Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi	0,956	0,828	0,496	0,999	0,975	0,749
İki örneklem t testi	0,909	0,813	0,660	0,999	0,982	0,900
Düzeltilmiş z Testi	0,968	0,905	0,746	1,000	0,995	0,938
Toplu t testi	0,388	0,742	0,718	0,646	0,939	0,924
Ağırlıklı t testi	0,963	0,899	0,749	1,000	0,993	0,937
Optimal Toplu t Testi	0,960	0,905	0,741	0,999	0,994	0,934
Çoklu Atama	0,957	0,860	0,542	1,000	0,990	0,821
D. En Çok Olabilirlik	0,965	0,909	0,739	1,000	0,996	0,936

Tablo 4.10’da pozitif orta korelasyonda büyük etki büyüklükleri için güç değerleri verilmektedir. Verilerin yüzde %10’u silindiğinde toplu t testi dışındaki yöntemlerin güç değerleri %80’den fazladır. Verilerin yüzde %50’si silindiğinde liste

boyunca silme yönteminin güç değerleri önemli ölçüde düşmektedir. Çoklu atama yöntemi her senaryoda liste boyunca silme yönteminden daha güçlüdür. Düzeltilmiş z testi, ağırlıklı t testi, optimal toplu t testi ile değiştirilmiş en çok olabilirliğe dayalı testin güçleri birbirine yakındır ve her senaryoda bu dört yöntem liste boyunca silme yönteminden daha güçlüdür.

Tablo 4.11. Parametrik yöntemlerde $d=0,2$, $d=0,4$ ve $r=0,7$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)

Yöntem / Silinme Yüzdesi	$r = 0,7$					
	$d=0,2$			$d=0,4$		
	%10	%30	%50	%10	%30	%50
Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi	0,423	0,275	0,142	0,943	0,788	0,445
İki örneklem t testi	0,071	0,064	0,070	0,555	0,430	0,305
Düzeltilmiş z Testi	0,414	0,250	0,167	0,899	0,724	0,499
Toplu t testi	0,084	0,142	0,148	0,203	0,448	0,471
Ağırlıklı t testi	0,432	0,281	0,191	0,926	0,792	0,558
Optimal Toplu t Testi	0,431	0,308	0,181	0,937	0,824	0,565
Çoklu Atama	0,436	0,300	0,161	0,944	0,804	0,476
D. En Çok Olabilirlik	0,443	0,318	0,196	0,946	0,835	0,577

Tablo 4.11’de pozitif yüksek korelasyonda küçük etki büyüklükleri için güç değerleri verilmektedir. İki örneklem t testinin güç değerleri diğer yöntemlere göre oldukça düşüktür. Verilerin yüzde %50’si silindiğinde liste boyunca silme yönteminin güç değerleri önemli ölçüde düşmektedir ve toplu t testi daha güçlü olmaktadır. Çoklu atama yöntemi her senaryoda liste boyunca silme yönteminden daha güçlüdür. Düzeltilmiş z testi, ağırlıklı t testi, optimal toplu t testi ile değiştirilmiş en çok olabilirliğe dayalı testin güçleri birbirine yakındır ve her senaryoda bu dört yöntem liste boyunca silme yönteminden daha güçlüdür.

Tablo 4.12. Parametrik yöntemlerde $d=0,6$, $d=0,8$ ve $r=0,7$ için güç değerleri. $(\alpha=0,05)$

Yöntem / Silinme Yüzdesi	r =0,7					
	d=0,6			d=0,8		
	%10	%30	%50	%10	%30	%50
Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi	1,000	0,989	0,789	1,000	1,000	0,954
İki örneklem t testi	0,965	0,865	0,645	1,000	0,988	0,895
Düzeltilmiş z Testi	1,000	0,971	0,810	1,000	0,997	0,959
Toplu t testi	0,398	0,792	0,790	0,649	0,946	0,955
Ağırlıklı t testi	1,000	0,987	0,866	1,000	0,999	0,981
Optimal Toplu t Testi	0,999	0,996	0,897	1,000	1,000	0,991
Çoklu Atama	1,000	0,990	0,841	1,000	1,000	0,959
D. En Çok Olabilirlik	1,000	0,996	0,909	1,000	1,000	0,991

Tablo 4.12’de pozitif yüksek korelasyonda büyük etki büyüklükleri için güç değerleri verilmektedir. Verilerin yüzde %10’u silindiğinde toplu t testi dışındaki yöntemlerin güç değerleri 1 değerine eşit veya yakındır. Verilerin yüzde %50’si silindiğinde liste boyunca silme yönteminin güç değerleri önemli ölçüde düşmektedir. Silinme yüzdesi arttıkça toplu t testinin güç değerleri önemli ölçüde artmaktadır.

Tablo 4.13. Parametrik yöntemlerde $d=0,2$, $d=0,4$ ve $r=-0,1$ için güç değerleri. $(\alpha=0,05)$

Yöntem / Silinme Yüzdesi	r = -0,1					
	d=0,2			d=0,4		
	%10	%30	%50	%10	%30	%50
Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi	0,147	0,102	0,068	0,438	0,292	0,184
İki örneklem t testi	0,193	0,165	0,110	0,539	0,443	0,355
Düzeltilmiş z Testi	0,186	0,149	0,110	0,510	0,433	0,355
Toplu t testi	0,098	0,133	0,094	0,209	0,361	0,328
Ağırlıklı t testi	0,188	0,171	0,115	0,525	0,433	0,356
Optimal Toplu t Testi	0,167	0,148	0,098	0,484	0,398	0,329
Çoklu Atama	0,129	0,068	0,022	0,426	0,266	0,118
D. En Çok Olabilirlik	0,183	0,160	0,098	0,515	0,429	0,335

Tablo 4.13’te negatif zayıf korelasyonda küçük etki büyüklükleri için güç değerleri verilmektedir. İki örneklem t testinin güç değerleri diğer yöntemlere göre oldukça artmaktadır ve iki örneklem t testi en güçlü yöntem olmaktadır. Liste boyunca silme yöntemi çoklu atama yönteminden her senaryoda daha güçlüdür. Düzeltilmiş z testi, ağırlıklı t testi, optimal toplu t testi ile değiştirilmiş en çok

olabilirliğe dayalı testin güçleri birbirine yakındır ve her senaryoda bu dört yöntem liste boyunca silme yönteminden daha güçlüdür.

Tablo 4.14. Parametrik yöntemlerde $d=0,6$, $d=0,8$ ve $r=-0,1$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)

Yöntem / Silinme Yüzdesi	$r = -0,1$					
	$d=0,6$			$d=0,8$		
	%10	%30	%50	%10	%30	%50
Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi	0,314	0,557	0,300	0,948	0,809	0,477
İki örneklem t testi	0,638	0,788	0,610	0,976	0,940	0,858
Düzeltilmiş z Testi	0,635	0,780	0,609	0,973	0,937	0,857
Toplu t testi	0,593	0,676	0,575	0,610	0,890	0,832
Ağırlıklı t testi	0,641	0,770	0,620	0,972	0,938	0,854
Optimal Toplu t Testi	0,601	0,748	0,574	0,965	0,924	0,840
Çoklu Atama	0,267	0,575	0,252	0,955	0,844	0,516
D. En Çok Olabilirlik	0,600	0,764	0,586	0,972	0,931	0,838

Tablo 4.14'te negatif zayıf korelasyonda büyük etki büyüklükleri için güç değerleri verilmektedir. İki örneklem t testi en güçlü yöntemdir. Bazı senaryolarda liste boyunca silme yöntemi bazı senaryolarda ise çoklu atama yöntemi birbirine göre daha güçlüdür. Düzeltilmiş z testi, ağırlıklı t testi, optimal toplu t testi ile değiştirilmiş en çok olabilirliğe dayalı testin güçleri birbirine yakındır ve her senaryoda bu dört yöntem liste boyunca silme yönteminden daha güçlüdür.

Tablo 4.15. Parametrik yöntemlerde $d=0,2$, $d=0,4$ ve $r=-0,7$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)

Yöntem / Silinme Yüzdesi	$r = -0,7$					
	$d=0,2$			$d=0,4$		
	%10	%30	%50	%10	%30	%50
Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi	0,133	0,086	0,085	0,329	0,209	0,123
İki örneklem t testi	0,262	0,220	0,163	0,522	0,453	0,352
Düzeltilmiş z Testi	0,158	0,127	0,120	0,370	0,337	0,271
Toplu t testi	0,084	0,125	0,110	0,194	0,313	0,247
Ağırlıklı t testi	0,169	0,146	0,138	0,393	0,349	0,311
Optimal Toplu t Testi	0,156	0,132	0,129	0,353	0,329	0,290
Çoklu Atama	0,083	0,031	0,005	0,257	0,114	0,033
D. En Çok Olabilirlik	0,156	0,135	0,129	0,380	0,338	0,278

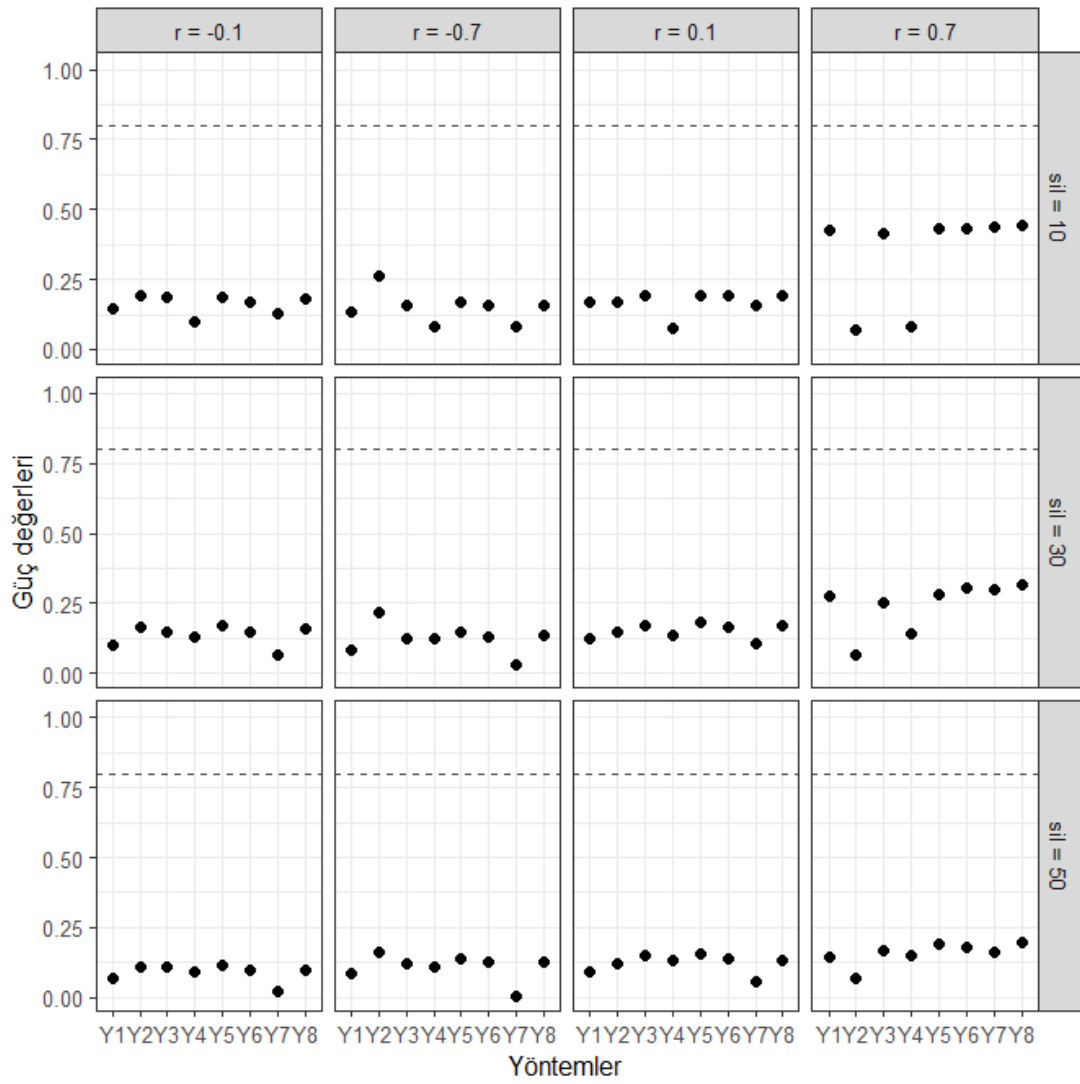
Tablo 4.15'te negatif yüksek korelasyonda küçük etki büyüklükleri için güç değerleri verilmektedir. İki örneklem t testinin güç değerleri artarken diğer

yöntemlerin güç değerleri düşmektedir. Liste boyunca silme yöntemi çoklu atama yönteminden her senaryoda daha güçlüdür. Düzeltilmiş z testi, ağırlıklı t testi, optimal toplu t testi ile değiştirilmiş en çok olabilirliğe dayalı testin güçleri birbirine yakındır ve her senaryoda bu dört yöntem liste boyunca silme yönteminden daha güçlüdür.

