

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

HARİTA MÜHENDİSLİĞİ ANABİLİM DALI

JEODEZİK AMAÇLI UYUM İYİLİĞİ TESTLERİ UYGULANMASI: VLBI/GPS ORTAK
YERLEŞKELERİ SICAKLIK VERİLERİ ANALİZİ ÖRNEĞİ

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Jeodezi ve Fotogrametri Müh. Eyüp SOPACI

MAYIS 2013
TRABZON

**KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

HARİTA MÜHENDİSLİĞİ ANABİLİM DALI

**JEODEZİK AMAÇLI UYUM İYİLİĞİ TESTLERİ UYGULANMASI: VLBI/GPS
ORTAK YERLEŞKELERİ SICAKLIK VERİLERİ ANALİZİ ÖRNEĞİ**

Jeodezi ve Fotogrametri Mühendisi Eyüp Sopacı

**Karadeniz Teknik Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsünde
"HARİTA YÜKSEK MÜHENDİSİ
Unvanı Verilmesi İçin Kabul Edilen Tezdir.**

**Tezin Enstitüye Verildiği Tarih :12.04.2013
Tezin Savunma Tarihi :22.05.2013**

Tez Danışmanı : Yrd.Doç. Dr. Emine TANIR KAYIKÇI

Trabzon 2013

Karadeniz Teknik Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü

Harita Mühendisliği Anabilim Dalında

Eyüp SOPACI tarafından hazırlanan

**JEODEZİK AMAÇLI UYUM İYİLİĞİ TESTLERİ UYGULANMASI: VLBI/GPS
ORTAK YERLEŞKELERİ SICAKLIK VERİLERİ ANALİZİ ÖRNEĞİ**

**başlıklı bu çalışma, Enstitü Yönetim Kurulunun 29/ 01 / 2013 gün ve 1491 sayılı
kararıyla oluşturulan jüri tarafından yapılan sınavda**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

olarak kabul edilmiştir.

Jüri Üyeleri

Başkan : Prof. Dr. Mualla YALÇINKAYA

Üye : Prof. Dr. Temel KAYIKÇIOĞLU

Üye : Yrd. Doç. Dr. Emine TANIR KAYIKÇI

Prof. Dr. Sadettin KORKMAZ

Enstitü Müdürü

ÖNSÖZ

Gerçek hayatta bir tasarım yapılmadan önce birtakım ölçümler ve bu ölçümlerden matematiksel hesaplamalar ve kestirimler yapılır. Bu durum özellikle matematik uygulayıcıları olan tüm mühendislik disiplinlerinde geçerlidir. Ölçümler ve bu ölçümler üzerinde yapılan birtakım matematiksel uygulamalar sonucunda elde edilen değerlerin doğruluğu tüm mühendislik disiplinleri açısından büyük öneme sahiptir. Uyum iyiliği testleri bu türden konularda uygulayıcılara yol gösterirler.

Bu çalışma kapsamında iki farklı uydu/uzay gözlem ortak istasyonlarından alınan sıcaklık verileri üzerinde zaman serisi analizleri yapılmış ve sonuçlar farklı uyum iyiliği test yöntemleriyle test edilmiştir. Böylelikle uyum iyiliği testleri gerçek hayattan elde edilen ve birtakım matematiksel işlemlerden geçen verilere uygulanmış ve testlerin özelliklerine ilişkin bilgiler edinilmiştir.

Tez hazırlama süresince emeği geçen hocam Emine Tanır Kayıkçı'ya teşekkür etmek isterim. Bunun yanında beni bu çalışmalara yönlendiren, sadece akademik anlamda değil, aynı zamanda hayata dair de birçok şey öğrendiğim, merhum hocam Aslan DİLAVER'i ayrıca saygıyla anmak isterim. O; her zaman önce dinleyen, hep çok emek veren, kişiyi din, dil, milliyet ayrımı yapmaksızın insanlığı ve emeğiyle değerlendirecek bir erdeme sahip, düşüncesini her zaman alçak gönüllülükle ifade eden, bir bilim insanının olması gerektiği kişiydi. Huzur içinde uyuyun hocam.

Eyüp SOPACI
Trabzon 2013

TEZ BEYANNAMESİ

Yüksek Lisans Tezi olarak hazırlanmış olan bu çalışma “Jeodezide Uyum İyiliği Testlerinin Uygulaması Ve Testlerin Güç Bakımından Karşılaştırılması” Prof. Dr. Aslan DİLAVER danışmanlığında başlamış olup, Nisan 2011’de Prof. Dr. Aslan DİLAVER’in vefatı üzerine aynı Anabilim Dalında öğretim üyesi Yrd. Doç. Dr. Emine Tanır KAYIKÇI danışmanlığında devam ettirilmiştir. Tezi, danışmanlarım Prof. Dr. Aslan DİLAVER ve Yrd. Doç. Dr. Emine Tanır Kayıkçı’nın sorumluluğunda tamamladığımı, analizleri kendim yaptığımı, kaynaklardan aldığım bilgileri metinde ve kaynakçada eksiksiz olarak gösterdiğimi, çalışma sürecinde bilimsel araştırma ve etik kurallara uygun olarak davrandığımı ve aksinin ortaya çıkması durumunda her türlü yasal sonucu kabul ettiğimi beyan ederim. 22/05/2013

Eyüp SOPACI

İÇİNDEKİLER

Sayfa No

ÖNSÖZ.....	III
TEZ BEYANNAMESİ.....	IV
İÇİNDEKİLER.....	V
ÖZET.....	VII
SUMMARY.....	VIII
ŞEKİLLER DİZİNİ.....	IX
TABLolar DİZİNİ.....	X
SEMBOLLER DİZİNİ.....	XI
1. GENEL BİLGİLER.....	1
1.1. Giriş.....	1
1.2. Normal Dağılım.....	3
1.3. Zaman Serisi Analizi ve Uyuşumsuz Ölçüler Testi.....	4
1.4. Normal dağılımı Belirlemede Kullanılan Grafik Yöntemler.....	7
1.5. Hipotez Testleri.....	7
1.6. Yuvarlama Testleri.....	8
1.7. Uyum İyiliği Testleri.....	9
1.7.1. χ^2 - Bazlı Uyum İyiliği Testleri.....	9
1.7.1.1. Pearson χ^2 Testi.....	10
1.7.2. Frekans Bazlı Ampirik Dağılım Fonksiyon Testleri.....	12
1.7.2.1. Kolmogorov-Smirnov Testi.....	13
1.7.2.2. Lilliefors Testi.....	16
1.7.2.3. Anderson-Darling Testi.....	19
1.7.3. Regresyon ve Korelasyon Bazlı Testler.....	20
1.7.3.1. Shapiro-Wilk Testi.....	22
1.7.3.2. Shapiro-Francia Testi.....	26
1.7.4. Moment Çıkaran Fonksiyon Bazlı Test Yöntemleri.....	28
1.7.4.1. D'Agostino Testi.....	30
1.7.4.2. Jarque-Bera Testi.....	32
1.7.4.3. Çarpıklık ve Basıklık Testleri.....	32

2.	YAPILAN ÇALIŞMALAR.....	33
2.1.	Wetzell Tüm Gün Verileri İçin Uygulama	36
2.1.1.	Wetzell Tüm Gün Serisi İçin Zaman Serisi Analizi	38
2.1.2.	Wetzell Tüm Gün Verilerinin Uyum İyiliği Test Sonuçları.....	40
2.2.	Wetzell Gece Verileri İçin Uygulama	41
2.2.1.	Wetzell Gece Verileri İçin Zaman Serisi Uygulaması	42
2.2.2.	Wetzell Gece Verileri İçin Uyum İyiliği Test Sonuçları.....	44
2.3.	Wetzell Gündüz Verileri İçin Uygulama.....	47
2.3.1.	Wetzell Gündüz Verileri İçin Zaman Serisi Uygulaması	47
2.3.2.	Wetzell Gündüz Verilerinin Uyum İyiliği Test Sonuçları.....	50
2.4.	Matera Tüm Gün Verileri İçin Uygulama	52
2.4.1.	Matera Tüm Gün Verileri İçin Zaman Serisi Uygulaması	54
2.4.2.	Matera Tüm Gün Hata Verilerinin Test Sonuçları	56
2.5.	Matera Gece Verileri İçin Uygulama	57
2.5.1.	Matera Gece Verileri İçin Zaman Serisi Analizi	58
2.5.2.	Matera Gece Hata Verileri İçin Test Sonuçları	60
2.6.	Matera Gündüz Verileri İçin Uygulama	61
2.6.1.	Matera Gündüz Verileri İçin Zaman Serisi	61
2.6.2.	Matera Gündüz Hata Verileri İçin Test Sonuçları	64
2.7.	Verilerin Grafiklerinin İncelenmesi.....	65
3.	BULGULAR	72
4.	TARTIŞMA.....	74
5.	SONUÇLAR.....	77
6.	ÖNERİLER	81
7.	KAYNAKLAR.....	83
	ÖZGEÇMİŞ	

Yüksek Lisans Tezi

ÖZET

JEODEZİK AMAÇLI UYUM İYİLİĞİ TESTLERİ UYGULANMASI: VLBI/GPS ORTAK
YERLEŞKELERİ SICAKLIK VERİLERİ ANALİZİ ÖRNEĞİ

Eyüp SOPACI

Karadeniz Teknik Üniversitesi
Fen Bilimleri Enstitüsü
Harita Mühendisliği Anabilim Dalı
Danışman: Yrd. Doç. Dr. Emine TANIR KAYIKÇI
2013, 86 Sayfa

Bu çalışma kapsamında Avrupa’da iki farklı bölgedeki Matera (İtalya) ve Wettzell (Almanya) VLBI/GPS gözlem istasyonları ortak yerleşkeleri istasyonlarında kaydedilen sıcaklık verileri kullanılmıştır. İstasyonlarda kaydedilen veriler zaman serisi şeklinde oldukları için zaman serisi analizi uygulanmıştır. Seri, trend, sinyal ve hata bileşenlerinden oluştuğu varsayılmış ve trend ve sinyal bileşenleri modellenerek seriden arındırılmıştır. Trend için lineer trend modeli, sinyal için ise sinüs kosinüs bileşenlerinden oluşan bir model kullanılmıştır. Sinyal (mevsimsel etki) modelleme için katsayılar lineer en küçük kareler yöntemiyle kestirilmiştir. Böylece, orjinal zaman serisi verileri trend ve sinyal etkisinden arındırılarak, zaman serisi hata bileşenleri elde edilmiştir. Hata verilerin normal dağılıma uygunluğunu test etmek amacıyla, on uyum iyiliği testi, χ^2 bazlı testlerden Pearson testi, ampirik dağılım fonksiyonu testlerinden, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors, AndersonDarling testleri, Regresyon korelasyon bazlı testlerden Shapiro-Wilk ve Shapiro-Francia testleri, moment bazlı test yöntemlerinden D’Agostino, Jarque Bera, çarpıklık ve basıklık testleri uygulanmış. Teorik olarak normal dağılımda olması beklenen bu verilerle “verilerin normal dağılımdadır” ve “veriler normal dağılımda değildir” şeklinde kurulan hipotezler yardımıyla uyum iyiliği test sonuçlarına göre, uygulanan zaman serisi analizlerinin ne kadar yeterli olduğu konusunda irdelemeler yapılmıştır. Uyum iyiliği test sonuçlarını desteklemek amaçlı grafik yöntemlerin bazıları da bu çalışmada kullanılmıştır. Çalışmada, uygulanan uyum iyiliği test yöntemlerinin karakterleri de göz önüne alınarak, testlerinin uygulanmasına ilişkin öneriler sunulmuştur.

Anahtar Kelimeler : Zaman Serisi Analizi, Uyum İyiliği Testi, VLBI-GPS, Normal Dağılım

Master Thesis Thesis

SUMMARY

USING OF GOODNESS OF FIT TESTS FOR GEODETIC APPLICATIONS: CASE STUDY ON
ANALYSING OF TEMPERATURE DATA AT VLBI/GPS CO-LOCATED SITES

Eyüp SOPACI

Karadeniz Technical University
The Graduate School of Natural and Applied Sciences
Geodesy Graduate Program
Supervisor: Assoc. Prof. Emine TANIR KAYIKÇI
2013, 86 Pages

In this study, temperature data which are collected from VLBI/GPS co-located sites of two different regions in Europe Matera (Italy) and Wettzell (Germany), have been used. Since the data collected at sites are in the form of time series, time series analyses and conventional k_0 -sigma outlier detection have been implemented for these data sets in advance of using goodness of fit tests. The series have been decomposed to trend, signal (seasonal) and residual components. Linear trend model has been applied for the trend components. Models which consist of sine and cosine components, have been applied for signal part. Coefficients of signal and trend have been estimated by using linear least square estimation method. Thus by decomposing trend and signal effect from original time series, residual components of time series have been acquired. For testing goodness of fit of normal distribution, ten goodness of fit tests have been implemented, i.e Pearson χ^2 test as χ^2 based tests; Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling test as frequentist tests; Shapiro-Wilk or Shapiro-Francia tests as regression-correlation tests; D'Agostino, Jarque-Bera, skewness and kurtosis test as moment based tests. Sufficiency of time series analyses have been analyzed with respect to the results of goodness of fit test aided by using such hypothesis, "data distribute normally" and "data do not distribute normally", on the data which are theoretically assumed to distribute normally. Some of graphical methods have been utilized in order to support results of goodness of fit tests. By taking into consideration characters of implemented goodness of fit tests, some proposals concerning the application of goodness of fit tests have been put forward.

Key Words : Time Series Analyses, Goodness of Fit Test, VLBI-GPS

ŞEKİLLER DİZİNİ

Sayfa No

Şekil 1.	Standart normal dağılım	4
Şekil 2.	t testi için kuramsal olasılık yoğunluk değerleri.....	8
Şekil 3.	Komogorov-Smirnov test büyüklüğü	14
Şekil 4.	Normal dağılımda basıklık gösterimi	21
Şekil 5.	Normal olmayan dağılımların çarpıklık katsayısına göre örnek görünümleri.	29
Şekil 6.	Basıklık katsayısına göre dağılımların örnek görünümleri.....	29
Şekil 7.	Wettzell jeodezik gözlemevi.....	34
Şekil 8.	Matera jeodezik gözlemevi.....	34
Şekil 9.	Avrupa'daki bazı VLBI istasyonlarını	35
Şekil 10.	Wettzell istasyonunda 1-20 ocak 2013 tarihleri arasında 15 dakika aralıklarla gözlenen sıcak verileri	37
Şekil 11.	Wettzell tüm gün hata verileri için zaman serisi analizi ve uyumsuz ölçüler testi.....	39
Şekil 12.	Wettzell gece hata verileri için zaman serisi analizi ve uyumsuz ölçüler.....	43
Şekil 13.	Wettzell gündüz hata verileri için zaman serisi analizi ve uyumsuz ölçüler testi.....	49
Şekil 14.	Matera istasyonunun 1-19 ocak tarihleri arasında gözlenen sıcaklık verileri.....	53
Şekil 15.	Matera tüm gün hata verileri için zaman serisi analizi ve uyumsuz ölçüler testi.....	55
Şekil 16.	Matera gece verileri için zaman serisi analizi ve uyumsuz ölçüler testi.....	59
Şekil 17.	Matera gündüz verileri için zaman serisi analizi ve uyumsuz ölçüler testi...	63
Şekil 18.	Wettzell hata verileri için grafik gösterimler	68
Şekil 19.	Matera hata verileri için grafik gösterimler	71

TABLULAR DİZİNİ

	Sayfa No
Tablo 1. Kolmogorov-Smirnov kritik değer tablosu.....	16
Tablo 2. Lilliefors yaklaşım değerleri(Abdi Ve Molin 1998).....	17
Tablo 3. Shapiro-Wilk Kritik değer tablosu.....	24
Tablo 4. Wettzell tüm gün hata verileri için uyum iyiliği testleri sonuçları	40
Tablo 5. Wettzell gece hata verileri için test sonuçları	46
Tablo 6. Wettzell gündüz hata verileri için test sonuçları.....	51
Tablo 7. Matera tüm gün hat verilerinin test sonuçları	57
Tablo 8. Matera gece hata verileri için test sonuçları	60
Tablo 9. Matera gündüz hata verileri için test sonuçları	65
Tablo 10. Wettzell hata verileri için testlerin özet tablosu	77
Tablo 11. Matera hata verileri için testlerin özet tablosu.....	79

SEMBOLLER DİZİNİ

μ	:Bir veri kümesinin umut değeri
σ^2	:Bir veri kümesinin varyansı
φ	:Gauss dağılım fonksiyonu
λ	:Frekans
$U_d(f)$:Sinyalin frekans değerleri (Fourier Dönüşümü)
χ^2	:Chi kare test büyüklüğü
W_n^2	:İki dağılım arasındaki sapma ölçümü
K_n	:İki dağılım arasındaki sapma ölçümü
Ψ	:Ağırlık Fonksiyonu
D_n	:Kolmogorov-Smirnov test büyüklüğü
F	:Dağılım fonksiyonu
A_n^2	:Anderson-Darling test büyüklüğü
W	:Shapiro-Wilk test büyüklüğü
W'	:Shapiro-Francia test büyüklüğü
$\sqrt{b_1}$:Çarpıklık değeri
b_2	:Basıklık değeri
K^2	:D'Agostino test büyüklüğü
JB	:Jarque-Bera test büyüklüğü
$VLBI$:Çok Uzun Bazlı Eterferometri
GPS	:Küresel Konum Belirleme Sistemi

1. GENEL BİLGİLER

1.1. Giriş

Doğayla ilgilenen, veri toplayan, bu veriler temelinde modellemeler yapan tüm disiplinlerde; uygulamaların doğruluğunu belirlemek, hayati önem taşır. Hesaplamalar sonucu bulunan değerler her zaman doğru ya da istenilen hassasiyette olmayabilir. Böylesi hataların belirlenmesinde belirli matematik-istatistik kurallardan yararlanır.

Dilaver (2009), merhum hocamız Prof. Dr. Aslan Dilaver'in henüz yayımlanmamış "jeodezik dataların istatistiksel analizi" kitabında, jeodezik verilerin büyük oranda rasgele değişken karakterli yani normal dağılımda olduğunun varsayıldığından bahsetmektedir. Aynı zamanda bu verilerin belirli doğrusal dönüşümü sonucu oluşan yeni değerlerin de matematik-istatistik kuralı olarak rasgele karakterli olması gerektiğinden ifade edilmiştir. Aksi durumda ya ölçüler üzerinden yapılan parametre kestirimi yanlış hesaplanmış, ya da kurulan model veriye uygun değil ya da uygulamalar yeterli değildir. Başka bir örnek verirsek; belirli periyotlarla elde edilen bir zaman serisi üzerinden yapılan kestirimin doğru olup olmadığı konusunda irdelemeler, belirli matematik- istatistik kurallar temel alan testler çerçevesinde yapılabilir. "Uyum İyiliği Testleri " bu türden testlere örnektir. Uyum iyiliği testleri, en basit anlamda, deneysel verilerin belirli bir kuramsal dağılım olarak kabul edilip edilemeyeceğini irdeler. Bu testler, kuramsal olarak tanımlanmış varsayılan dağılımları (normal, lognormal, weibull v.b.) temel alırlar ve bu varsayımlarına göre farklılık gösterirler. En bilinen kuramsal dağılım "Gauss dağılımı" veya daha yaygın kullanımıyla "normal dağılım" dır. Normal dağılımın; t-testi, Lineer Regresyon testi ve varyans analizi (ANOVA) gibi birçok istatistik yöntemleri uygulamak için temel alınan varsayım olması sebebiyle en önemli kuramsal dağılımlar arasındadır. Eğer, verilerin normal dağılımda olduğu kabulü geçerli olmazsa, istatistik yöntemlerin sonuçlarının yorumu geçersiz olur ya da güvenilir olmaz. En çok kullanılan uyum iyiliği testleri normal dağılımı temel alan "normal dağılım uyum iyiliği" ya da kısaca "normalite" testleridir.

Normal dağılıma uygunluk belirleme yöntemleri içinde genel bir sınıflandırma;

1. Grafik Metotlar
2. Yuvarlama Metotları (Back in the envelope)
3. Uyum İyiliği Testleri

şeklinde yapılabilir. Grafik yöntemler, normal dağılıma uygunluğu belirlemek için kullanılan en kolay yöntemlerdir. Bu yöntemler, her ne kadar normal dağılıma uygunluğu belirlemeye hizmet etseler de yeterli değildir. Bu nedenle, grafik metotları desteklemek için uyum iyiliği testleri veya yuvarlama metotları kullanılır.

İstatistik literatüründe 40'a yakın "normal dağılım uyum iyiliği testi" bulunmaktadır (Dufour, vd., 1998). Bu tez çalışmasındaki uygulamalarda da "normal dağılım uyum iyiliği testleri" kullanılmıştır. Bu test yöntemleri, dağılımı belirleyen parametreleri temel alarak farklılık gösterirler. Örneğin normal dağılım; olasılık yoğunluk fonksiyonu ile gösterildiği gibi, dağılım fonksiyonu veya moment çıkaran fonksiyonu temelinde veya deneysel verilerin arasındaki varyans-kovaryans fonksiyonuyla da ifade edilir.

Tez kapsamında, GPS (Global Positioning System- Global Konum Belirleme Sistemi) ve VLBI (Very Long Baseline Interferometry - Çok Uzun Baz Enterferometrisi) ortak yerleşkeli Almanya, Bavyera eyaletindeki Wettzell gözlemevi ve İtalya'nın güneyindeki Matera'da bulunan Matera gözlemevi istasyonlarında 20 gün boyunca 15'er dakikalık aralıklarla kaydedilmiş sıcaklık verileri kullanılmıştır. Bu iki istasyonda kaydedilen sıcaklık verilerinden zaman serisi oluşturulmuştur. Alınan veriler tüm gün, gece ve gündüz ayrı olmak üzere üç farklı grupta incelenmiştir. Her iki istasyon için tüm gün, gece ve gündüz verileri olmak üzere toplam 6 veri kümesi için uygulama yapılmıştır.

Veriler zaman serisi şeklinde kaydedilmiş olduklarından, verilere uygun modeller ve yöntemler uygulanarak zaman serisi analizi yapılmıştır. Zaman serisi analizi sonucunda verilere ilişkin hatalar elde edilmiştir. Elde edilen hatalar, teorik olarak normal dağılım özelliği göstermesi beklenmektedir. Verilerin normal dağılımda olup olmadıklarını test etmek için uyum iyiliği testleri uygulanmıştır. Bu çalışmada, jeodezik verilerin irdelenmesine daha yaygın kullanılan, χ^2 bazlı testlerden Pearson testi, ampirik dağılım fonksiyonu testlerinden, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors, Anderson-Darling testleri, Regresyon korelasyon bazlı testlerden Shapiro-Wilk ve Shapiro-Francia testleri, moment bazlı test yöntemlerinden D'Agostino, Jarque Bera, çarpıklık testi ve basıklık testi kullanılmıştır. Bu testler, daha sonra grafik gösterimlerle de desteklenmiştir.