Tablo 4.16. Parametrik yöntemlerde $d=0,6$, $d=0,8$ ve $r=-0,7$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)

Yöntem / Silinme Yüzdesi	$r = -0,7$					
	$d=0,6$			$d=0,8$		
	%10	%30	%50	%10	%30	%50
Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi	0,644	0,431	0,214	0,806	0,627	0,351
İki örneklem t testi	0,834	0,755	0,625	0,951	0,915	0,834
Düzeltilmiş z Testi	0,723	0,642	0,524	0,903	0,844	0,765
Toplu t testi	0,398	0,634	0,499	0,589	0,849	0,728
Ağırlıklı t testi	0,738	0,675	0,567	0,910	0,882	0,797
Optimal Toplu t Testi	0,701	0,644	0,533	0,894	0,856	0,769
Çoklu Atama	0,600	0,318	0,108	0,821	0,619	0,255
D. En Çok Olabilirlik	0,736	0,664	0,540	0,908	0,869	0,762

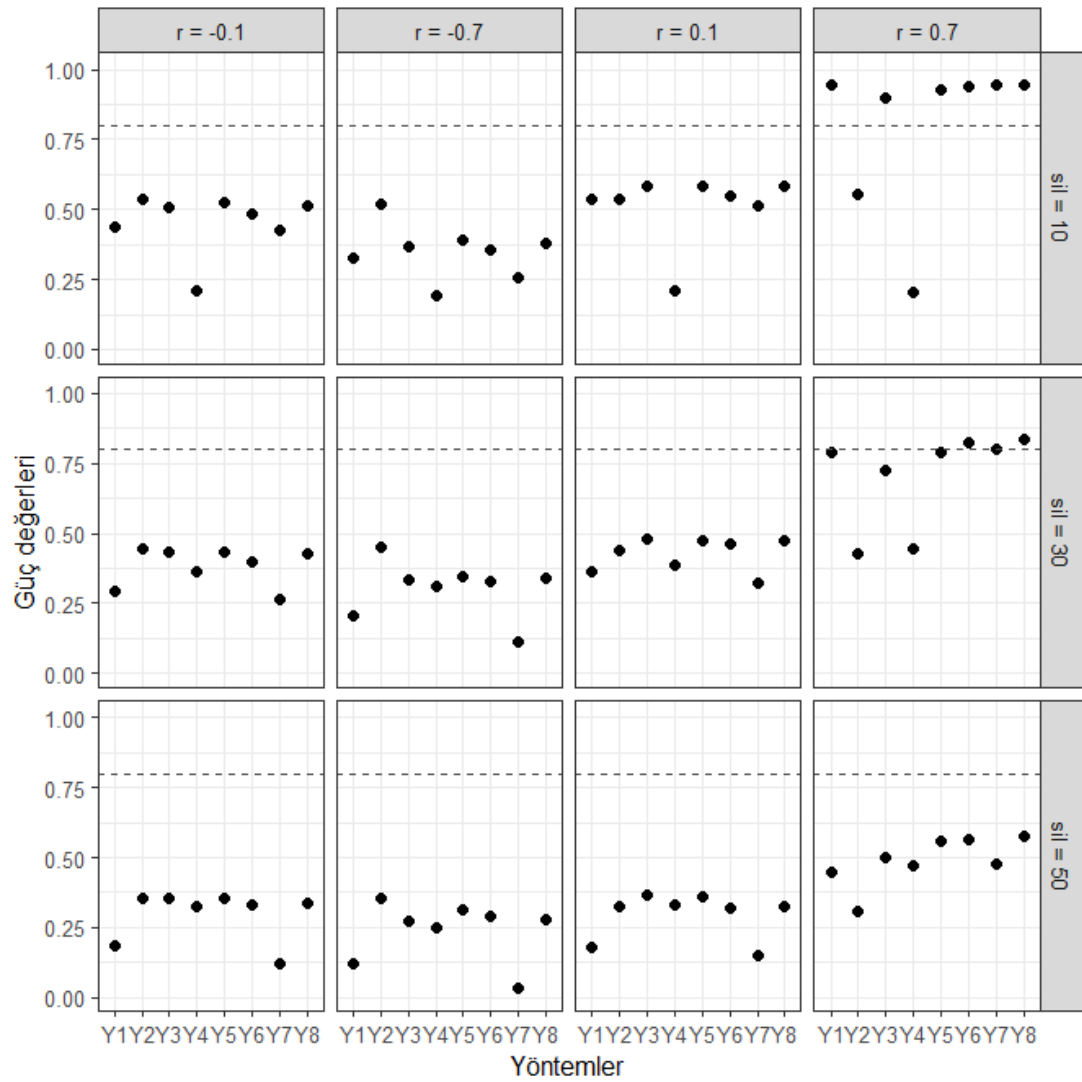
Tablo 4.16'da negatif yüksek korelasyonda büyük etki büyüklükleri için güç değerleri verilmektedir. İki örneklem t testi her senaryoda en güçlü yöntemdir. Liste boyunca silme yöntemi çoklu atama yönteminden daha güçlüdür. Düzeltilmiş z testi, ağırlıklı t testi, optimal toplu t testi ile değiştirilmiş en çok olabilirliğe dayalı testin güçleri birbirine yakındır ve her senaryoda bu dört yöntem liste boyunca silme yönteminden daha güçlüdür.



Şekil 4.3. Parametrik yöntemlerde $d=0,2$ için güç değerleri.

(Y1= Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi, Y2= İki örneklem t testi, Y3=Düzeltilmiş z Testi, Y4= Toplu t testi, Y5= Ağırlıklı t testi, Y6= Optimal Toplu t Testi, Y7= Çoklu Atama, Y8= Değiştirilmiş En Çok Olabilirlik)

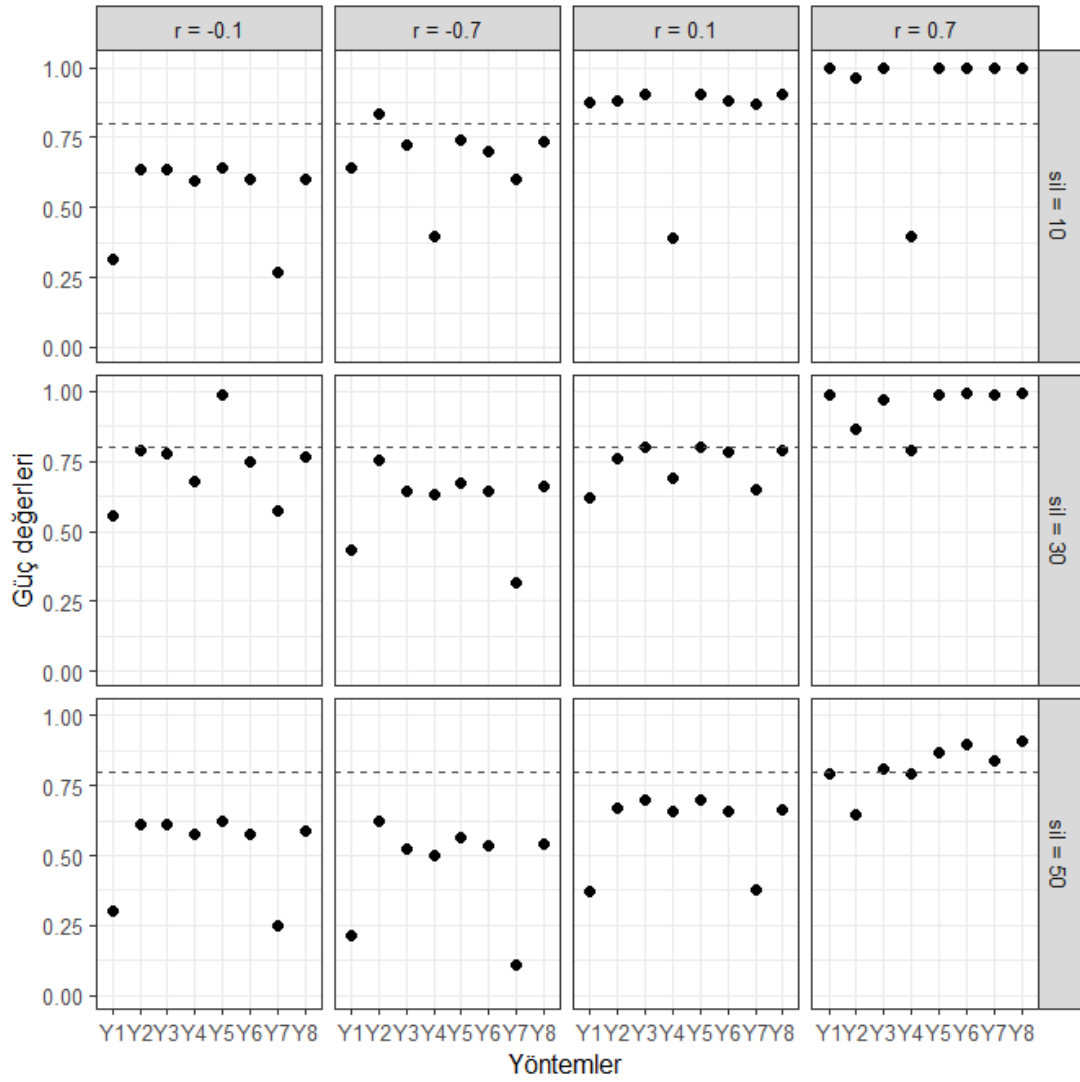
Şekil 4.3'de parametrik yöntemlerde negatif zayıf, negatif yüksek, pozitif zayıf ve pozitif yüksek korelasyonlarda $d=0,2$ için güç değerleri grafiği verilmektedir. Şekilden görüleceği üzere iki örneklem t testinin $r=0,7$ için güç değerleri diğer yöntemlere göre oldukça düşüktür.



Şekil 4.4. Parametrik yöntemlerde $d=0,4$ için güç değerleri.