Uyum iyiliği testleri ve grafik gösterimlerle, zaman serisi analizinin ne kadar yeterli ve doğru yapıldığına, verilere ne kadar uygun olduğuna yönelik sonuçlar elde edilmiştir. Tez çalışmasında, Matera Avrupanın güneyinde, ve Wettzell buna göre daha kuzeyinde bulunan farklı bölgelerdeki bu ortak yerleşkelerdeki istasyonlardan elde edilen sıcaklık verilerinin test yöntemleri ile açığa çıkarılabilecek karakteristikleri üzerine bazı irdelemeler yapılabilmesi amaçlanmaktadır. Çalışmada, uyum iyiliği testleri kıyaslanarak, bu testlerin uygulanmasına yönelik önerilerde de bulunulması de hedeflenmektedir.

Uyum iyiliği testleri normal dağılımdan başka dağılımlar için de uygulanabilir. Örneğin, Biswas vd., (2008), Kolmogorov-Smirnov testini ses tanımlama uygulamasında kullanılmıştır.

Güner ve Johnson, (2007), Shapiro-Wilk testi ile çarpıklık testlerinin, darbeli sinüzoidal radyo frekansları karışımlarının belirlenmesinde ve benzeri çalışmalarda etkin bir şekilde kullanılabileceğini göstermektedir.

Kolmogorov-Smirnov ve Shapiro-Wilk gibi bazı testler iki deneysel veri arasındaki farkların anlamlı olup olmadığını da inceleyebilirler. Srinivasan vd., (2005) ,Kolmogorov-Smirnov iki örneklem testini, imza doğrulama yöntemlerinde kullanmıştır. Dass ve Berger, (2000) araçların gaz yayılımlarıyla ilgili yaptıkları çalışmada χ^2 testi, Kolmogorov-Smirnov testi, ShapiroWilk testi, Srinivasan ve RML testlerini Weibull ve Lognormal dağılımlarını temel almışlardır.

Türkiye’de Jeodezi alanında yüksek lisans ve doktora aşamasında bu test yöntemlerinin kullanımlarına ilişkin herhangi bir çalışmaya henüz rastlanmamıştır (URL 2, 2013). Bu sebeple, hazırlanan bu tez çalışmasından elde edilecek sonuçların, ve gelecekteki uygulamalara yönelik önerilerin, jeodezi alanında bu konularla ilişkili yapılacak çalışmalara da katkı sağlaması beklenmektedir.

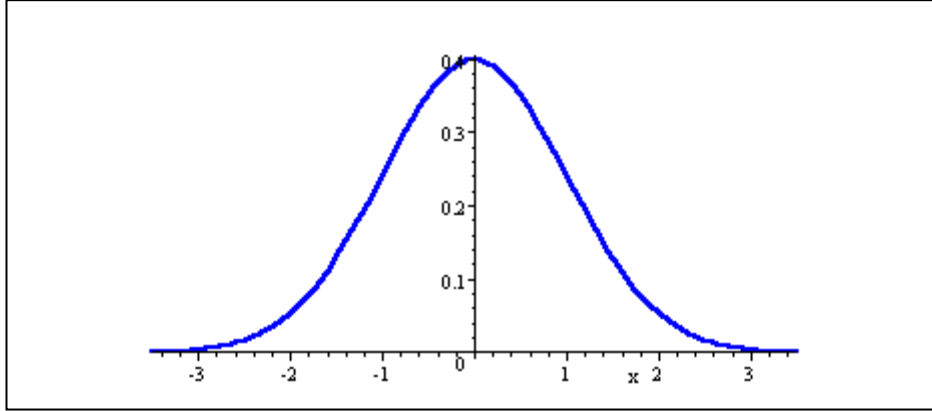
1.2. Normal Dağılım

Normal dağılım sürekli dağılım ailesinden en çok bilinen dağılım türüdür. Gauss dağılımı olarak da bilinir. Pratik uygulamalarda en çok uygulanan dağılım türüdür. Bir x rasgele değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonu;

$$\varphi_{\mu,\sigma^2}(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} \quad (1)$$

şeklinde iki parametre ile tam olarak tanımlanabilir. Bu parametreler konum gösteren umut değeri μ ve ölçek gösteren varyanstır σ^2 .

Standart normal dağılımın umut değeri $\mu=0$ varyansı da $\sigma^2=1$ 'dir. Olasılık yoğunluk fonksiyonunu ilk defa Karl Friedrich Gauss tanımlamıştır. Bu parametrelere göre standart normal dağılım olasılık yoğunluk fonksiyonu çan eğrisi şeklinde olur (Şekil 1).



Şekil 1. Standart normal dağılım

1.3. Zaman Serisi Analizi ve Uyuşumsuz Ölçüler Testi

Zamana göre değişim gösteren serilere zaman serileri denir. Belirli bir zaman aralığında kesikli veya devamlı, toplanan veriler bir zaman serisini oluşturur. Yani, zaman serisinin her verisi zamanla ilişkili olarak kaydedilir. Satışlar, sıcaklık, yağış, enflasyon, nüfus artışı vb. veriler zaman serisi olarak ifade edilebilir. Tez kapsamında GPS-VLBI ortak yerleşkeli Uydu/Uzay Gözlem istasyondaki sıcaklık değerleri kullanılmıştır. Bu istasyonlardan birisi Almanya, Bavyera eyaletindeki Wettzell istasyonu, diğeri de İtalya'daki Matera istasyonudur.

Bir zaman serisi genel olarak trend, sinyal ve rasgele hataların etkileri ile değişim gösterirler. Veriler hakkında bilgi edinmek, serinin içerisinde var olan sinyal ve trend etkilerini ortaya çıkarmak, sinyal işleme ve geleceğe yönelik tahmin yapmak amacıyla zaman serileri analizi yapılmalıdır. Bir zaman serisi için iki farklı model kullanılabilir. Bunlar eklenmiş “added” veya çarpılmış “multiplied” modellerdir. Bu çalışmada eklenmiş model;

$$x = T + S + R \quad (2)$$

şeklinde kullanılmıştır. Burada; x veriler vektörünü, T serideki trend vektörü bileşenini, S serideki sinyal vektörü, R 'de diğer bileşenlerden bağımsız olarak hata vektörünü temsil eder.

Trend, serilerde uzun dönem hareketidir. Bir serinin uzun dönem içerisinde belirli bir yöndeki eğilimidir. Trend, artma ya da azalma yöneliminde olabilir. Sinyal değişimleri, genellikle iklim veya saate ilişkindir. Örneğin zaman serisi üzerinde verilerin kısmi dönemlerinin diğer dönemlere göre farklılık göstermesidir. Rasgele değişim ise, trend veya sinyal değişimi gibi belirli olmayan, hata olarak, ifade edilebilecek değişimlerdir

Serideki trendler genellikle doğrusal veya parçalı şekilde zaman düzleminde modellenip ayıklanabilirler. Sinyal (mevsimsel) etkisinin belirlenmesi işlemleri trend belirlemeye göre daha fazla işlem gerektirir. Sinyal etkilerin genellikle sinüs ve kosinüs bileşenlerinden oluştuğu varsayılır. Yani zaman boyunca tekrarlandığından dolayı seri üzerinde etkili olan bir yada birden çok frekansın belirlenmesi gerekir. Hatalar da trend ve sinyal etki giderildikten sonra yansız olarak geriye kalması gereken rasgele karakterli hatalardır. Dolayısıyla bu hataların dağılımı normal dağılımda olmalıdır.

Zaman serisi analizinin uygulanmasında öncelikle verilere uygun bir trend modeli belirlenir. Bu model düz lineer bir model olabileceği gibi verilerde ani değişikliklerin bulunduğu yerlere göre kırıklı lineer modeller de olabilir. Trend analizi uygulamalarında trend için model belirlenip seriden ayıklanması gerekir.

Daha sonraki aşamada sinyal için uygun bir model belirlenir. Bu işlem trend belirlemeye göre daha karmaşıktır. Sinyal modelleri genellikle sinüs, kosinüs bileşenli bir fonksiyon şeklinde tanımlanırlar ve seri içindeki etkili frekans veya frekanslara göre değişiklik gösterirler.

Bu çalışmada seri üzerinde etkili olan frekansı bulmak için “Kesikli Fourier Dönüşümü” uygulanmış ve dönüşüm sonucundaki en büyük mutlak değere sahip frekans veya frekanslar sinyal modellemede kullanılmıştır. Kesikli Fourier dönüşümün modeli

$$U_a(f) = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} u[k] \exp(-j2\pi f k T) \quad (3)$$

biçimindedir. Burada $u[k]$, $k=1,2,\dots,n$ olmak üzere orijinal zaman serisi, $U_d(f)$ değeri ise serinin frekans düzlemindeki değerleridir. Bu tez kapsamında kesikli fourier dönüşümü MATLAB programındaki “fft” (Fast Fourier Transformation) komutuyla yapılmıştır.

Sinyal modeli serinin karakterine göre seçilir. Bu uygulama kapsamında sıcaklık değerleri gece eğri şeklinde azalıp gündüz de eğri şeklinde artarak devam eden bir görünümündedir. Bu durumu en iyi sinüs ve kosinüs fonksiyonlarından oluşan bir model sağlayabilir. Çalışmada; Fourier dönüşümü sonucunda belirlenen en etkili frekanslar sinüs ve kosinüs bileşenlerinden oluşan modelde kullanılmıştır. Buna göre s etkili frekans $i=1,2,\dots,s$ sinyali modellemede kullanılan frekans sayısı, t_k ($k=1,2,3,\dots,n$) zaman noktalarında kaydedilen $x_k = x(t_k)$ verileri aşağıdaki gibi sinüs ve kosinüs bileşenlerinden oluşan

$$x_k = T_k + \sum_{i=1}^s \beta_{2i-1} \cos 2\pi\lambda_i t_k + \beta_{2i} \sin 2\pi\lambda_i t_k \quad (4)$$

bir modele uygun olduğu kabul edilir. Burada, $T_k = at_k + b$ şeklinde hesaplanan lineer trend modelidir. λ_i ($i=1,2,3,\dots,s$) değerleri ise Fourier dönüşümü sonucunda belirlenen en etkili frekansları göstermektedir. β_{2i} ve β_{2i-1} parametreleri, $i=1,2,3,\dots,s$;

$$\sum_{k=1}^n \left[(x_k - T_k) - \left(\sum_{i=1}^s \beta_{2i-1} \cos 2\pi\lambda_i t_k + \beta_{2i} \sin 2\pi\lambda_i t_k \right) \right]^2 = \min \quad (5)$$

amaç fonksiyonu ile ”En Küçük Kareler”(EKK) yöntemiyle kestirililer (Tanir vd., 2004).

Bu şekilde, trend ve sinyal seriden bileşenler ayrıldıktan sonra geriye bağımsız rasgele karakterli olması beklenen hatalar kalır. Bu hatalar kuramsal olarak normal dağılıma yakınsaması beklenir. Eğer yakınsamıyorsa uygulanan model ve yöntem hatalı veya eksik olabilir. Aynı zamanda veriler içerisinde mevcut olabilecek uyuşumsuz ölçüler yanıltıcı etki sağlıyor olabilir.

Birçok uygulamada, uyuşumsuz ölçüleri tespit etmek önemlidir. Uyuşumsuz ölçüleri belirlemede geleneksel mühendislik yaklaşımı, $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$, normal dağılımda olduğunu varsayılan verilerden μ ortalama değer ve σ standart sapmayı kestirip bu verilerden k_0 -sigma sınırının $[\mu - k_0 \cdot \sigma, \mu + k_0 \cdot \sigma]$ ($k_0=2,3,6$ gibi önceden seçilmiş bir değer)

dışına düşen x değerlerini uyuşumsuz olarak işaretleme prensibine dayanan k_0 -sigma yöntemidir. Bu tez kapsamında uyuşumsuz ölçüler testi olarak geleneksel k_0 -sigma yöntemi kullanılmıştır. k_0 tez kapsamındaki tüm uygulamalarda 2 olarak alınmıştır.

1.4. Normal Dağılımı Belirlemede Kullanılan Grafik Yöntemler

Grafik yöntemler basitçe, verilerin, ölçeği, konumu verilerin kendi aralarındaki ilişki vb. istatistik parametreleri temel alan grafik çiziminden oluşur. Grafik yöntemler dağılımların gösteriminde etkili olabilirler ancak dağılımda çarpıklık olduğu durumlarda hatalı yorumlamalara da neden olabilirler. Bu nedenle, jeodezik verilerin irdelenmesinde bu grafiklerin istatistik test yöntemleriyle de desteklenmesi gereklidir. Grafik yöntemler tanımlayıcı çizimler ve teoriden türetilmiş çizimler olmak üzere iki guruba ayrılabilirler.

Tanımlayıcı çizimlere örnek olarak “stem-and-leaf”, “dot”, “box” ve “histogram” çizimleri örnek gösterilebilir. Az sayıdaki veriler için “stem” ve “dot” çizimleri etkin sonuçlar verirken veri sayısının çok olduğu yerlerde “box” ve “histogram” çizimleri daha iyi sonuç verir. (Hun Myoung Park, 2008).

Teoriden üretilen çizimlere, P-P (probability-probability veya percentile-percentile) ve Q-Q (quantile-quantile) çizimleri bu türe iki örnektir. P-P çiziminde verilerin ampirik birikimli dağılım fonksiyonu belirli bir teorik birikimli dağılım fonksiyonu ile kıyaslanır. Eğer veriler ilgili teorik dağılıma yakınsa, çizgi şeklindeki teorik dağılıma yakın bir yere düşer. Q-Q çiziminde ise yine verilerin yüzde oranları çizgi şeklindeki teorik normal dağılımın oranlarına göre çizilir. Eğer veriler normal dağılıma yakın ise lineer çizgiye yakın bir yere düşerler.

1.5. Hipotez Testleri

Normal dağılıma uyum iyiliğini test etmek için kullanılacak hipotez testlerinde, örnek küme için üretilen öncül bir ifade ya da varsayım hipotez yada sıfır hipotezi “ H_0 ” olarak kabul edilir. Bu öncül ifade bu tez çalışması içerisinde “veriler normal dağılımdadır” hipotezini kapsar. Bunun karşısında seçenek hipotezi “ H_s ” ise sıfır hipotezinin olumsuzudur ve bu çalışma kapsamında H_s seçenek hipotezi “veriler normal dağılımda değildir” ifadesini karşılar. Kurulan hipotezleri test etmek için, ikinci aşamada

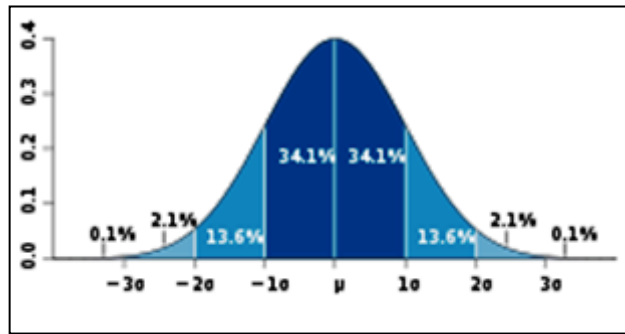
bir test büyüklüğü hesaplanır. Test büyüklükleri her test için ayrı hesaplanan değerlerdir. Üçüncü aşamada “ α ” yanılma olasılığına göre kritik değer, ya ilgili tablolardan alınır ya da günümüzde daha yaygın bir şekilde yapıldığı üzere testlerin kritik değerleri için oluşturulmuş analitik formüller ve ya katsayılarından yararlanılarak hesaplanır.

Hesaplanan ya da tablodan alınan değerler ile test büyüklüğü ya da test büyüklüğünün standart normal dağılımdaki olasılık karşılığı “ p ” değeri hesaplanır ve bu değer yanılma olasılığı ile karşılaştırılır. Eğer standart normal dağılıma çevrilmiş p değeri, hipotezdeki α yanılma olasılığından küçük ise yanılma olasılığı sınırları içerisindedir ve verileri normal dağılımda kabul eden H_0 sıfır hipotezi reddedilir ve H_s seçenек hipotezi kabul edilir ve veriler normal dağılımda değildir. Tersi durumda, p değeri α yanılma olasılığından büyük ise, H_0 sıfır hipotezi kabul edilir ve veriler normal dağılımdadır sonucuna varılır.

1.6. Yuvarlama Testleri

Basit olarak bu test yöntemi örnekleminin maximum ve minimum noktasını alıp “ z ” standart normal dağılıma göre test büyüklüğünü hesaplar ve bu değeri 68-95-99.7 kuralı olarak adlandırılan standart normal dağılımın varyans değerine göre 3 eşit parçaya ayrıldığı ve bu bölgelere olasılık değerinin karşılık gelip gelmediğine göre kıyaslar. Ya da tam anlamda t istatistiği olarak da adlandırılır.

Bu yöntem özellikle verilerde çarpıklık var ise etkili bir test olabilir. Hesap kolaylığından dolayı istatistikçi olmayanlar içinde kullanışlı bir testtir (Hun Myoung Park, 2008).



Şekil 2. t testi için kuramsal olasılık yoğunluk değerleri

1.7. Uyum İyiliği Testleri

Uyum iyiliği testleri genel olarak, deneysel verilerin dağılımını herhangi bir kuramsal dağılım ya da bu dağılımdan türetilen diğer fonksiyonları temel alarak, belirli bir yanılma olasılığına göre kuramsal dağılımdan sapmalarının anlamlı olup olmadığı üzerine kurulur. Bir dağılımın frekansını, dağılım fonksiyonunu, dağılımlar arasındaki regresyon korelasyon ilişkisini ve moment çıkaran fonksiyonunu temel alarak, normal dağılımdan olan sapmalarını inceleyen birçok test yöntemi vardır.

Uygulamada, bir veri kümesinin normal dağılımda olup olmadığını belli bir anlamlılık seviyesine göre istatistik olarak irdelenmesinde kullanılan, sözü edilen bazı normal dağılım uyum iyiliği testleri konu edindikleri dağılımın özelliklerine göre bazı değişiklikler gösterilirler (Dilaver, 2009). Bu değişiklikler, dağılımın basıklığı ve çarpıklığı yanında verilerin deneysel dağılımının kuramsal dağılımından olan doğrusal sapmalarının konu edilmesi şeklinde sıralanabilirler. Sözü edilen bu farklı karakterdeki özellikler, aynı zamanda verilerin normal dağılımda olup olmadıklarının irdelenmesinde kullanılacak istatistik testlerin türünü de belirlemektedir.

Normal dağılımdan olan sapmaları inceleyen uyum iyiliği test yöntemlerini,

1. χ^2 - Bazlı testler
 2. Frekans Bazlı Ampirik birikimli dağılım fonksiyon testleri (uzaklık, sapma ölçümü testleri)
 3. Regresyon-Korelasyon Bazlı Test Yöntemleri
 4. Moment Bazlı Test Yöntemleri
- olarak dört ana başlık altında gruplandırabiliriz.

1.7.1. χ^2 - Bazlı Uyum İyiliği Testleri

χ^2 bazlı testler,

H_0 : veriler normal dağılımdadır.

H_s : veriler normal dağılımda değildir.

şeklinde kurulan H_0 sıfır hipotezi ve H_s seçenек hipotezlerini test etmek için uygulanır.

Bu testler, referans olarak χ^2 kuramsal dağılımını temel alan test yöntemleridir. İşlem adımları sonucunda bulunan test büyüklüğü, asimtotik olarak χ^2 dağılımına yaklaştığı kabul edilir. Elde edilen deneysel test büyüklüğü ona karşılık gelecek, kuramsal χ^2 test büyüklüğü ile kıyaslanır ve örneklem üzerinde değerlendirme yapılır.

Pearson'un χ^2 test'i, diğer χ^2 testleri arasında en yaygın kullanılanıdır. Teste konu olan teorem Karl Pearson tarafından 1900 yılında ortaya atılmıştır (Pearson, 1900). Pearson'un χ^2 testi'nin uygulanmasında iki önemli adım vardır. Birincisi test istatistiğinin hesaplanması ikincisi ise temel alınan teorik dağılıma göre değişen serbestlik derecesinin belirlenmesidir.

1.7.1.1. Pearson χ^2 Testi

Pearson χ^2 testinde, test büyüklüğünün hesabı için verilerin normal dağılım ortalaması 0'a ve varyansı da 1'e eşitlenerek veriler standart normal dağılıma dönüştürülür $X \sim N(\mu, \sigma^2)$. Bu işlem için; $\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^k x_i}{n}$; ortalama değer ve $s = \sqrt{\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n-1}}$; standart sapma olmak üzere; verilerin standartlaştırılmış değeri,

$$\frac{x - \mu}{\sigma} = Z \sim N(0,1) \quad (6)$$

yardımla hesaplanır.

Test büyüklüğünün hesaplanmasında ikinci aşama sınıfların bağıl yığılmalarını hesaplamaktır. Bunun için standartlaştırılmış veriler, belirli bir sınıf genişliği seçilerek, sınıflara ayrılır. Burada sınıf genişliğinin yada sınıf sayısının seçimi önemlidir ve testin karakterini değiştirir. Farklı χ^2 testlerinde sınıf seçimleri için farklı formüller geliştirilmiştir. Öztürk ve Şerbetçi (1992)'ye göre bu test yönteminin uygulanması için veri sayısının olması gerekir ve sınıf sayısı: $k = \sqrt{n} + 1$ ve sınıf genişliği:

$$d = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{k}$$

şeklinde seçilir. Ancak χ^2 testlerinde bu şekilde belirlenen sınıf genişlikleri ve sayısı her zaman geçerli olmayabilir. Özellikle veri sayısı 100'den fazla olduğu durumlarda yukarıdaki formülle hesaplanan sınıf sayısı Pearson χ^2 testi için uygun olmamaktadır.

Böylesi bir durumdan kaçınmak için sınıf genişliği ve sınıf sayısı yukarıdaki formülde açıklandığı şekliyle değil kuramsal sınıf genişliğini $d=0.4$ olarak da yapılabilir (Eadie vd., 1982). Böylelikle sınıf sayısı yaklaşık $k=10$ olur. MATLAB programının “chi2gof” fonksiyonu da özellikle sınıf sayısı belirlenmediğinde varsayılan sınıf sayısı için bu algoritmayı kullanmaktadır. Ayrıca sınıf sayısının az olması gibi çok fazla olması da testin gücünü etkileyen önemli bir faktördür. Uygulamalarda kullanılan en ideal sınıf sayısı 5 ile 15 arasındadır (Okatan, 2007).