(Y1= Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi, Y2= İki örneklem t testi, Y3=Düzeltilmiş z Testi, Y4= Toplu t testi, Y5= Ağırlıklı t testi, Y6= Optimal Toplu t Testi, Y7= Çoklu Atama, Y8= Değiştirilmiş En Çok Olabilirlik)

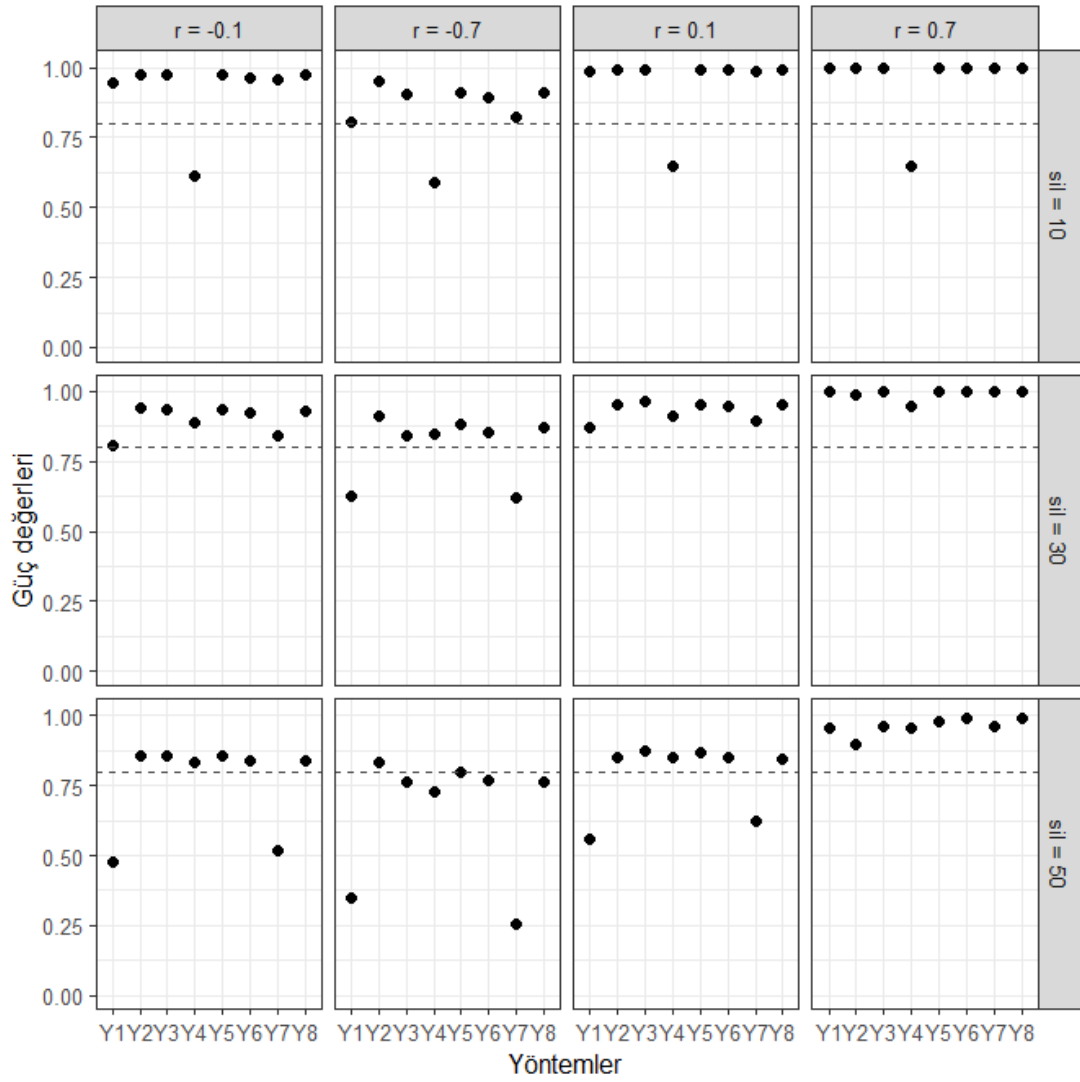
Şekil 4.4'te parametrik yöntemlerde negatif zayıf, negatif yüksek, pozitif zayıf ve pozitif yüksek korelasyonlarda $d=0,4$ için güç değerleri grafiği verilmektedir. Şekilden görüleceği üzere toplu t testinin %10 silinme yüzdesinde güç değerleri diğer yöntemlere göre oldukça düşüktür.



Şekil 4.5. Parametrik yöntemlerde $d=0,6$ için güç değerleri.

(Y1= Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi, Y2= İki örneklem t testi, Y3=Düzeltilmiş z Testi, Y4= Toplu t testi, Y5= Ağırlıklı t testi, Y6= Optimal Toplu t Testi, Y7= Çoklu Atama, Y8= Değiştirilmiş En Çok Olabilirlik)

Şekil 4.5’de parametrik yöntemlerde negatif zayıf, negatif yüksek, pozitif zayıf ve pozitif yüksek korelasyonlarda $d=0,6$ için güç değerleri grafiği verilmektedir. Şekilden görüleceği üzere toplu t testinin %10 silinme yüzdesinde güç değerleri diğer yöntemlere göre oldukça düşüktür. Ancak toplu t testi %30 ve %50 silinme yüzdesinde güç olarak diğer yöntemlere yaklaşmaktadır.



Şekil 4.6. Parametrik yöntemlerde $d=0,8$ için güç değerleri.

(Y1= Geleneksel Yöntem / Bağımlı t testi, Y2= İki örneklem t testi, Y3=Düzeltilmiş z Testi, Y4= Toplu t testi, Y5= Ağırlıklı t testi, Y6= Optimal Toplu t Testi, Y7= Çoklu Atama, Y8= Değiştirilmiş En Çok Olabilirlik)

Şekil 4.6’da parametrik yöntemlerde negatif zayıf, negatif yüksek, pozitif zayıf ve pozitif yüksek korelasyonlarda $d=0,8$ için güç değerleri grafiği verilmektedir. Şekilden görüleceği üzere toplu t testinin %10 silinme yüzdesinde güç değerleri diğer yöntemlere göre oldukça düşüktür. Ancak toplu t testi %30 ve %50 silinme yüzdesinde güç olarak diğer yöntemlere yaklaşmaktadır. %10 silinme yüzdesinde toplu t testi dışındaki yöntemlerin güç değerleri tüm senaryolarda 0,8’in üzerindedir.

4.3 KİV'yi İncelemekte Kullanılan Parametrik Olmayan Yöntemlerle İlgili Uygulama

Parametrik olmayan yöntemler için yapılan uygulamada R 3.5.1 programında etki büyüklüğü $d=1,6$ ve pozitif zayıf korelasyon $r=0,1$ için 10 bireyden oluşan veri türetilmiştir. Bu verinin rastgele 5 gözlemi (%25'i) silinmiştir. Veri Tablo 4.17'de gösterilmektedir.

Tablo 4.17. Parametrik olmayan yöntemler uygulama verisi.

Birey	Veri (5-2-3)	
	1.Grup	2.Grup
1	1,9096321	0,1009572
2	1,8464614	0,9111777
3	0,2874231	1,3781056
4	3,0253367	2,0879423
5	3,6533466	1,5029662
6	1,3506067	-
7	2,2595966	-
8	-	0,4445360
9	-	0,2293286
10	-	0,1193191

TRK varsayımı altında en uygun yöntem liste boyunca silme yöntemi olduğu için liste boyunca silme yöntemi geleneksel yöntem seçilecektir. Ayrıca veri 5-2-3 düzenindedir.

4.3.1 Geleneksel Yöntem

Tablo 4.18. Parametrik olmayan yöntemler uygulama verisi için liste boyunca silme yöntemi çözümü.

Birey	1.Grup	2.Grup	Fark	Sıralar	İşaretli Sıralar
1	1,9096321	0,1009572	1,8086749	4	4
2	1,8464614	0,9111777	0,9352837	1	1
3	0,2874231	1,3781056	-1,0906825	3	-3
4	3,0253367	2,0879423	0,9373944	2	2
5	3,6533466	1,5029662	2,1503804	5	5

Tablo 4.18’de parametrik olmayan yöntemler örneği için liste boyunca silme yöntemi çözümü verilmektedir. Buna göre $W+=12$ ve $W- =3$ ’tür. Küçük olan 3 değeri test istatistiği olup p değeri 0,15625’dir.

4.3.2 J. Wilson Tarafından Önerilen Test

Tablo 4.19. S_1 test istatistiğinin sıra düzeni.

Birey	1.Grup	2.Grup	Sıra	
			1.Grup	2.Grup
1	1,9096321	0,1009572	2	1
2	1,8464614	0,9111777	2	1
3	0,2874231	1,3781056	1	2
4	3,0253367	2,0879423	2	1
5	3,6533466	1,5029662	2	1
6	1,3506067	-	4	
7	2,2595966	-	5	
8	-	0,4445360		3
9	-	0,2293286		2
10	-	0,1193191		1

Tablo 4.19’da S_1 test istatistiğinin sıra düzeni verilmektedir. Alternatif hipotez birinci grubun ortancasının ikinci grubun ortancasından büyük olarak kurulduğu için birinci grubun sıra değerleri toplanacaktır.

$$S_1 \text{ Test İstatistiği} = (2+2+1+2+2) + (4+5) = 18$$

Tablo 4.20. S_1 test istatistiğinin sıfır hipotezi dağılımı.

S_1 ’in olası değerleri	H_0 altında olasılık
8	1/320
9	6/320
10	17/320
11	32/320
12	47/320
13	57/320
14	57/320
15	47/320
16	32/320
17	17/320
18	6/320
19	1/320

Tablo 4.20’de S_1 test istatistiğinin sıfır hipotezi dağılımı verilmektedir.

$$P(S_1 \geq 18) = P(S_1 = 18) + P(S_1 = 19) = 7/320 = 0,021875$$

4.3.3 Brunner ve Neumann Tarafından Önerilen Test

Tablo 4.21. S_2 test istatistiğinin sıra düzeni.

Birey	1.Grup	2.Grup	Sıra	
			1.Grup	2.Grup
1	1,9096321	0,1009572	7	1
2	1,8464614	0,9111777	6	3
3	0,2874231	1,3781056	2	4
4	3,0253367	2,0879423	9	8
5	3,6533466	1,5029662	10	5
6	1,3506067	-	4	
7	2,2595966	-	5	
8	-	0,4445360		3
9	-	0,2293286		2
10	-	0,1193191		1

Tablo 4.21'de S_2 test istatistiğinin sıra düzeni verilmektedir.

$$S_2 \text{ test istatistiği} = (7+6+2+9+10) + (4+5) = 43$$

Tablo 4.22. S_2 test istatistiğinin sıfır hipotezi dağılımı.

S_2 'in olası değerleri	H_0 altında olasılık
22	1/320
23	2/320
24	4/320
25	7/320
26	9/320
27	12/320
28	15/320
29	17/320
30	20/320
31	23/320
32	24/320
33	26/320
34	26/320
35	24/320
36	23/320
37	20/320
38	17/320
39	15/320
40	12/320
41	9/320
42	7/320
43	4/320
44	2/320
45	1/320

Tablo 4.22'de S_2 test istatistiğinin sıfır hipotezi dağılımı verilmektedir.

$$P(S_2 \geq 43) = P(S_2 = 43) + P(S_2 = 44) + P(S_2 = 45) = 7/320 = 0,021875$$

4.3.4 P.K. Sen Tarafından Önerilen Test

Tablo 4.23. S_3 test istatistiğinin sıra düzeni.