Sınıf sayısının belirlenmesinin yanında her bir sınıf için yığılmaların sayısına da dikkat edilmesi gerekir. Örneğin bir sınıf için yığılma $n_i=5$ 'ten küçük ise sınıf komşu bir sınıfla birleştirilmelidir. Sınıf sayısı belirlendikten sonra her sınıfa düşen yığılmalar sayıldıktan sonra, her sınıfın bağıl yığılmaları;

$$\bar{f}_i = \frac{n_i}{n} \quad (7)$$

eşitliği ile hesaplanır. Gözlenen bağıl yığılmalara karşılık olarak standart normal dağılım için bağıl yığılmaların kuramsal değerleri de;

$$P_i = \phi\left(z_i + \frac{d}{2}\right) - \phi\left(z_i - \frac{d}{2}\right) \quad (8)$$

şeklinde hesaplanır. Pearson χ^2 testi için test büyüklüğü

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i} \quad (9)$$

şeklinde hesaplanır. Burada; $i = 1, \dots, k$ sınıf sayılarını göstermek üzere;

χ^2 : kuramsal χ^2 dağılımına yaklaşan (asimptotik), birikimli test büyüklüğünü,

n_i : her sınıf için yığılmaları

n : veri sayısı

p_i : bağıl sınıf yığılmalarının kuramsal değerini temsil eder.

(9) eşitliği ile hesaplanan test büyüklüğünün, $k-3$ serbesik derecesi alınarak, MATLAB “chi2cdf” fonksiyonu yardımıyla p standart normal dağılımdaki değeri elde

edilir ve bu deęer 1'den ıkartılarak hipotez testinde kullanılacak p olasılık deęeri elde edilir. Eęer p olasılık deęeri, seilen α yanılma olasılıęından kkse verilerin normal daęılımda olduęunu varsayan H_0 hipotezi reddedilir, buna karřın eęer p olasılık deęeri seilen α yanılma olasılıęından bkkse verilerin normal daęılımda olduęunu varsayan H_0 hipotezi kabul edilir.

Yukarıda bahsedilen Pearson χ^2 testi, MATLAB programlama dilinde "chi2gof" fonksiyonu ile uygulanabilmektedir. Bu tez kapsamında da Pearson χ^2 testi, $k=10$ sınıf sayısı olmak zere, serbestlik derecesi $k - 3$ alınarak MATLAB'ın chi2gof fonksiyonu yardımıyla uygulanmıřtır.

1.7.2. Frekans Bazlı Ampirik Daęılım Fonksiyon Testleri

Frekans bazlı testler,

H_0 : veriler normal daęılımdadır.

H_s : veriler normal daęılımda deęildir.

řeklinde kurulan H_0 sıfır hipotezi ve H_s seenek hipotezinin testi iin uygulanır.

Ampirik birikimli daęılım fonksiyonlu test yntemlerinde temel dřnce, ampirik birikim daęılım fonksiyonunun kuramsal daęılım fonksiyonundan sapmalarının lmne dayanır. Bu sapmaların lmnde kullanılan en temel iki fonksiyon,

$$W_n^2 = n \int_{-\infty}^{\infty} [F_n(x) - F(x)]^2 \psi[F(x)] dF(x) \quad (10)$$

$$K_n = \sup_{-\infty < x < \infty} \sqrt{n} |F_n(x) - F(x)| \sqrt{\psi[F(x)]} \quad (11)$$

řeklinde hesaplanır. Burada, $k = 1, \dots, n$ iken, $F_n(x) = k/n$, olmak zere ampirik birikimli daęılım fonksiyonunu; $\psi [F(x)] \geq 0$, aęırlık fonksiyonunu; W_n^2 ve K_n , deęerleri de sapma lmlerini temsil eder.

Yukarıdaki test byklę hesabında kullanılan teorik fonksiyonun srekli olması řartıyla, asimptotik olarak hesaplanan bir deęerle kıyaslama yapılır. Bu kıyaslama sonucunda verilerin asimptotik olarak belirli bir daęılım fonksiyonuna yaklařıp yaklařmadıęı saptanır.

Ampirik Dağılım Fonksiyon Testleri, χ^2 testinden farklı olarak, veriler arasında herhangi bir sınıflandırma yapmaya ihtiyaç duymaz. Ayrıca χ^2 testi veri sayısının az olduğunda etkin sonuçlar veremezken, bu test yöntemleri etkin sonuçlar verirler (Lilliefors, 1967).

Bu tip test yöntemi için temel fikirler Kolmogorov, Smirnov, Cramér, vonMises, Anderson ve Darling tarafından ortaya atılmıştır. Bu fikirler daha sonraları testler üzerindeki farklı incelemelerle, ilerletilmiştir. Özellikle ağırlık fonksiyonu üzerinde yapılan çalışmalarla test yöntemleri daha esnek hale getirilmiştir (Anderson vd., 1952). Bu test yöntemlerinde uyum iyiliği test istatistiği, ağırlık $\psi(\cdot)$ seçiminin yapılmasına olanak tanır. Böylece farklı test yöntemleri geliştirilebilir. Örneğin dağılımın şekline göre belirli bölgelerine daha fazla ağırlık verilebilir (Anderson, 2010).

Bu tez kapsamında, frekans bazlı ampirik-dağılım fonksiyon testlerinden en yaygın kullanılanları, olan Kolmogorov-Smirnov testi, Anderson-Darling ve Lilliefors testleri kullanılmıştır.

1.7.2.1. Kolmogorov-Smirnov Testi

Kolmogorov-Smirnov uyum iyiliği testi ampirik birikimli dağılım testleri ailesinin en temel test yöntemidir. Aynı zamanda birçok istatistik yazılımlarında yaygın olarak kullanılmaktadır (Drezner vd., 2008).

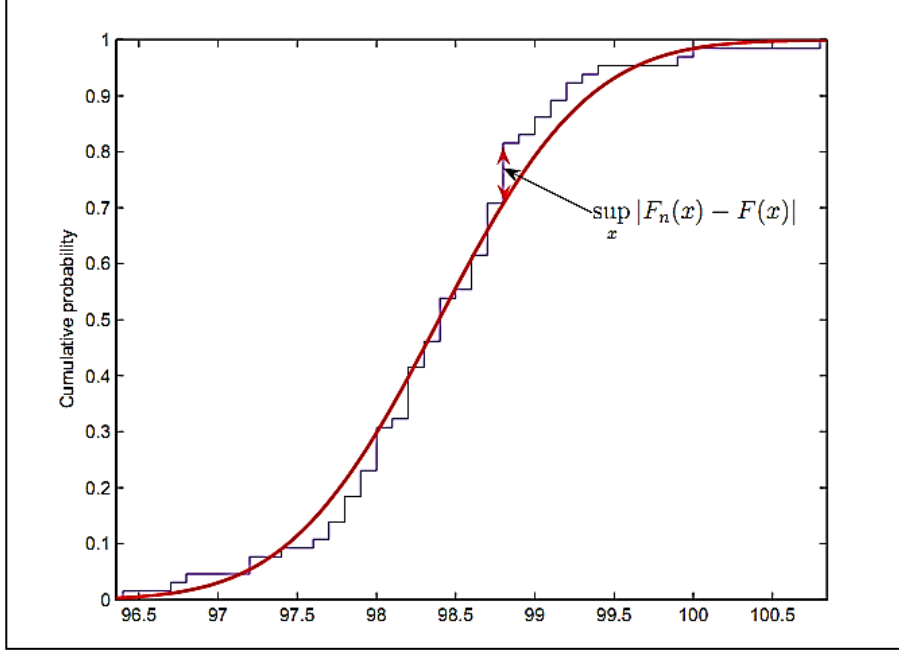
Kolmogorov-Smirnov testi gözlemlerin herhangi bir tanımlı fonksiyondan olan sapmaları inceleyerek, asimptotik olarak o dağılıma yaklaşıp yaklaşmadığı hakkında sonuç verir. $F(x)$; x_1, x_2, \dots, x_n verilerinden elde edilen ve $\mu = \bar{x}$ ortalama değer ve $\sigma = s^2$ varyans ile tanımlanan normal dağılımdaki birikimli dağılım fonksiyonudur. $j \leq n$ şartıyla sınıf numarası olmak üzere, $F_n(x)$; ampirik birikimli dağılım fonksiyonu,

$$F_n(x) = \frac{\sum_{i=1}^j n_j}{n} \quad (12)$$

şeklinde hesaplanır. D test büyüklüğü ise, $F_n(x)$ ve $F(x)$ değerleri (Şekil 3) arasındaki en büyük fark olarak,

$$D = \max|F(x) - F_n(x)| \quad (13)$$

şeklinde hesaplanır.



Şekil 3. Komogorov-Smirnov test büyüklüğü

Şekil 3.'te sürekli çizgi, $\mu = \bar{x}$ ortalama ve $\sigma = s^2$ varyansı ile tanımlanan $F(x)$ kuramsal birikimli dağılım fonksiyonunu, basamak şeklindeki çizgi ise $F_n(x)$ ampirik birikimli dağılım fonksiyonunu temsil eder.

$F(x)$ ve $F_n(x)$ dağılımları arasındaki farklardan yeni bir dağılım oluşur. Bu dağılım, merkezi limit teoremine göre, Kolmogorov-Smirnov tarafından hazırlanan dağılıma yakınsar. Bu dağılımdaki değerler, Kolmogorov-Smirnov testi için $D_{1-\alpha}$ kritik değerleridir. Tablo 1'de veri sayısı $n \geq 40$ ise, $D_{1-\alpha}$ kritik değerleri,

$$D_{1-\alpha} = \frac{c}{\sqrt{n}} \quad \begin{array}{lll} \alpha = 0.01 & \text{için} & c = 1.63 \\ \alpha = 0.05 & \text{için} & c = 1.36 \\ \alpha = 0.10 & \text{için} & c = 1.22 \end{array} \quad (14)$$

şeklinde hesaplanır. Burada c parametreleri, α yanılma olasılıklarına bağlı Kolmogorov-Simirnov tarafından belirlenen sabit katsayılardır.

Eğer α yanılma olasılığına göre, D test büyüklüğü, $D_{1-\alpha}$ kritik değerlerinden küçük ise, verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 hipotezi kabul edilir. Ters durumda H_0 hipotezi reddedilir (Lilliefors, 1967).

Bu tez çalışmasında, Kolmogorov-Simirnov testi, yukarıda anlatılan algoritma doğrultusunda MATLAB programlama dilinde tanımlı “kstest” fonksiyonu yardımıyla uygulanmıştır.

Tablo 1. Kolmogorov-Smirnov kritik deęeri

n	0.1	0.05	0.025	0.01	0.005
1	0.9000	0.9500	0.9750	0.9900	0.9950
2	0.6838	0.7764	0.8419	0.9000	0.9293
3	0.5648	0.6360	0.7078	0.7848	0.8290
4	0.4927	0.5652	0.6239	0.6889	0.7342
5	0.4470	0.5094	0.5633	0.6272	0.6685
6	0.4104	0.4680	0.5193	0.5774	0.6166
7	0.3815	0.4361	0.4834	0.5384	0.5758
8	0.3583	0.4096	0.4543	0.5065	0.5418
9	0.3391	0.3875	0.4300	0.4796	0.5133
10	0.3226	0.3687	0.4092	0.4566	0.4889
11	0.3083	0.3524	0.3912	0.4367	0.4677
12	0.2958	0.3382	0.3754	0.4192	0.4490
13	0.2847	0.3255	0.3614	0.4036	0.4325
14	0.2748	0.3142	0.3489	0.3897	0.4176
15	0.2659	0.3040	0.3376	0.3771	0.4042
16	0.2578	0.2947	0.3273	0.3657	0.3920
17	0.2504	0.2863	0.3180	0.3553	0.3809
18	0.2436	0.2785	0.3094	0.3457	0.3706
19	0.2373	0.2714	0.3014	0.3369	0.3612
20	0.2316	0.2647	0.2941	0.3287	0.3524
21	0.2262	0.2586	0.2872	0.3210	0.3443
22	0.2212	0.2528	0.2809	0.3139	0.3367
23	0.2165	0.2475	0.2749	0.3073	0.3295
24	0.2120	0.2424	0.2693	0.3010	0.3229
25	0.2079	0.2377	0.2640	0.2952	0.3168
26	0.2040	0.2332	0.2591	0.2896	0.3106
27	0.2003	0.2290	0.2544	0.2844	0.3050
28	0.1968	0.2250	0.2499	0.2794	0.2997
29	0.1935	0.2212	0.2457	0.2747	0.2947
30	0.1903	0.2176	0.2417	0.2702	0.2899
31	0.1873	0.2141	0.2379	0.2660	0.2853
32	0.1844	0.2108	0.2342	0.2619	0.2809
33	0.1817	0.2077	0.2308	0.2580	0.2768
34	0.1791	0.2047	0.2274	0.2543	0.2728
35	0.1766	0.2018	0.2242	0.2507	0.2690
36	0.1742	0.1991	0.2212	0.2473	0.2653
37	0.1719	0.1965	0.2183	0.2440	0.2618
38	0.1697	0.1939	0.2154	0.2409	0.2584
39	0.1675	0.1915	0.2127	0.2379	0.2552
40	0.1655	0.1891	0.2101	0.2349	0.2521
> 40	$1.07/\sqrt{n}$	$1.22/\sqrt{n}$	$1.36/\sqrt{n}$	$1.52/\sqrt{n}$	$1.63/\sqrt{n}$

1.7.2.2. Lilliefors Testi

Lilliefors (1967), Kolmogorov-Smirnov testi için hazırlanmış kritik deęerlerinin (Tablo 1) sadece tam anlamıyla tanımlı ve sürekli daęılım gözlemleri için geęerli olduęundan bahsetmiştir. Bir veri kümesinden daęılıma iliřkin farklı bir parametre kestirim yapılacaęı durumlarda ise, Kolmogorov-Smirnov kritik deęerleri geęersiz olacaktır.

Kolmogorov-Smirnov test istatistiđi deđişmeksizin, yeni kritik deđerler (Tablo 2) Lilliefors tarafından *The George Washington University*' de Monte Carlo simülasyonu ile hesaplanmıştır (Lilliefors, 1967).

Tablo 2. Lilliefors yaklaşım deđerleri (Abdi ve Molin, 1998)

N	$\alpha = .20$	$\alpha = .15$	$\alpha = .10$	$\alpha = .05$	$\alpha = .01$
29	.1334	.1398	.1483	.1614	.1886
30	.1315	.1378	.1460	.1590	.1848
31	.1291	.1353	.1432	.1559	.1820
32	.1274	.1336	.1415	.1542	.1798
33	.1254	.1314	.1392	.1518	.1770
34	.1236	.1295	.1373	.1497	.1747
35	.1220	.1278	.1356	.1478	.1720
36	.1203	.1260	.1336	.1454	.1695
37	.1188	.1245	.1320	.1436	.1677
38	.1174	.1230	.1303	.1421	.1653
39	.1159	.1214	.1288	.1402	.1634
40	.1147	.1204	.1275	.1386	.1616
41	.1131	.1186	.1258	.1373	.1599
42	.1119	.1172	.1244	.1353	.1573
43	.1106	.1159	.1228	.1339	.1556
44	.1095	.1148	.1216	.1322	.1542
45	.1083	.1134	.1204	.1309	.1525
46	.1071	.1123	.1189	.1293	.1512
47	.1062	.1113	.1180	.1282	.1499
48	.1047	.1098	.1165	.1269	.1476
49	.1040	.1089	.1153	.1256	.1463
50	.1030	.1079	.1142	.1246	.1457
> 50	$\frac{0.741}{f_N}$	$\frac{0.775}{f_N}$	$\frac{0.819}{f_N}$	$\frac{0.895}{f_N}$	$\frac{1.035}{f_N}$

Tablo 2'nin devamı

N	$\alpha = .20$	$\alpha = .15$	$\alpha = .10$	$\alpha = .05$	$\alpha = .01$
4	.3027	.3216	.3456	.3754	.4129
5	.2893	.3027	.3188	.3427	.3959
6	.2694	.2816	.2982	.3245	.3728
7	.2521	.2641	.2802	.3041	.3504
8	.2387	.2502	.2649	.2875	.3331
9	.2273	.2382	.2522	.2744	.3162
10	.2171	.2273	.2410	.2616	.3037
11	.2080	.2179	.2306	.2506	.2905
12	.2004	.2101	.2228	.2426	.2812
13	.1932	.2025	.2147	.2337	.2714
14	.1869	.1959	.2077	.2257	.2627
15	.1811	.1899	.2016	.2196	.2545
16	.1758	.1843	.1956	.2128	.2477
17	.1711	.1794	.1902	.2071	.2408
18	.1666	.1747	.1852	.2018	.2345
19	.1624	.1700	.1803	.1965	.2285
20	.1589	.1666	.1764	.1920	.2226
21	.1553	.1629	.1726	.1881	.2190
22	.1517	.1592	.1690	.1840	.2141
23	.1484	.1555	.1650	.1798	.2090
24	.1458	.1527	.1619	.1766	.2053
25	.1429	.1498	.1589	.1726	.2010
26	.1406	.1472	.1562	.1699	.1985
27	.1381	.1448	.1533	.1665	.1941
28	.1358	.1423	.1509	.1641	.1911

Test büyüklüğü, Kolmogorov-Smirnov testinde hesaplandığı şekilde, (13) eşitliğinden hesaplanır ve Tablo 2'deki kritik değerlerle kıyaslanır. Eğer kritik değer, hesaplanan test büyüklüğünden büyük ise verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezi kabul edilir, tersi durumda verilerin normal dağılımda olmadığını varsayan H_5 seçenek hipotezi geçerlidir.

Bu tez çalışmasında, Lilliefors testi, yukarıda anlatılan algoritma doğrultusunda MATLAB programlama dilinde tanımlı "*lillietest*" fonksiyonu yardımıyla uygulanmıştır. "*lillietest*" fonksiyonu, test sonucu verisi olarak, kritik değerlerin yanında p olasılık değerlerini de sağlamaktadır.

1.7.2.3. Anderson-Darling Testi

Anderson-Darling testi bir kümeden alınan verilerin belirli bir teorik dağılımdan olan sapmalarını inceleyen en etkin istatistik yorumlama yöntemlerinden birisidir. $\psi(t) (\geq 0)$ negatif olmayan bir ağırlık fonksiyonu olmak üzere, (10) ve (11) eşitliğindeki sapma ölçümlerini temel alarak,

$$\psi(u) = \frac{1}{u(1-u)} \quad (15)$$

şeklinde hesaplanır. Bu fonksiyon, dağılımın kuyruklarına daha fazla ağırlık verir çünkü bu fonksiyon $u = 0$ ve $u = 1$ değerleri için büyür. Elde edilen ağırlık fonksiyonunu temel sapma ölçümü (10) eşitliğinde yerine yazıldığında Anderson-Darling test büyüklüğü,

$$A_n^2 = -n \int_{-\infty}^{\infty} \frac{[F_n(x) - F(x)]^2}{F(x)[1 - F(x)]} dF(x) \quad (16)$$

olarak elde edilir. Bu test büyüklüğü daha açık bir ifade ile,

$$A_n^2 = -n - \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (2j-1) [\log u_j + \log(1 - u_{(n-j+1)})] \quad (17)$$

şeklinde hesaplanır. Burada, $u_j = F(x_{(j)})$, $j = 1 \dots n$ iken x_1, x_2, \dots, x_n verilerinin ortalama değeri ve standart sapmasına göre oluşturulan sıralı birikimli dağılım fonksiyonu gösterir (Anderson ve Darling, 1954). Stephens (1986)'ya göre hipotez testi için kullanılacak olan, p standart normal dağılım değerleri,

$$\begin{array}{lll} 0.00 \leq c \leq 0.20 & \text{ise} & p = 1 - e^{(-13.436+101.14c-223.73c^2)} \\ 0.20 \leq c \leq 0.34 & \text{ise} & p = 1 - e^{(-8.318+42.796c-59.938c^2)} \\ 0.34 \leq c \leq 0.60 & \text{ise} & p = 1 - e^{(0.9177-4.279c-1.38c^2)} \\ 0.60 \leq c \leq 13 & \text{ise} & p = 1 - e^{(1.2937-5.709c+0.0186c^2)} \end{array} \quad (18)$$

şeklinde hesaplanabilir. Burada c , standart normal dağılıma dönüşüm için;

$$c = A_n^2 \left(1 + \frac{0.75}{n} + \frac{2.25}{n^2} \right) \quad (19)$$

olarak hesaplanan korelasyon faktörüdür.

Anderson-Darling test yönteminin uygulanması için, (16) ve (17) eşitlikleriyle elde edilen test büyüklüğünün (18) eşitliğine göre normal dağılımda karşılık geldiği olasılık değeri hesaplanır. Buradaki olasılık değeri p , eğer α yanılma olasılığından büyük ise, α yanılma olasılığına göre kurulan, verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezi kabul edilir. Eğer olasılık değeri p değeri seçilen α yanılma olasılığından küçük ise sonuç yanılma olasılığında kalır ve H_0 sıfır hipotezi reddedilir. Bu tez kapsamında Anderson-Darling testi, Trujillo-Ortiz vd., (2007) ve yukarıda anlatılan algoritmaya uygun olarak MATLAB’da yazılan kod ile uygulanmıştır.

1.7.3. Regresyon ve Korelasyon Bazlı Testler

Regresyon ve korelasyon bazlı testler,

H_0 : veriler normal dağılımdadır.

H_s : veriler normal dağılımda değildir.

şeklinde kurulan H_0 sıfır hipotezi ve H_s seçenек hipotezinin testi için uygulanır.

Regresyon ve Korelasyon bazlı testler, $\mu=0$ umut değeri ve $\sigma^2 = 1$ varyansı olmak üzere, $x \sim N(0,1)$ standart normal dağılımda olan n sayıdaki bir örneklemden alınan x rasgele değişkenlerinin $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ şeklindeki sıralı lineer kombinasyonu $y_i = \mu + \sigma x'_i$ nin olasılık çiziminin, Bölüm 1.4.’de anlatılan teoriden türetilmiş çizim olan “ P - P ” (probability plot) ile ilişkilendirilmesi temeline dayanır.