Birey	1.Grup	2.Grup	Sıra	
			1.Grup	2.Grup
1	1,9096321	0,1009572	9	2
2	1,8464614	0,9111777	6	5
3	0,2874231	1,3781056	3	8
4	3,0253367	2,0879423	7	4
5	3,6533466	1,5029662	10	1
6	1,3506067	-	4	
7	2,2595966	-	5	
8	-	0,4445360		3
9	-	0,2293286		2
10	-	0,1193191		1

Tablo 4.23’de S_3 test istatistiğinin sıra düzeni verilmektedir.

S_3 test istatistiği $(9+6+3+7+10) + (4+5) = 44$

Tablo 4.24. S_3 test istatistiğinin sıfır hipotezi dağılımı.

S_3 'in olası değerleri	H_0 altında olasılık
18	1/320
19	2/320
20	3/320
21	5/320
22	6/320
23	7/320
24	8/320
25	9/320
26	10/320
27	12/320
28	14/320
29	15/320
30	17/320
31	17/320
32	17/320
33	17/320
34	17/320
35	17/320
36	17/320
37	17/320
38	15/320
39	14/320
40	12/320
41	10/320
42	9/320
43	8/320
44	7/320
45	6/320
46	5/320
47	3/320
48	2/320
49	1/320

Tablo 4.24’te S_3 test istatistiğinin sıfır hipotezi dağılımı verilmektedir.

$$P(S_3 \geq 44) = P(S_3 = 44) + P(S_3 = 45) + P(S_3 = 46) + P(S_3 = 47) + P(S_3 = 48) + P(S_3 = 49)$$

$$= 24/320 = 0,075$$

4.3.5 KyungAh Im Tarafından Önerilen Test

Tablo 4.25. S_4 test istatistiğinin sıra düzeni.

Birey			Sıra	
	1.Grup	2.Grup	1.Grup	2.Grup
1	1,9096321	0,1009572		4(+)
2	1,8464614	0,9111777		1(+)
3	0,2874231	1,3781056		3(-)
4	3,0253367	2,0879423		2(+)
5	3,6533466	1,5029662		5(+)
6	1,3506067	-	4	
7	2,2595966	-	5	
8	-	0,4445360		3
9	-	0,2293286		2
10	-	0,1193191		1

Tablo 4.25'te S_4 test istatistiğinin sıra düzeni verilmektedir.

$$S_4 \text{ test istatistiği} = (4+1-3+2+5) + [(4+5) - 2*(2+3+1)/2] = 12$$

Tablo 4.26. S_4 test istatistiğinin sıfır hipotezi dağılımı.

S_4 'in olası değerleri	H_0 altında olasılık
-18	1/320
-17	1/320
-16	3/320
-15	3/320
-14	5/320
-13	4/320
-12	7/320
-11	5/320
-10	9/320
-9	7/320
-8	12/320
-7	9/320
-6	15/320
-5	11/320
-4	17/320
-3	12/320
-2	18/320
-1	12/320
0	18/320
1	12/320
2	18/320
3	12/320
4	17/320
5	11/320
6	15/320
7	9/320
8	12/320
9	7/320
10	9/320
11	5/320
12	7/320
13	4/320
14	5/320
15	3/320
16	3/320
17	1/320
18	1/320

Tablo 4.26'da S_4 test istatistiğinin sıfır hipotezi dağılımı verilmektedir.

$$P(S_4 \geq 12) = P(S_4 = 12) + P(S_4 = 13) + P(S_4 = 14) + P(S_4 = 15) + P(S_4 = 16) + P(S_4 = 17) + P(S_4 = 18) = 24/320 = 0,075$$

4.3.6 John Bryant Tarafından Önerilen Test

Tablo 4.27. S_5 test istatistiğinin sıra düzeni.

Birey	1.Grup	2.Grup	Sıra	
			1.Grup	2.Grup
1	1,9096321	0,1009572	11	1
2	1,8464614	0,9111777	10	6
3	0,2874231	1,3781056	4	8
4	3,0253367	2,0879423	14	12
5	3,6533466	1,5029662	15	9
6	1,3506067	-	7	
7	2,2595966	-	13	
8	-	0,4445360		5
9	-	0,2293286		3
10	-	0,1193191		2

Tablo 4.27'de S_5 test istatistiğinin sıra düzeni verilmektedir.

S_5 test istatistiği $(11+10+4+14+15+7+13) = 74$

Tablo 4.28. S_5 test istatistiğinin sıfır hipotezi dağılımı.

S_5 'in olası değerleri	H_0 altında olasılık
37	1/320
39	2/320
40	1/320
41	4/320
42	2/320
43	6/320
44	4/320
45	7/320
46	6/320
47	10/320
48	8/320
49	10/320
50	11/320
51	12/320
52	13/320
53	13/320
54	16/320
55	11/320
56	17/320
57	13/320
58	18/320
59	10/320
60	18/320
61	9/320
62	17/320
63	8/320
64	16/320
65	4/320
66	13/320
67	4/320
68	11/320
69	2/320
70	8/320
71	1/320
72	6/320
73	1/320
74	4/320
76	2/320
78	1/320

Tablo 4.28'de S_5 test istatistiğinin sıfır hipotezi dağılımı verilmektedir.

$$P(S_5 \geq 74) = P(S_5 = 74) + P(S_5 = 76) + P(S_5 = 78) = 7/320 = 0,021875$$

4.3.7 EV için İşaret Testi

Tablo 4.29. EV için İşaret Testi tablosu.

Birey	1.Grup	2.Grup	Fark	İşaret
1	1,9096321	0,1009572	1,8086749	+
2	1,8464614	0,9111777	0,9352837	+
3	0,2874231	1,3781056	-1,0906825	-
4	3,0253367	2,0879423	0,9373944	+
5	3,6533466	1,5029662	2,1503804	+

Tablo 4.29'da EV için işaret testinin test istatistiğini hesaplamak için çözüm tablosu verilmektedir. Test istatistiği pozitif işaretlilerin sayısıdır.

$$T_1 = 4$$

Tablo 4.30. T_1 için olasılık değerleri.

T_1 'nin olası değerleri	H_0 altında olasılık
0	0,03125
1	0,15625
2	0,31250
3	0,31250
4	0,15625
5	0,03125

Tablo 4.30'da EV için işaret testinin test istatistiği olasılık dağılımı verilmektedir.

$$T_1 = 4 \text{ için } p \text{ değeri} = 0,15625$$

4.3.8 EOY için Mann-Whitney Wilcoxon Testi

Tablo 4.31. EOY için Mann-Whitney Wilcoxon testi tablosu.

Birey	1.Grup	2.Grup	Fark	İşaret
1	1,3506067	0,4445360	0,9060707	+
2	1,3506067	0,2293286	1,1212781	+
3	1,3506067	0,1193191	1,2312876	+
4	2,2595966	0,4445360	1,8150606	+
5	2,2595966	0,2293286	2,0302680	+
6	2,2595966	0,1193191	2,1402775	+

Tablo 4.31'de EOY için Mann-Whitney Wilcoxon Testinin test istatistiğini hesaplamak için çözüm tablosu verilmektedir. Test istatistiği pozitif işaretlilerin sayısıdır.

$$T_2 = 6$$

Tablo 4.32. T_2 için olasılık değerleri.

T_2 'nin olası değerleri	H_0 altında olasılık
0	0,10
1	0,10
2	0,20
3	0,20
4	0,20
5	0,10
6	0,10

Tablo 4.32'de EOY için Mann-Whitney Wilcoxon testinin test istatistiğinin olasılık dağılımı verilmektedir.

$$T_2 = 6 \text{ için } p \text{ değeri}=0,10$$

4.3.9 Mann-Whitney Wilcoxon Testi ile İşaret Testinin Birleştirilmesi ile Elde Edilen Test

Test istatistiği T_1 ve T_2 test istatistiklerinin toplamına eşittir.

$$T_c = T_1 + T_2 = 4+6 =10$$

Tablo 4.33. T_c için olasılık değerleri.

T_c 'nin olası değerleri	H_0 altında olasılık
0	0,003125
1	0,018750
2	0,053125
3	0,100000
4	0,146875
5	0,178125
6	0,178125
7	0,146875
8	0,100000
9	0,053125
10	0,018750
11	0,003125

Tablo 4.3.'de Mann-Whitney Wilcoxon testi ile İşaret Testinin birleştirilmesi ile elde edilen testin test istatistiğinin olasılık dağılımı verilmektedir.

$$P(T_c \geq 10) = P(T_c =10) + P(T_c =11) =0,018750+0,003125=0,021875$$

4.3.10 EV için Wilcoxon İşaretli Sıra Sayılar Testi

Tablo 4.34. EV için Wilcoxon İşaret Sıra Sayılar Testi tablosu.

Birey	1.Grup	2.Grup	Fark	Sıralar	İşaretli Sıralar
1	1,9096321	0,1009572	1,8086749	4	4
2	1,8464614	0,9111777	0,9352837	1	1
3	0,2874231	1,3781056	-1.0906825	3	-3
4	3,0253367	2,0879423	0,9373944	2	2
5	3,6533466	1,5029662	2,1503804	5	5

Tablo 4.34'de EV için Wilcoxon İşaretli Sıra Sayılar Testinin test istatistiğini hesaplamak için çözüm tablosu verilmektedir. Test istatistiği pozitif işaretlilerin sıra toplamıdır.

$$T_{WC} = 4+1+2+5=12$$

Tablo 4.35. T_{WC} için olasılık değerleri.

T_{WC} 'nin olası değerleri	H_0 altında olasılık
0	0,03125
1	0,03125
2	0,03125
3	0,06250
4	0,06250
5	0,09375
6	0,09375
7	0,09375
8	0,09375
9	0,09375
10	0,09375
11	0,06250
12	0,06250
13	0,03125
14	0,03125
15	0,03125

Tablo 4.35'de EV için Wilcoxon İşaretli Sıra Sayılar testinin test istatistiğinin olasılık dağılımı verilmektedir.

$$\begin{aligned}
 P(T_{WC} \geq 12) &= P(T_{WC} = 12) + P(T_{WC} = 13) + P(T_{WC} = 14) + P(T_{WC} = 15) \\
 &= 0,06250 + 0,03125 + 0,03125 + 0,03125 = 0,15625
 \end{aligned}$$

4.3.11 Wilcoxon Sıra Testi ile Mann-Whitney Wilcoxon Testinin Birleştirilmesiyle Elde Edilen Test

Test istatistiği T_{WC} ve T_2 test istatistiklerinin toplamına eşittir.

$$T_{cw} = T_{WC} + T_2 = 12 + 6 = 18$$

Tablo 4.36. T_{cw} için olasılık değerleri.

T_{cw} 'nin olası değerleri	H_0 altında olasılık
0	0,003125
1	0,006250
2	0,012500
3	0,021875
4	0,031250
5	0,043750
6	0,056250
7	0,068750
8	0,078125
9	0,087500
10	0,090625
11	0,090625
12	0,087500
13	0,078125
14	0,068750
15	0,056250
16	0,043750
17	0,031250
18	0,021875
19	0,012500
20	0,006250
21	0,003125

Tablo 4.36'da Wilcoxon sıra testi ile Mann-Whitney Wilcoxon testinin birleştirilmesiyle elde edilen testin test istatistiğinin olasılık dağılımı verilmektedir.

$$P(T_{cw} \geq 18) = P(T_{cw} = 18) + P(T_{cw} = 19) + P(T_{cw} = 20) + P(T_{cw} = 21)$$

$$= 0,021875 + 0,012500 + 0,006250 + 0,003125 = 0,04375$$

4.3.12 Yeni İşaret Sıra Testi

Tablo 4.37. Yeni işaret sıra testi tablosu.