W Test büyüklüğü, y sıralı vektörünün uygun bir lineer kombinasyonunun, varyansın simetrik kestirimine bölünerek, iki varyans kestiriminin oranı olarak,

$$W = \frac{(\sum_{i=1}^n a_i y_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (20)$$

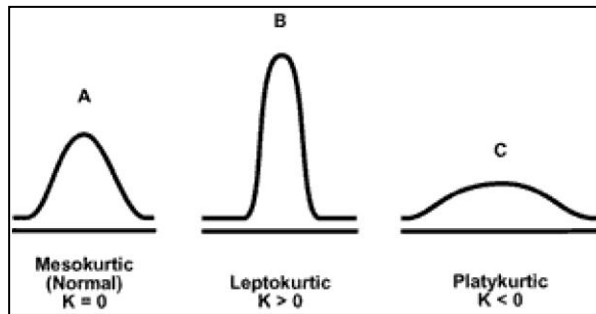
hesaplanır. Bu oran hem ölçek hem de sabit merkezli olduğundan bileşik normal hipotez testleri için uygundur. Buradaki a_i katsayılar vektörünün transpozezi standart normal dağılımdaki sıralı dağılımdan lineer regresyon ile

$$a^T = (a_1, \dots, a_n) = \frac{m^T C^{-1}}{(m^T C^{-1} C^{-1} m^T)^{1/2}} \quad (21)$$

olarak hesaplanır. Burada, $i = 1, \dots, n$ iken $m_i = E(x_i)$ standart normal dağılımdan örneklem olarak bulunmuş bağımsız ve aynı dağılım gösteren rasgele değişkenlerin sıralı istatistiklerinin umut değerleri vektörünün transpozezi $m^T = (m_1, m_2, \dots, m_n)$ ve C n sayıda satır ve n sayıda sütundan oluşan x_i ve y_i arasındaki korelasyon ilişkisini tanımlayan matristir.

(20) eşitliğinden anlaşılacağı gibi regresyon ve korelasyon bazlı test yöntemleri, kuramsal ve deneysel varyans faktörünün EKK oranını test büyüklüğü olarak alırlar. (Shapiro ve Wilk, 1956; Razali ve Wah, 2010; Dufour vd., 1998).

Dağılım eğrisinin basıklık karakterine bakılarak regresyon ve korelasyon bazlı test yöntemlerinden olan Shapiro-Wilk ve Shapiro-Francia testlerinden hangisinin uygulanacağına karar verilebilir. Dağılım, olasılık yoğunluk fonksiyon eğrisinin tepesinin sivri olduğu durumda "*leptokurtik*", tersi şekilde yani eğrinin basıklığının fazla olduğu ve dağılımın ortalama etrafında değil, kuyruklarda daha fazla olması durumunda "*Platykurtik*" olarak adlandırılır (Şekil 4). Shapiro-Francia testi, basıklık değeri 3'ten büyük olduğu durumlarda Shapiro-Wilk testine göre daha etkili olduğundan, bu durumda Shapiro-Francia testi uygulanır. Tersisi durumda ise Shapiro-Wilk testi uygulanır (Roystone, 1995). Bu tez kapsamında da Shapiro-Wilk veya Shapiro-Francia testlerinin kullanılmasında bu kriter dikkate alınmıştır.



Şekil 4. Normal dağılımda basıklık gösterimi

1.7.3.1. Shapiro-Wilk Testi

İlk defa Shapiro ve Wilk (1956)'de ortaya atılan test 50 adet veri sayısı için hazırlanmıştır. Daha sonra test üzerinde yapılan çalışmalarla 5000 adet örneklem içinde uygulanabilir hale getirildi. Bu test aynı zamanda normal dağılımdan sapmaların belirlenmesinin yanında çarpıklık ve basıklığın da saptanmasını sağlayan ilk normal dağılım uyum iyiliği testi olmuştur (Razali ve Wah, 2010; Sarhan ve Greenberg, 1956).

W test büyüklüğü $0 \leq W \leq 1$ olmak üzere, (20) eşitliğinden hesaplanır. W değeri 1'e yaklaştıkça örneklem kuramsal dağılıma daha uygun demektir. Buna karşın değer azaldıkça da tersi şekilde kuramsal dağılımdan uzaklaşır.

Test yönteminin uygulanması için, Bölüm 1.7.3. 'de anlatıldığı gibi x_i rasgele değişkenlerinin, y_i sıralı lineer kombinasyonları elde edilir. Test büyüklüğünün hesabında kullanılan kuramsal varyans faktörünün "BLUE" (*Best Linear Unbiased Estimate*) kestirimi sonrasında elde edilen a_i katsayılarının (21) eşitliğine göre hesaplanması zor olduğu için yaklaşık analitik yöntemler kullanılarak katsayılar,

$$a_i = \frac{\tilde{m}_i}{\sqrt{\epsilon}} \quad i=1,2,3,\dots,n-2 \quad (22)$$

şeklinde hesaplanır. Burada, \tilde{m}_i, m_i umut değerleri için yaklaşık değerler,

$$\tilde{m}_i = \phi^{-1} \left\{ \frac{i - 3/8}{n + 1/4} \right\} \quad (23)$$

olarak ve ϵ ,

$$\epsilon = \frac{\tilde{\mathbf{m}}' \cdot \tilde{\mathbf{m}} - 2\tilde{m}_n^2 - 2\tilde{m}_{n-1}^2}{1 - 2a_n^2 - 2a_{n-1}^2} \quad (24)$$

şeklinde hesaplanır. $a_n=a_1$ ve $a_{n-1}=a_2$ özel durumlar olmak üzere a_n ve a_{n-1} katsayıları,

$$a_n = -2.706056u^5 + 4.434685u^4 - 2.071190u^3 - 0.147981u^2 + 0.221157u + c_n \quad (25)$$

$$a_{n-1} = -3.582633u^5 + 5.682633u^4 - 1.752461u^3 - 0.293762u^2 + 0.042981u + c_{n-1} \quad (26)$$

eşitliklerinden hesaplanır. Burada,

$$u = \frac{1}{\sqrt{n}} \quad (27)$$

ve,

$$c = \frac{\tilde{m}}{\sqrt{\tilde{m}' \cdot \tilde{m}}} \quad (28)$$

şeklinde hesaplanır Ancak bu katsayılar veri sayısı $n \geq 6$ olduğu durumlarda kullanılabilir. Veri sayısı 6'dan küçük olduğu durumlar için bu katsayılar hatalı sonuç verir. Bu durumlar için farklı katsayılarla hesaplama yapılır. Hesaplanan a_i katsayıları, (20) eşitliğinde yerine yazılarak Shapiro-Wilk için test büyüklüğü elde edilir. Bu tez çalışmasında, Shapiro-Wilk testi kritik değerleri (Tablo 3) yerine, bu değerleri temsil edecek test büyüklüğünün standart normal dağılımdaki karşılığı olan p değerleri kullanılmıştır.

Tablo 3. Shapiro-Wilk kritik değeri

<i>n</i>	Level								
	0-01	0-02	0-05	0-10	0-50	0-90	0-95	0-98	0-99
3	0-753	0-756	0-767	0-789	0-959	0-998	0-999	1-000	1-000
4	·687	·707	·748	·792	·935	·987	·992	·996	·997
5	·686	·715	·762	·806	·927	·979	·986	·991	·993
6	0-713	0-743	0-788	0-826	0-927	0-974	0-981	0-986	0-989
7	·730	·760	·803	·838	·928	·972	·979	·985	·988
8	·749	·778	·818	·851	·932	·972	·978	·984	·987
9	·764	·791	·829	·859	·935	·972	·978	·984	·986
10	·781	·806	·842	·869	·938	·972	·978	·983	·986
11	0-792	0-817	0-850	0-876	0-940	0-973	0-979	0-984	0-986
12	·805	·828	·859	·883	·943	·973	·979	·984	·986
13	·814	·837	·866	·889	·945	·974	·979	·984	·986
14	·825	·846	·874	·895	·947	·975	·980	·984	·986
15	·835	·855	·881	·901	·950	·975	·980	·984	·987
16	0-844	0-863	0-887	0-906	0-952	0-976	0-981	0-985	0-987
17	·851	·869	·892	·910	·954	·977	·981	·985	·987
18	·858	·874	·897	·914	·956	·978	·982	·986	·988
19	·863	·879	·901	·917	·957	·978	·982	·986	·988
20	·868	·884	·905	·920	·959	·979	·983	·986	·988
21	0-873	0-888	0-908	0-923	0-960	0-980	0-983	0-987	0-989
22	·878	·892	·911	·926	·961	·980	·984	·987	·989
23	·881	·895	·914	·928	·962	·981	·984	·987	·989
24	·884	·898	·916	·930	·963	·981	·984	·987	·989
25	·888	·901	·918	·931	·964	·981	·985	·988	·989
26	0-891	0-904	0-920	0-933	0-965	0-982	0-985	0-988	0-989
27	·894	·906	·923	·935	·965	·982	·985	·988	·990
28	·896	·908	·924	·936	·966	·982	·985	·988	·990
29	·898	·910	·926	·937	·966	·982	·985	·988	·990
30	·900	·912	·927	·939	·967	·983	·985	·988	·990
31	0-902	0-914	0-929	0-940	0-967	0-983	0-986	0-988	0-990
32	·904	·915	·930	·941	·968	·983	·986	·988	·990
33	·906	·917	·931	·942	·968	·983	·986	·989	·990
34	·908	·919	·933	·943	·969	·983	·986	·989	·990
35	·910	·920	·934	·944	·969	·984	·986	·989	·990
36	0-912	0-922	0-935	0-945	0-970	0-984	0-986	0-989	0-990
37	·914	·924	·936	·946	·970	·984	·987	·989	·990
38	·916	·925	·938	·947	·971	·984	·987	·989	·990
39	·917	·927	·939	·948	·971	·984	·987	·989	·991
40	·919	·928	·940	·949	·972	·985	·987	·989	·991
41	0-920	0-929	0-941	0-950	0-972	0-985	0-987	0-989	0-991
42	·922	·930	·942	·951	·972	·985	·987	·989	·991
43	·923	·932	·943	·951	·973	·985	·987	·990	·991
44	·924	·933	·944	·952	·973	·985	·987	·990	·991
45	·926	·934	·945	·953	·973	·985	·988	·990	·991
46	0-927	0-935	0-945	0-953	0-974	0-985	0-988	0-990	0-991
47	·928	·936	·946	·954	·974	·985	·988	·990	·991
48	·929	·937	·947	·954	·974	·985	·988	·990	·991
49	·929	·937	·947	·955	·974	·985	·988	·990	·991
50	·930	·938	·947	·955	·974	·985	·988	·990	·991

p değeri hesabından önce, yeni bir Shapiro-Wilk test büyüklüğü,

$$SW = \log(1 - W) \quad (29)$$

şeklinde hesaplanır. SW test büyüklüğünü standartlaştırmak için umut değeri μ^* ve varyans σ^* sırasıyla,

$$\mu^* = 0.00389150y^4 - 0.083751y^3 - 0.31082y^2 - 1.5861y \quad (30)$$

$$\sigma^* = 0.00303020y^3 - 0.082676y^2 - 0.48030y \quad (31)$$

olarak hesaplanır. Burada y ,

$$y = \log(n) \quad (32)$$

eşitliğinden hesaplanır. Buna göre, test büyüklüğünün standartlaştırılmış değeri,

$$SW^* = \frac{(SW - \mu^*)}{\sigma^*} \quad (33)$$

olarak elde edilir. Buradaki SW^* değerinin ampirik birikimli dağılım fonksiyonundaki olasılık değeri 1'den çıkarılarak p değeri hesaplanır. Sonuçta standart normal dağılımdaki p değeri α yanılma olasılığında kalırsa yani $p < \alpha$ durumunda verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezi reddedilmiş olur ve veriler normal dağılımda değildir sonucuna ulaşılır. Tersisi durumda, verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezi kabul edilmiş olur (Güner vd., 2009; Roystone, 1995).