Birey	1.Grup	2.Grup	Fark	Sıra	İşaretli Sıra
1	1,9096321	0,1009572	1,8086749	7	7
2	1,8464614	0,9111777	0,9352837	2	2
3	0,2874231	1,3781056	-1,0906825	4	-4
4	3,0253367	2,0879423	0,9373944	3	3
5	3,6533466	1,5029662	2,1503804	11	11
6	1,3506067	0,4445360	0,9060707	1	1
7	1,3506067	0,2293286	1,1212781	5	5
8	1,3506067	0,1193191	1,2312876	6	6
9	2,2595966	0,4445360	1,8150606	8	8
10	2,2595966	0,2293286	2,0302680	9	9
11	2,2595966	0,1193191	2,1402775	10	10

Tablo 4.37’de yeni işaret sıra testinin test istatistiğini hesaplamak için çözüm tablosu verilmektedir. Test istatistiği pozitif işaretlilerin sıra toplamıdır.

$$T_{Yeni} = 7+2+3+11+1+5+6+8+9+10=62$$

Tablo 4.38. T_{Yeni} için olasılık değerleri.

T_{Yeni} 'nin olası değerleri	H_0 altında olasılık	T_{Yeni} 'nin olası değerleri	H_0 altında olasılık
0	0,003125000	34	0,027436418
1	0,001704545	35	0,027436418
2	0,001704545	36	0,027390422
3	0,002670455	37	0,026678842
4	0,002670455	38	0,026306818
5	0,003636364	39	0,025756223
6	0,004242424	40	0,024998647
7	0,005208333	41	0,024062500
8	0,005814394	42	0,023406385
9	0,007386364	43	0,022025162
10	0,008437500	44	0,021309524
11	0,010009470	45	0,020775162
12	0,009962121	46	0,019393939
13	0,011013258	47	0,018253517
14	0,012149621	48	0,017198323
15	0,013586310	49	0,015837392
16	0,014561688	50	0,014561688
17	0,015837392	51	0,013586310
18	0,017198323	52	0,012149621
19	0,018253517	53	0,011013258
20	0,019393939	54	0,009962121
21	0,020775162	55	0,010009470
22	0,021309524	56	0,008437500
23	0,022025162	57	0,007386364
24	0,023406385	58	0,005814394
25	0,024062500	59	0,005208333
26	0,024998647	60	0,004242424
27	0,025756223	61	0,003636364
28	0,026306818	62	0,002670455
29	0,026678842	63	0,002670455
30	0,027390422	64	0,001704545
31	0,027436418	65	0,001704545
32	0,027436418	66	0,003125000
33	0,027702922		

Tablo 4.38'de T_{Yeni} 'nin olasılık dağılımı verilmektedir.

$$P(T_{Yeni} \geq 62) = P(T_{Yeni} = 62) + P(T_{Yeni} = 63) + P(T_{Yeni} = 64) + P(T_{Yeni} = 65) + P(T_{Yeni} = 66) = 0,011875$$

4.4 KİV'yi İncelemekte Kullanılan Parametrik Olmayan Yöntemlerle İlgili Benzetim Çalışması

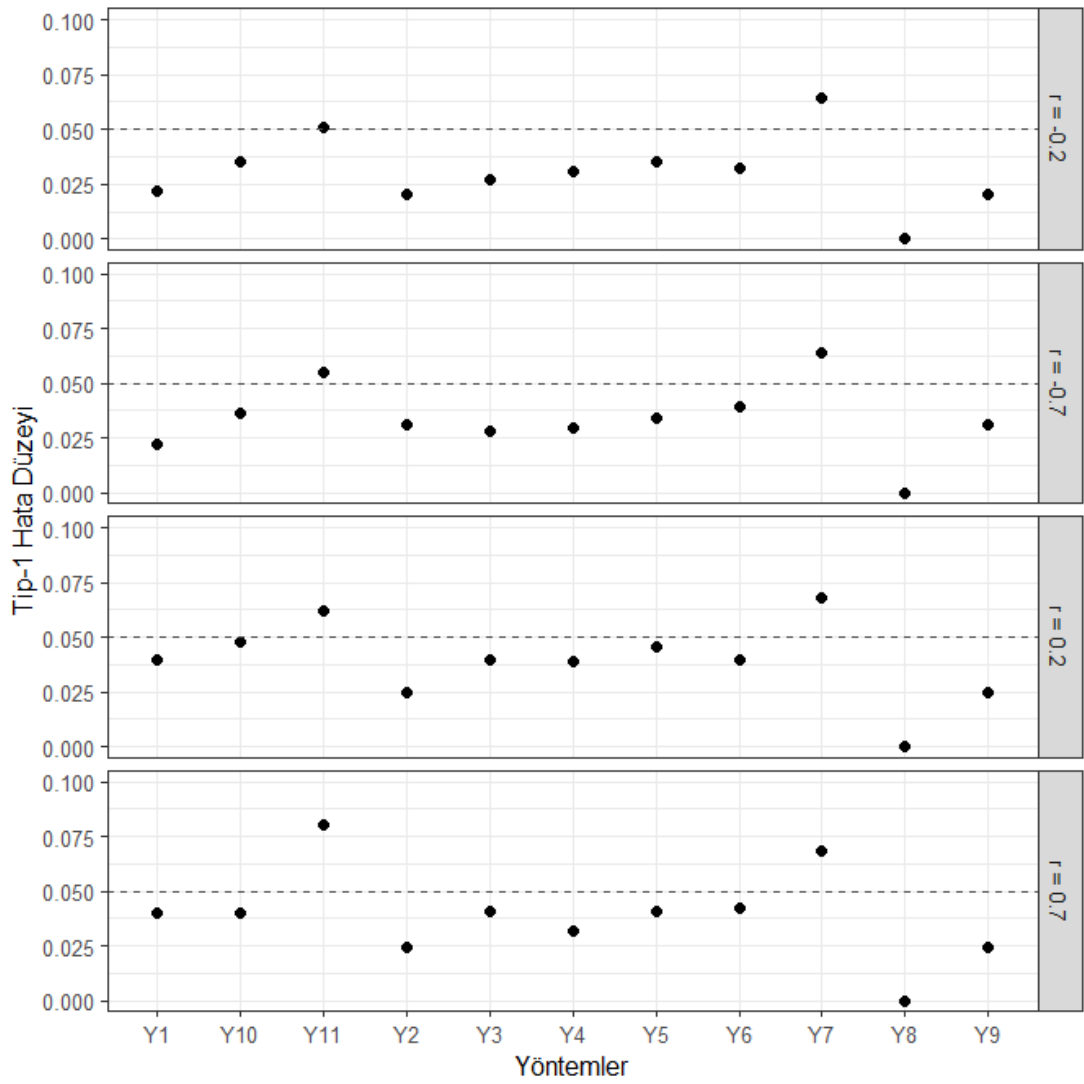
Parametrik olmayan yöntemlerde farklı korelasyon ve etki büyüklükleri için I. tip hata değerleri ile güç değerlerini incelemek amacıyla yapılan benzetim çalışması sonuçları aşağıda sunulmuştur. Geleneksel yöntem olarak seçilen liste boyunca silme yöntemi ile önerilen yöntemlerden T_{wc} aynı olduğu için sonuçları aynı satırda verilmiştir.

Tablo 4.39. Parametrik olmayan yöntemlerde $r=0,2$, $r= 0,7$, $r= -0,2$ ve $r= -0,7$ için

I. Tip Hata değerleri.

	$r = 0,2$	$r = 0,7$	$r = -0,2$	$r = -0,7$
Geleneksel Yöntem / T_{wc}	0,040	0,040	0,022	0,022
S_1	0,025	0,024	0,020	0,031
S_2	0,040	0,041	0,027	0,028
S_3	0,039	0,032	0,031	0,030
S_4	0,046	0,041	0,035	0,034
S_5	0,040	0,042	0,032	0,039
T_1	0,068	0,068	0,064	0,064
T_2	0	0	0	0
T_C	0,025	0,024	0,020	0,031
T_{cw}	0,048	0,040	0,035	0,036
T_{Yeni}	0,062	0,080	0,051	0,055

Tablo 4.39’da parametrik olmayan yöntemler için yapılan benzetim çalışmasında pozitif zayıf, pozitif yüksek, negatif zayıf, negatif yüksek korelasyonlarda I. Tip Hata değerleri verilmektedir. Buna göre T_1 ve T_{Yeni} dışındaki yöntemlerin I. Tip Hata değerleri 0,05’ten küçüktür. Ancak T_{Yeni} ’nin $r=0,7$ için I. Tip Hata değeri dışında T_1 ve T_{Yeni} ’nin I. Tip Hata değerleri uygun seviyededir. En düşük I. Tip Hata değerine T_2 sahiptir. Ancak T_2 ’nin tercih edilebilir bir yöntem olması için güç değerlerinin yüksek olması gerekir.



Şekil 4.7. Parametrik olmayan yöntemler için I. Tip Hata değerleri.

(Y1= Geleneksel Yöntem / T_{wc} , Y10= T_{cw} , Y11= T_{Yeni} , Y2= S_1 , Y3= S_2 , Y4= S_3 , Y5= S_4 , Y6= S_5 , Y7= T_1 , Y8= T_2 , Y9= T_c)

Şekil 4.7’de parametrik olmayan yöntemler için I. Tip Hata değerleri grafiği verilmektedir. Şekilden görüleceği üzere T_{Yeni} ve T_1 ’in I. Tip Hata değerleri 0,05’in üzerindedir.

Tablo 4.40. Parametrik olmayan yöntemlerde $d=0,4$, $d=0,8$, $d=1,2$, $d=1,6$, $d=2,0$ ve $r=0,2$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)

	$r = 0,2$				
	$d = 0,4$	$d = 0,8$	$d = 1,2$	$d = 1,6$	$d = 2,0$
Geleneksel Yöntem / T_{wc}	0,104	0,208	0,394	0,575	0,725
S_1	0,075	0,204	0,429	0,636	0,807
S_2	0,135	0,336	0,602	0,822	0,937
S_3	0,125	0,314	0,587	0,806	0,925
S_4	0,138	0,333	0,607	0,820	0,930
S_5	0,149	0,375	0,661	0,853	0,962
T_1	0,111	0,208	0,394	0,575	0,725
T_2	0	0	0	0	0
T_c	0,075	0,204	0,429	0,636	0,807
T_{cw}	0,151	0,379	0,661	0,859	0,956
T_{Yeni}	0,204	0,449	0,713	0,880	0,966

Tablo 4.40'da pozitif zayıf korelasyonda küçük, orta ve büyük etki büyüklükleri için güç değerleri verilmektedir. S_1 ve T_c 'nin güç değerleri aynıdır. Liste boyunca silme yöntemi ile T_1 'in sonuçları genel olarak aynıdır. T_2 'nin bütün senaryolarda güç değeri 0'dır. S_2 , S_3 , S_4 , S_5 , T_{cw} ve T_{Yeni} her senaryoda liste boyunca silme yönteminden daha güçlüdür. Birinci grupta tanıtılan beş adet yöntem arasında S_5 en güçlüdür. On bir adet test arasında en güçlü yöntem T_{Yeni} 'dir.

Tablo 4.41. Parametrik olmayan yöntemlerde $d=0,4$, $d=0,8$, $d=1,2$, $d=1,6$, $d=2,0$ ve $r=0,7$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)

	$r = 0,7$				
	$d = 0,4$	$d = 0,8$	$d = 1,2$	$d = 1,6$	$d = 2,0$
Geleneksel Yöntem / T_{wc}	0,146	0,449	0,727	0,897	0,968
S_1	0,103	0,321	0,559	0,743	0,862
S_2	0,191	0,533	0,825	0,946	0,992
S_3	0,201	0,561	0,836	0,960	0,983
S_4	0,223	0,594	0,878	0,974	0,997
S_5	0,184	0,521	0,808	0,936	0,987
T_1	0,149	0,449	0,727	0,897	0,968
T_2	0	0	0	0	0
T_c	0,103	0,321	0,559	0,743	0,862
T_{cw}	0,238	0,618	0,864	0,966	0,984
T_{Yeni}	0,272	0,575	0,771	0,917	0,968

Tablo 4.41'de pozitif yüksek korelasyonda küçük, orta ve büyük etki büyüklükleri için güç değerleri verilmektedir. T_2 dışındaki yöntemlerin tümünde korelasyon arttıkça güç değerleri artmaktadır. S_1 ile T_c aynı sonuçları vermektedir.

Liste boyunca silme yöntemi ile T_1 'in sonuçları genel olarak aynıdır. T_2 'nin bütün senaryolarda güç değeri 0'dır. $S_2, S_3, S_4, S_5, T_{cw}$ ve T_{Yeni} her senaryoda liste boyunca silme yönteminden daha güçlüdür. Birinci grupta tanıtılan beş adet yöntem arasında S_4 en güçlüdür. Her senaryoda en güçlü yöntem olmamasına rağmen S_4 on bir adet test arasında en güçlü yöntemdir.

Tablo 4.42. Parametrik olmayan yöntemlerde $d=0,4, d=0,8, d=1,2, d=1,6, d=2,0$ ve $r=-0,2$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)

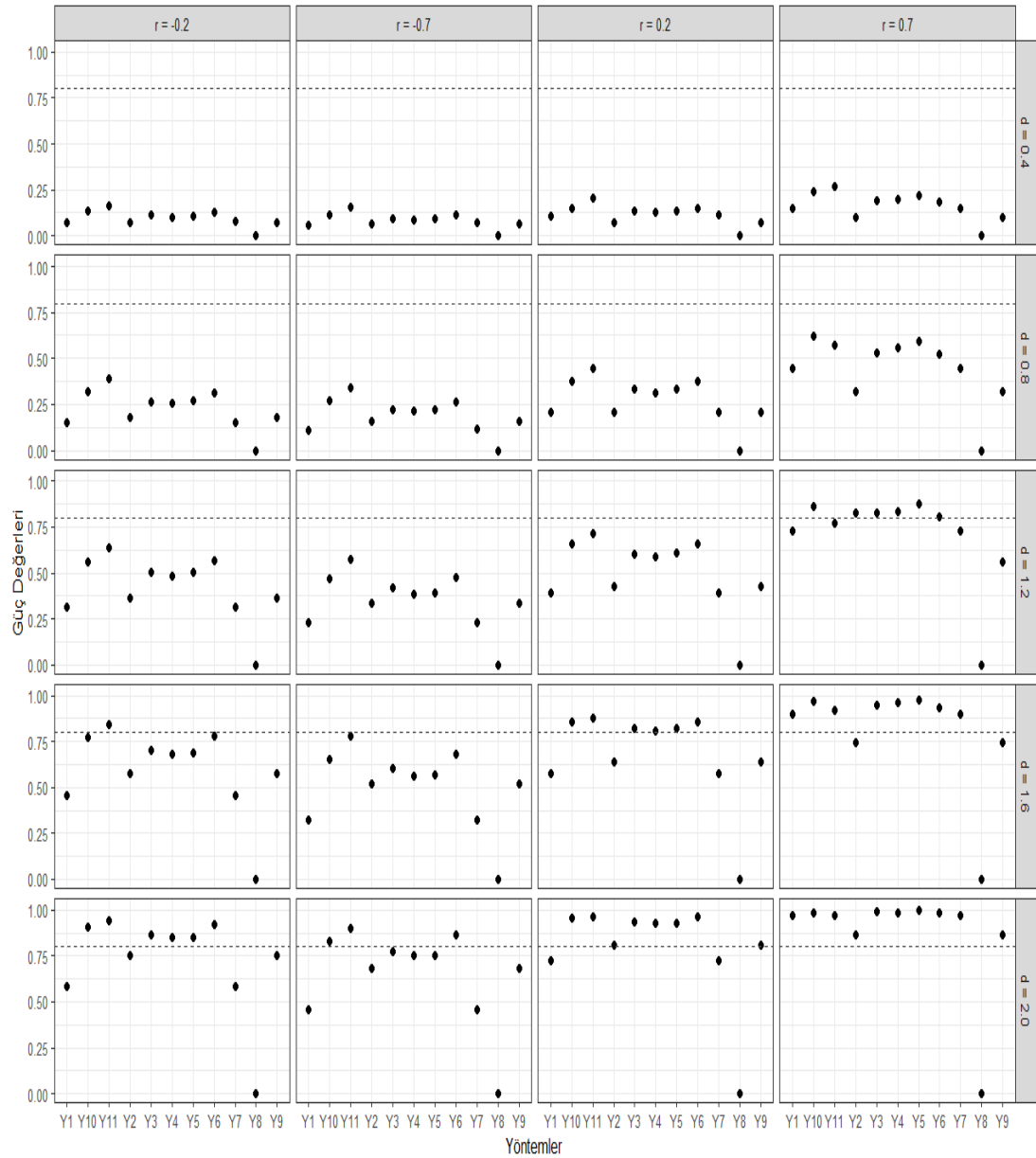
	r = -0,2				
	d = 0,4	d = 0,8	d = 1,2	d = 1,6	d = 2,0
Geleneksel Yöntem / T_{wc}	0,071	0,153	0,312	0,456	0,587
S_1	0,072	0,180	0,360	0,577	0,751
S_2	0,114	0,261	0,504	0,702	0,863
S_3	0,099	0,258	0,480	0,683	0,849
S_4	0,109	0,270	0,504	0,691	0,852
S_5	0,126	0,311	0,568	0,778	0,923
T_1	0,081	0,154	0,313	0,457	0,587
T_2	0	0	0	0	0
T_C	0,072	0,180	0,360	0,577	0,751
T_{cw}	0,134	0,319	0,559	0,772	0,906
T_{Yeni}	0,166	0,387	0,635	0,840	0,942

Tablo 4.42'de negatif zayıf korelasyonda küçük, orta ve büyük etki büyüklükleri için güç değerleri verilmektedir. T_2 dışındaki yöntemlerin tümünde negatif zayıf korelasyonda güç değerleri pozitif zayıf ve pozitif yüksek korelasyondaki güç değerlerine göre daha düşüktür. S_1 ile T_C aynı sonuçları vermektedir. T_2 'nin bütün senaryolarda güç değeri 0'dır. $S_1, S_2, S_3, S_4, S_5, T_C, T_{cw}$ ve T_{Yeni} her senaryoda liste boyunca silme yönteminden daha güçlüdür. Birinci grupta tanıtılan beş adet yöntem arasında S_5 en güçlüdür. Her senaryoda en güçlü yöntem olan T_{Yeni} on bir adet test arasında en güçlü yöntemdir.

Tablo 4.43. Parametrik olmayan yöntemlerde $d=0,4$, $d=0,8$, $d=1,2$, $d=1,6$, $d=2,0$ ve $r = -0,7$ için güç değerleri. ($\alpha=0,05$)

	$r = -0,7$				
	$d = 0,4$	$d = 0,8$	$d = 1,2$	$d = 1,6$	$d = 2,0$
Geleneksel Yöntem / T_{wc}	0,059	0,112	0,231	0,326	0,457
S_1	0,068	0,161	0,338	0,517	0,684
S_2	0,090	0,220	0,418	0,600	0,771
S_3	0,085	0,212	0,386	0,563	0,752
S_4	0,096	0,221	0,390	0,567	0,754
S_5	0,116	0,266	0,476	0,684	0,862
T_1	0,072	0,115	0,232	0,326	0,457
T_2	0	0	0	0	0
T_c	0,068	0,161	0,338	0,517	0,684
T_{cw}	0,113	0,267	0,468	0,656	0,829
T_{Yeni}	0,154	0,343	0,573	0,778	0,899

Tablo 4.43’de negatif yüksek korelasyonda küçük, orta ve büyük etki büyüklükleri için güç değerleri verilmektedir. T_2 dışındaki yöntemlerin tümünde negatif yüksek korelasyonda güç değerleri pozitif zayıf, pozitif yüksek ve negatif zayıf korelasyondaki güç değerlerine göre daha düşüktür. S_1 ile T_c aynı sonuçları vermektedir. T_2 ’nin bütün senaryolarda güç değeri 0’dır. S_1 , S_2 , S_3 , S_4 , S_5 , T_c , T_{cw} ve T_{Yeni} her senaryoda liste boyunca silme yönteminden daha güçlüdür. Birinci grupta tanıtılan beş adet yöntem arasında S_5 en güçlüdür. Her senaryoda en güçlü yöntem olan T_{Yeni} on bir adet test arasında en güçlü yöntemdir.



Şekil 4.8. Parametrik olmayan yöntemler için güç değerleri.

(Y1= Geleneksel Yöntem / T_{wc} , Y10= T_{cw} , Y11= T_{Yeni} , Y2= S_1 , Y3= S_2 , Y4= S_3 , Y5= S_4 , Y6= S_5 , Y7= T_1 , Y8= T_2 , Y9= T_c)

Şekil 4.8’de parametrik olmayan yöntemler için negatif zayıf, negatif yüksek, pozitif zayıf ve pozitif yüksek korelasyonlarda güç değerleri grafiği verilmektedir. Şekilden görüleceği üzere T_2 dışındaki yöntemlerin tümünde etki büyüklüğü arttıkça güç değerleri artmaktadır. T_2 dışındaki yöntemlerin tümünde pozitif korelasyondaki güç değerleri negatif korelasyondaki güç değerlerinden fazladır.

5. TARTIŞMA

Bu çalışmanın amaçlarından biri KİV ile ilgili parametrik ve parametrik olmayan yöntemleri tanıtmak, çalışmada tanıtılan yöntemler ile geleneksel yöntemler arasındaki farkları incelemek ve hangi yöntemin daha güçlü olduğunu belirlemeye çalışmaktır.

Çalışmada KİV ile ilgili sekiz adet parametrik yöntem tanıtılmıştır. İki örneklem t testi ve düzeltilmiş z testi kayıp gözlemler dışındaki tüm veriyi kullanmaktadır. Bağımlı t testi ise EOY'yi analiz dışında bırakmakta olup liste boyunca silme yöntemi ile aynıdır. Toplu t testi, ağırlıklı t testi, optimal toplu t testi ve değiştirilmiş en çok olabilirliğe dayalı test ise EV ve EOY'nin tüm gözlemlerini analize almaktadır. Çoklu atama yöntemi kayıp gözlemlerin yerine değerler atamaktadır. Bu durum EV ve EOY yanında kayıp gözlemlerin de analize dahil edilmesi anlamına gelmektedir. Parametrik yöntemlerle ilgili verilen uygulamada görüleceği üzere yöntemlerin tümünde birinci ve ikinci grubun ortalamaları arasında fark bulunmuştur. Bu örnekte geleneksel yöntem olan liste boyunca silme yöntemi ile çalışmada tanıtılan yöntemlerin aynı sonucu verdiği ve ortalamalar arasında var olan farklılığı belirleyebildiği görülmektedir.

Parametrik yöntemlerle ilgili yapılan benzetim çalışmasında geleneksel yöntem olarak seçilen liste boyunca silme yöntemi ile çalışmada tanıtılan parametrik yöntemler karşılaştırılmıştır. Değişik etki büyüklüklerinde ve korelasyon katsayılarında veri türetilip verinin %10'u, %30'u ve %50'si silinerek yöntemlerin performansı belirlenmeye çalışılmıştır. Parametrik yöntemlerin I. tip hata değerleri iki grubun varyansının eşit olması ve olmaması durumlarında incelenmiştir. Varyansların eşit olması durumuna bakıldığında bütün yöntemlerin uygun seviyede I. tip hata oranlarına sahip olduğu görülmektedir. Bu kuralın gerçekleşmediği tek durum ise güçlü negatif korelasyonda iki örneklem t testinin I. tip hata değerleridir. Varyansların eşit olmaması durumuna bakıldığında iki örneklem t testinin %10 ve %30 silinme yüzdelerindeki I. tip hata değerleri dışında tüm yöntemlerin uygun seviyede I. tip hata oranlarına sahip olduğu görülmektedir. Toplu t testi dışındaki yöntemlerde eksik gözlem yüzdesi arttıkça güç değerleri düşmektedir. Verinin %10'u silindiğinde toplu t testi güç olarak çok düşükken %30 ve %50 silinme

yüzdelerinde diğer yöntemlere güç olarak yaklaşmaktadır. Silinme yüzdesi arttıkça liste boyunca silme yöntemi ile çoklu atama yönteminde güç değerleri diğer yöntemlere göre daha fazla düşmektedir. Diğer bir deyişle, liste boyunca silme yöntemi ve çoklu atama yöntemi kayıp değer oranından daha fazla etkilenmektedir. Bu nedenle eğer elimizde tüm veriye oranla kayıp değer çok olduğu bir veri varsa liste boyunca silme yöntemi ile çoklu atama yöntemini kullanılmamalıdır. Pozitif korelasyon durumunda iki örneklem t testi dışındaki yöntemlerde genellikle korelasyon arttıkça güç değerleri artmakta iken negatif korelasyonda ise korelasyon arttıkça güç değerleri azalmaktadır. İki örneklem t testinde ise genellikle pozitif korelasyon durumunda korelasyon arttıkça güç azalmakta iken negatif korelasyon durumunda ise korelasyon arttıkça güç artmaktadır. Bir başka deyişle bütün yöntemler iki grup arasındaki korelasyonun yönü ve kuvvetinden etkilenmektedir. Böylece iki örneklem t testi pozitif güçlü korelasyonda en güçsüz yöntem çıkarken negatif güçlü korelasyonda en güçlü yöntem olmaktadır. Bu nedenle iki örneklem t testinin geleneksel yöntemlere göre üstün olamadığı sonucuna varmaktayız. Pozitif korelasyon durumunda geleneksel yöntemin gücü korelasyon arttıkça diğer yöntemlere yaklaşmaktadır. Verinin %10'unun silinmesi durumunda toplu t testinin gücünün çok düşük olması geleneksel yöntemlere göre üstün olmadığını göstermektedir. Çoklu atama yöntemi ise bütün senaryolara bakıldığında genel olarak geleneksel yöntemlere göre daha güçlü değildir. Ancak pozitif korelasyon durumunda korelasyon arttıkça çoklu atama yöntemi liste boyunca silme yöntemine göre daha güçlü olmaktadır. Bağımlı t testi ile geleneksel yöntem aynıdır. Böylece sekiz yöntemden dördü geleneksel yöntemlere göre daha güçlüdür ve tercih edilebilir. Üstün olan bu dört yöntemin güç değerleri birbirine yakın olmakla birlikte en güçlü yöntem ağırlıklı t testidir.

Çalışmada KİV ile ilgili on bir adet parametrik olmayan yöntem tanıtılmıştır. Birinci grupta tanıtılan beş adet test EV ve EOY için tüm gözlemleri kullanarak analiz yapmaktadır. İkinci grupta tanıtılan altı testten EV için işaret testi ve EV için Wilcoxon İşaretli Sıra Sayılar testi EOY'yi analiz dışında bırakmaktadır. EOY için Mann-Whitney Wilcoxon testi ise EV'yi analiz dışında bırakmaktadır. Mann-Whitney Wilcoxon testi ile işaret testinin birleştirilmesi ile elde edilen test,

Wilcoxon Sıra testi ile Mann-Whitney Wilcoxon testinin birleştirilmesiyle elde edilen test ve yeni işaret sıra testi EV ve EOY için tüm gözlemleri kullanmaktadır.

Parametrik olmayan yöntemlerle ilgili verilen uygulamada çalışmada tanıtılan on bir yöntem ile liste boyunca silme yönteminin p değerleri bulunmuştur. P değerleri incelendiğinde $\alpha=0,05$ için S_3 , S_4 , T_1 , T_2 , T_{WC} ve liste boyunca silme yönteminde birinci ve ikinci grubun ortancaları arasında fark bulunmazken diğer yöntemlerde ortancalar arasında fark bulunmuştur. $\alpha=0,10$ için T_1 , T_{WC} ve liste boyunca silme yönteminde birinci ve ikinci grubun ortancaları arasında fark bulunmazken diğer yöntemlerde ortancalar arasında fark bulunmuştur. Bir başka deyişle sadece EV'yi göz önüne alan testlerde p değerleri yüksek çıkmakta ve EV'yi göz önüne alan testler ortancalar arasında var olan farklılığı belirleyememektedir. Sadece p değerlerine bakarak hangi testin doğru sonuç verdiğini anlayamayacağımız için benzetim çalışması ile güç değerlerine bakmamız gerekmektedir.

Parametrik olmayan yöntemlerin I. tip hata değerlerine bakıldığında T_1 ve T_{Yeni} 'nin dışındaki yöntemlerin I. tip hata değerlerinin 0,05'ten küçük olduğu görülmektedir. Buna rağmen T_{Yeni} 'nin $r=0,7$ için I. tip hata değeri dışında T_1 ve T_{Yeni} 'nin I. tip hata değerleri uygun seviyededir. Güç değerlerine bakıldığında T_2 dışındaki yöntemlerin tümünde pozitif korelasyon durumunda korelasyon arttıkça gücün arttığı negatif korelasyon durumunda ise korelasyon arttıkça gücün azaldığı görülmektedir. Liste boyunca silme yöntemi pozitif korelasyon durumunda korelasyon ve etki büyüklüğü arttıkça güç olarak diğer yöntemlere yaklaşmaktadır. T_1 bütün senaryolarda geleneksel yöntemle aynı veya yakın sonuç vermektedir. S_1 ve T_C aynı sonucu vermektedir ve bazı senaryolarda liste boyunca silme yönteminden güçlü olmasına rağmen bütün senaryolarda liste boyunca silme yönteminden güçlü değildir. T_2 'nin bütün senaryolarda gücü 0 çıkmaktadır ve geleneksel yöntemden güçlü değildir. T_2 'nin gücünün sıfır çıkması, T_2 'nin ortancalar arasında var olan farklılığı belirleyemediğini göstermektedir. Liste boyunca silme yöntemi ile T_{wc} aynıdır. Bu nedenle geriye kalan altı yöntemin her senaryoda geleneksel yöntemden üstün olduğu ve geleneksel yöntemle tercih edilebileceği sonucuna ulaşılmaktadır. Güçlü çıkan altı testten en güçlü yöntem ise pozitif zayıf ve negatif zayıf korelasyon ile negatif yüksek korelasyon durumlarında diğer yöntemlere göre daha güçlü olan

T_{Yeni} 'dir. T_{Yeni} sadece pozitif yüksek korelasyon durumunda diğer yöntemlere göre en güçlü değildir.

Guo ve Yuan parametrik yöntemler için yaptıkları benzetim çalışmasında değiştirilmiş en çok olabilirliğe dayalı test ile optimal toplu t testini en güçlü yöntemler olarak önermiştir(19). Bu çalışmada ağırlıklı t testi, değiştirilmiş en çok olabilirliğe dayalı test, optimal toplu t testi ve düzeltilmiş z testi güçlü yöntemler olarak bulunmuştur. Tang, parametrik olmayan yöntemlerde 3-2-3 düzeninde S_1, S_2, S_3, S_4 ve S_5 için benzetim çalışması yapmış ve S_5 'i en güçlü test olarak önermiştir(36). Bu çalışmada 5-2-3 düzeninde S_1, S_2, S_3, S_4 ve S_5 arasında en güçlü yöntem S_5 bulunmuştur. Samawi ve ark. ise parametrik olmayan yöntemlerde 3-2-3 düzeninde $S_1, S_2, S_3, S_4, S_5, T_c, T_{cw}, T_{Yeni}$ için benzetim çalışması yapmış ve S_3, T_c, T_{cw} ve T_{Yeni} 'yi önermiştir(1). Bu çalışmada 5-2-3 düzeninde on bir yöntem için benzetim çalışması yapılmış ve T_{Yeni} en güçlü yöntem bulunmuştur.

6. SONUÇ VE ÖNERİLER

Özellikle sağlık alanında yapılan çalışmalarda kayıp veri sorunuyla sıklıkla karşılaşmaktadır. Aynı zamanda bağımlı iki gruptan verilerin elde edildiği durumlarla da karşılaşmaktadır. Bu nedenle, KİV bağımlı iki grupta oluşan kayıp veri durumudur ve titizlikle ele alınması gerekir.

KİV ile ilgili yapılan literatür taraması sonucunda on dokuz adet test bulunabilmiştir. Söz konusu on dokuz testten çoklu atama yöntemi dışındaki on sekiz test, kayıp verilerin yerine gözlem atamadan analizlerini yapmaktadır. Benzetim çalışmasında kayıp veri oranının yüksek olmadığı durumlarda çoklu atama yönteminin gücünün diğer yöntemlere yakın çıkması ileride yapılacak çalışmalarda çoklu atama yöntemi gibi yeni yöntemlerin bulunmasının çok önemli olduğunu göstermektedir.

Önceki yapılan çalışmalarda yöntemler arasında güç karşılaştırılması yapılmışken bu yöntemlerin geleneksel yöntemlerle karşılaştırılması yapılmamıştır. Bu karşılaştırma sonunda bazı yöntemler geleneksel yöntem olarak seçilen liste boyunca silme yönteminden daha güçlü çıkmamıştır. Bu nedenle bu karşılaştırmanın bundan sonraki çalışmalarda da yapılması gerektiği sonucuna ulaşılmıştır.

Parametrik ve parametrik olmayan yöntemlerle ilgili yapılan benzetim çalışmasında, çalışmada tanıtılan yöntemlerden geleneksel yöntemden güçlü çıkan yöntemlerin ileriki çalışmalarda kullanılabilceği sonucuna varılmıştır.

Benzetim çalışmasından elde edilen sonuçlardan biri de tüm veriye göre kayıp veri oranının yüksek olduğu durumlarda liste boyunca silme yönteminin kullanılmaması gerektiğidir. Buna rağmen bağımlı iki grup arasında pozitif yüksek korelasyon olduğu biliniyorsa ve kayıp veri mekanizması da TRK ise liste boyunca silme yöntemi kullanılabilir.

Bu çalışmada kullanılan tüm yöntemler için R 3.5.1 istatistiksel hesaplama yazılımında fonksiyonlar yazılmıştır. Bu fonksiyonlar R programında bir paket haline getirilerek kullanıcılara sunulabilir.

Son olarak bu çalışma KİV ile ilgili ülkemizde yapılan ilk çalışmadır. Ülkemizde KİV ile ilgili daha fazla çalışma yapılabilir. Bu çalışmalarda örneklem büyüklüğü ve silinme yüzdesi değiştirilebilir. Parametrik olmayan yöntemlerde farklı dağılımlardan veri türetilerek sonuçlar yorumlanabilir.

7. KAYNAKLAR



1. Samawi HM, Yu L, Vogel R. On Some Nonparametric Tests For Partially Observed Correlated Data: Proposing New Tests. *Journal of Statistical Theory and Applications*. 2015; 14 (2): 131-155.
2. Little RJA, Rubin DB. *Statistical Analysis with Missing Data*. 2 Baskı. New Jersey:John Wiley & Sons;2002.
3. Peter X, Song K. *Correlated Data Analysis: Modeling, Analytics, and Applications*. Newyork: Springer Science+Business Media;2007.
4. Allison PD. *Missing Data*. Thousand Oaks:Sage Publications Inc;2002.
5. Rubin DB. Inference and Missing Data. *Biometrika*.1976;63(3):581-592.
- 6.Ibrahim JG, Molenberghs G. Missing data methods in longitudinal studies: a review. *Test*. 2009;18:1-43.
- 7.Mcknight PE, Mcknight KM, Sidani S, Figueredo AJ. *Missing Data A Gentle Introduction*. Newyork :The Guilford Press;2007.
- 8.Daniels MJ, Hogan JW. *Missing Data in Longitudinal Studies Strategies for Bayesian Modeling and Sensitivity Analysis*. Boca Raton: Taylor & Francis Group;2008.
9. Peugh JL, Enders CK. Missing Data in Educational Research: A Review of Reporting Practices and Suggestions for Improvement. *Review of Educational Research*.2004;74(4):525-556.
10. Bouza-Herrera CN. *Handling Missing Data in Ranked Set Sampling*. Heidelberg:Springer;2013.
11. Little RJA. Regression With Missing X's: A Review. *Journal of the American Statistical Association*.1992;87(420):1227-1237.
12. Marsh HW. Pairwise deletion for missing data in structural equation models: Nonpositive definite matrices, parameter estimates, goodness of fit,and adjusted sample sizes.*Structural Equation Modeling*.1998;5(1):22-36.
13. Enders CK. *Applied Missing Data Analysis* . New York:The Guilford Press;2010.
14. Myers TA. Goodbye, Listwise Deletion: Presenting Hot Deck Imputation as an Easy and Effective Tool for Handling Missing Data. *Communication Methods and Measures*.2011;5(4):297-310.
15. Molenberghs G, Kenward MG. *Missing Data in Clinical Studies*.Chichester: John Wiley&Sons;2007.
16. Graham JW. *Missing Data Analysis and Design*. Newyork:Springer;2012.
17. Rubin DB. *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. New York: John Wiley&Sons;1987.
18. Little RJA. Regression With Missing X's: A Review. *Journal of the American Statistical Association*.1992;87(420):1227-1237.

19. Guo B, Yuan Y. A comparative review of methods for comparing means using partially paired data. *Statistical Methods in Medical Research*. 2015; 0(0):1-18.
20. Dubnicka SR, Blair RC, Hettmansperger TM. Rank-Based Procedures for Mixed Paired and Two-Sample Designs. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*.2002;1(1):32-41.
21. Li HQ, Tang NS, Yi JY. Confidence intervals construction for difference of two means with incomplete correlated data. *BMC Medical Research Methodology* .2016;16(31):1-18.
22. Bhoj DS. Testing equality of means of correlated variates with missing observations on both responses.1978;65(1):225-228.
23. Bhoj DS. On difference of means of correlated variates with incomplete data on both responses. *Journal of Statistical Computation and Simulation*.1984;19(4):275-289.
24. Campbell G. Testing Equality of Proportions with Incomplete Correlated Data. *Journal of Statistical Planning and Inference*.1984.10(3):311-321.
25. Choi SC, Stablein DM. Practical Tests for Comparing Two Proportions with Incomplete Data. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*.1982;31(3):256-262.
26. Ekbohm G. On comparing means in the paired case with incomplete data on both responses. *Biometrika*.1976;63(2):299-304.
27. Lee S, Lim J, Sohn I, Jung SH, Park CK. Two sample test for high-dimensional partially paired data. *Journal of Applied Statistics*.2015;42(9):1946-1961.
28. Li HQ, Chan ISF, Tang ML, Tian GL, Tang NS. Confidence-Interval Construction for Rate Ratio in Matched-Pair Studies with Incomplete Data. *Journal of Biopharmaceutical Statistics*.2014;24(3):546-568.
29. Lin PE. Procedures for Testing the Difference of Means with Incomplete Data. *Journal of the American Statistical Association*.1973;68(343):699-703.
30. Lin PE, Stivers LE. On difference of means with incomplete data. *Biometrika*.1974;61(2):325-334.
31. Looney SW, Jones PW. A method for comparing two normal means using combined samples of correlated and uncorrelated data. *Statistics in Medicine*.2003;22(9):1601-1610.
32. Rempala GA, Looney SW. Asymptotic properties of a two sample randomized test for partially dependent data. *Journal of Statistical Planning and Inference*.2006;136(1):68-89.
33. Samawi HM, Vogel R. Tests of homogeneity for partially matched-pairs data. *Statistical Methodology*. 2011;8(3):304-313.
34. Samawi HM, Vogel R. Notes on two sample tests for partially correlated (paired) data. *Journal of Applied Statistics*. 2014;41(1):109-117.
35. Tang ML, Tang NS. Exact Tests for Comparing Two Paired Proportions with Incomplete Data. *Biometrical Journal*.2004;46(1):72-82.

36. Tang X. New Test Statistic For Comparing Medians With Incomplete Paired Data[M.S. Thesis]. University of Pittsburgh;2007.
37. Satterthwaite Formula for Degrees of Freedom[Internet]. [Erişim tarihi 10 Eylül 2018]. Erişim adresi: <https://www.statisticshowto.com/datasciencescentral.com/satterthwaite-formula/>
38. Meier P. Variance of a Weighted Mean. *Biometrics*. 1953;9(1):59-73.
39. Rubin DB, Schenker N. Multiple Imputation for Interval Estimation From Simple Random Samples With Ignorable Nonresponse. *Journal of the American Statistical Association*. 1986;81(394):366-374.
40. Lipsitz SR, Parzen M, Zhao LP. A Degrees-Of-Freedom Approximation In Multiple Imputation. *J. Statist. Comput. Simul.* 2002;72(4):309-3018.
41. R Core Team (2018). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
42. H. Wickham. *ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis*. Springer-Verlag New York, 2016.
43. James Honaker, Gary King, Matthew Blackwell (2011). Amelia II: A Program for Missing Data. *Journal of Statistical Software*, 45(7), 1-47. URL <http://www.jstatsoft.org/v45/i07/>.
44. Venables, W. N. & Ripley, B. D. (2002) *Modern Applied Statistics with S*. Fourth Edition. Springer, New York. ISBN 0-387-95457-0.

8. EKLER

EK-1: Etik Kurul Yazısı

	<p>T.C. HACETTEPE ÜNİVERSİTESİ Girişimsel Olmayan Klinik Araştırmalar Etik Kurulu</p>
Sayı : 16969557-20	02.01.2018
Konu :	
<p>Prof. Dr. Erdem KARABULUT Tıp Fakültesi Biyoistatistik Anabilim Dalı Öğretim Üyesi</p>	
<p>Sayın Prof. Dr. KARABULUT,</p> <p>Kurulumuza değerlendirilmek üzere sunduğunuz GO 18/40 kayıt numaralı ve <i>"Kısmi İlişkili Verileri İncelemekte Kullanılan Parametrik ve Parametrik Olmayan Yöntemler"</i> başlıklı proje Kurulumuzun 02.01.2018 tarihli toplantısında değerlendirilmiş olup, çalışmanın açık veri tabanlarından elde edilecek örnek veri seti kullanılarak tamamlanacağı görülmüştür. Gönüllü insanlar üzerinde gerçekleştirilecek nitelikte olmayan bu tip çalışmalar Etik Kurulların kapsamı dışında kalmaktadır.</p> <p>Bu yazı ilgili protokolün etik açıdan incelendiğini belirtilmek için Etik Kurul kararı yerine geçmek üzere hazırlanmıştır.</p>	
	 Prof. Dr. Nurten AKARSU Başkan
<p>EK _____ : Toplantı Katılım Tutanağı.</p>	
<p>Hacettepe Üniversitesi Girişimsel Olmayan Klinik Araştırmalar Etik Kurulu 06100 Sıhhiye-Ankara Telefon: 0 (312) 305 1082 • Faks: 0 (312) 310 0580 • E-posta: goetik@hacettepe.edu.tr</p>	
<p>Ayrıntılı Bilgi için: _____</p>	

EK-2: Tez Çalışması Orijinallik Raporu**Dijital Makbuz**

Bu makbuz ödevinizin Turnitin'e ulaştığını bildirmektedir. Gönderiminize dair bilgiler şöyledir:

Gönderinizin ilk sayfası aşağıda gönderilmektedir.

Gönderen: Tuncay Yanarateş
Ödev başlığı: Kısmi İlişkili Verileri İncelemekte Kul...
Gönderi Başlığı: Kısmi İlişkili Verileri İncelemekte Kul...
Dosya adı: ER_LER_NCELEMEKTE_KULLANIL...
Dosya boyutu: 2.43M
Sayfa sayısı: 98
Kelime sayısı: 16,950
Karakter sayısı: 103,917
Gönderim Tarihi: 19-Ara-2018 02:46PM (UTC+0300)
Gönderim Numarası: 1059167951

T.C.
HACETTEPE ÜNİVERSİTESİ
SAĞLIK BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

KİSMİ İLİŞKİLİ VERİLERİ İNCELEMekte
KULLANILAN PARAMETRİK VE PARAMETRİK
OLMAYAN YÖNTEMLER VE BENZETİM ÇALIŞMASI

Tuncay YANARATEŞ

Biyoistatistik Programı
YÜKSEK LİSANS TEZİ

ANKARA
2018

Kısmi İlişkili Verileri İncelemekte Kullanılan Parametrik Ve Parametrik Olmayan Yöntemler Ve Benzetim Çalışması

ORIJINALLIK RAPORU

%5	%4	%1	%2
BENZERLİK ENDEKSİ	İNTERNET KAYNAKLARI	YAYINLAR	ÖĞRENCİ ÖDEVLERİ

BİRİNCİL KAYNAKLAR

1	Submitted to Hacettepe University Öğrenci Ödevi	%2
2	authors.library.caltech.edu İnternet Kaynağı	%1
3	Submitted to TechKnowledge Turkey Öğrenci Ödevi	<%1
4	iopscience.iop.org İnternet Kaynağı	<%1
5	www.sanko.edu.tr İnternet Kaynağı	<%1

9. ÖZGEÇMİŞ

Bireysel Bilgiler

Adı Soyadı: Tuncay YANARATEŞ

Yabancı Dil : 88,75-Yökdil

Eğitim Bilgileri

1998-2003 Hacettepe Üniversitesi - İstatistik Bölümü

2015- Hacettepe Üniversitesi – Biyoistatistik Bölümü