(30) ve (31) eşitliklerinde verilen katsayılar ancak veri sayısı $n > 12$ durumunda uygulanabilir. Veri sayısının 12'den küçük olduğu durumlarda bu katsayılar geçerli olmayacaktır. Bu tez kapsamındaki uygulamalarda veri sayısı $n > 12$ olduğu için bu testin standart normal dağılımın hesaplanmasında veri sayısının 12'den az olduğu durumlarda kullanılan katsayılar verilmemiştir.

Bu tez kapsamındaki Shapiro-Wilk testi yukarıda anlatılan test algoritmasına uygun olarak (Roystone 1995) tarafından verilen kodlardan yararlanılarak MATLAB programında uygulanmıştır.

Bu tez kapsamında Shapiro-Wilk testi, Roystone (1995) ve yukarıda anlatılan algoritmasına uygun olarak MATLAB'da yazılan kodlardan yararlanılarak Shapiro-Francia testi ile birlikte uygulanmıştır.

1.7.3.2. Shapiro-Francia Testi

Shapiro-Francia testi, Shapiro-Wilk testinden türetilen diğer bir Regresyon ve Korelasyon bazlı test yöntemidir. Shapiro-Wilk testine göre hesabı çok daha kolaydır, çünkü test büyüklüğünün hesabı için herhangi bir katsayı hesabına gerek kalmaksızın, sadece örneklemin sıralı istatistiğinin lineer bir kombinasyonu ve varyansın umut değeri yeterlidir.

Testin daha kolay hesaplanabilmesi için, Shapiro-Wilk testinde olduğu gibi birtakım yaklaşım katsayıları ve polinomlardan yararlanarak p standart normal dağılım olasılık değeri ve test büyüklüğü hesaplanır. Test büyüklüğünün hesabı için, m , standart normal dağılımın sıralı istatistiğinin umut değerlerinin m_i ($i = 1, 2, 3, \dots, n$) vektörü;

$$m = \frac{\tilde{m}}{\sqrt{\tilde{m}^T \cdot \tilde{m}}} \quad (34)$$

eşitliği ile hesaplanır. Burada, \tilde{m}_i (23) eşitliğinden hesaplanan yaklaşık umut değerleridir. Shapiro-Wilk testinde olduğu gibi $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ şeklindeki sıralı rasgele değişkenlerin lineer kombinasyonu $y_i = \mu + \sigma x_i$ şeklinde hesaplanır. y_i ve sıralı umut değerleri \tilde{m}_i , ile Shapiro-Francia test büyüklüğü;

$$W' = \frac{[\sum_{i=1}^n m_i y_i]^2}{[\sum_{i=1}^n m_i^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2]} \quad (35)$$

olarak hesaplanır. p değeri hesabından önce, Shapiro Francia test büyüklüğünü standart normal dağılıma dönüştürmek için umut değer μ^* ve varyans σ^* sırasıyla,

$$\mu^* = -1.2725 + 1.0521u_1 \quad (36)$$

$$\sigma^* = 1.0308 - 0.26758u_2 \quad (37)$$

olarak hesaplanır. Burada, u_1 ve u_2 katsayıları,

$$u_1 = \log(nu) - nu \quad (38)$$

$$u_2 = \log\left(nu + \frac{2}{nu}\right) \quad (39)$$

$$nu = \log(n) \quad (40)$$

eşitlikleri yardımıyla hesaplanır. Normal dağılımdaki yeni SF Shapiro-Francia test büyüklüğü;

$$SF = \log(1 - W) \quad (41)$$

formülleriyle hesaplanır ve normalize edilmiş yeni SF^* Shapiro-Francia test büyüklüğü;

$$SF^* = \frac{(SF - \mu^*)}{\sigma^*} \quad (42)$$

olarak hesaplanır. Burada, p standart normal dağılımdaki olasılık değeri, SF^* 'nin standart normal dağılımdaki olasılık değerinin I' den farkının alınmasıyla elde edilir. Hesaplanan p olasılık değeri α yanılma olasılığı ile kıyaslanır. $p < \alpha$ olduğu durumda test büyüklüğü yanılma olasılığında kalmış demektir ve verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezi reddedilir tersi durumda test büyüklüğü güven aralığında kaldığından veriler normal dağılımdadır sonucu elde edilir ve H_0 sıfır hipotezi kabul edilmiş olur (Roystone, 1983; Shapiro ve Francia, 1972).

Bu tez kapsamında Shapiro-Francia testi, Roystone (1995) ve yukarıda anlatılan algoritmasına uygun olarak MATLAB'da yazılan kodlardan yararlanılarak Shapiro-Wilk testi ile birlikte uygulanmıştır.

1.7.4. Moment Çıkaran Fonksiyon Bazlı Test Yöntemleri

Moment çıkaran fonksiyon bazlı testler,

H_0 : veriler normal dağılımdadır.

H_s : veriler normal dağılımda değildir.

şeklinde kurulan H_0 sıfır hipotezi ve H_s seçenек hipotezinin testi için uygulanır.

Matematikte moment çıkaran fonksiyon, olasılık yoğunluk ve dağılım fonksiyonlarının yanında, dağılımı tanımlamaya yönelik alternatif bir yaklaşım olarak tanımlanabilir. Moment çıkaran fonksiyon bazlı normal dağılım uyum iyiliği testleri, normal dağılımdan sapmaları, çarpıklık ve basıklık temelinde inceleyen testlerdir. Bu tip test yöntemleri dağılım eğrisinde çarpıklık ve basıklık olduğu durumlarda etkin sonuçlar verir. x_1, \dots, x_n rasgele veriler, $i = 1, 2, 3, \dots, n$ olmak üzere, ortalama değeri; $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ şeklinde hesaplanır. Dağılımın merkezsел momentleri de;

$$m_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (44)$$

şeklinde hesaplanır. Hesaplanan momentlere göre çarpıklık $\sqrt{b_1}$ ve basıklık b_2 değerleri sırasıyla;

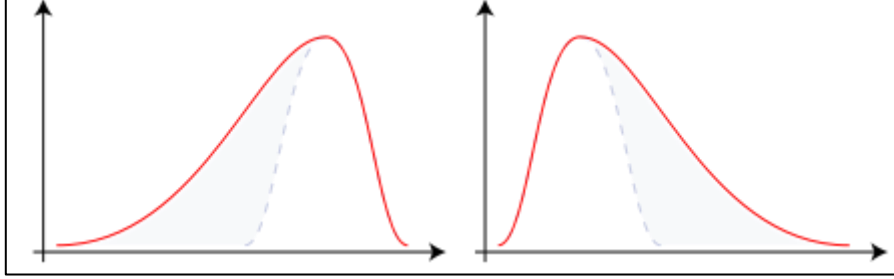
$$\sqrt{b_1} = \frac{m_3}{m_2^{3/2}} \quad (45)$$

$$b_2 = \frac{m_4}{m_2^2} \quad (46)$$

şeklinde hesaplanır. Buradaki $\sqrt{b_1}$ ve b_2 çarpıklık ve basıklık değerleri korelasyonsuz olmalarına rağmen bağımsız dağılmaz ve özellikle basıklık değeri çok yavaş normal dağılımına yaklaşır (Doornik ve Hansen, 1994; Bowman ve Shenton, 1975).

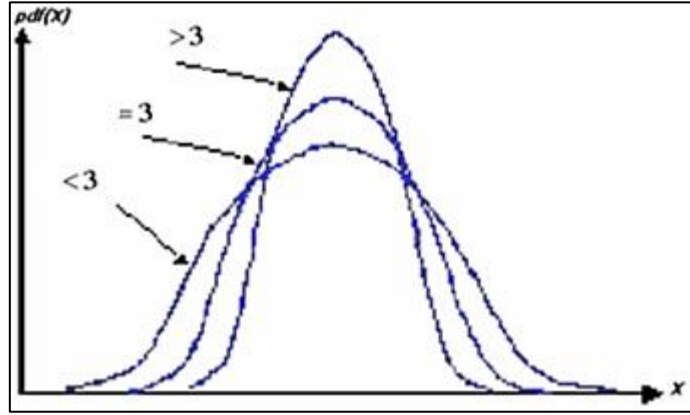
Verilerin hangi istatistiksel dağılımlara uygun olabileceği düşünülürken, göz önünde bulundurulması gereken bir nokta, çarpıklık katsayısıdır. Normal dağılımın çarpıklık katsayısı 0'dır ve dağılım simetriktir. Çarpıklık katsayısının 0'dan büyük olduğu durumlarda (pozitif çarpıklık) dağılım sola yatıktır ve sağdaki kuyruk daha uzundur, 0'dan küçük olduğu durumlarda (negatif çarpıklık) ise sağa yatıktır ve soldaki kuyruk daha

uzundur (Şekil 5) Verilerin çarpıklık katsayısı istatistiksel açıdan anlamlı ölçüde sıfırdan farklı ise söz konusu verilerin normal dağıldığını varsaymak doğru olmayacaktır.



Şekil 5. Normal olmayan dağılımların çarpıklık katsayısına göre örnek görünüşleri

Normal dağılımın basıklık katsayısı 3'dür. Basıklık katsayısının 3'ten büyük olduğu durumlarda dağılım kalın kuyruklu, küçük olduğu durumlarda ise ince kuyruklu (Şekil 6).



Şekil 6. Basıklık katsayısına göre dağılımların örnek görünüşleri

1.7.4.1. D'Agostino Testi

D'Agostino testi çarpıklık ve basıklık değerlerini bir dizi dönüşüm işlemine tabi tutarak, hem çarpıklık ve basıklık değerlerini birbirinden bağımsız yani korelasyonsuz hale getirir hem de testin normal dağılıma yakınsama hızını artırır.

Test büyüklüğü;

$$K^2 = \left(Z(\sqrt{b_1}) \right)^2 + (Z(b_2))^2 \quad (47)$$

şeklinde hesaplanır. Burada, $Z(\sqrt{b_1})$ ve $Z(b_2)$ sırasıyla çarpıklığın ve basıklığın, normal dağılıma daha fazla yaklaşabilmeleri için dönüştürülmüş değerlerini temsil eder. Çarpıklık değeri $Z(\sqrt{b_1})$ standart normal dağılıma;

$$Y = \sqrt{b_1} \left\{ \frac{(n+1) + (n+3)}{6(n-2)} \right\}^{1/2} \quad (48)$$

$$\beta_2(\sqrt{b_1}) = \frac{3(n^2 + 27n - 70)(n+1)(n+3)}{(n-2)(n+5)(n+7)(n+9)} \quad (49)$$

$$W^2 = 1 + \{2(\beta_2(\sqrt{b_1}) - 1)\} \quad (50)$$

$$\delta = 1/\sqrt{\ln W} \quad (51)$$

$$\alpha = \{2/(W^2 - 1)\}^{1/2} \quad (52)$$

$$Z(\sqrt{b_1}) = \delta \ln \left(\frac{Y}{\alpha} + \{(Y/\alpha)^2 + 1\}^{1/2} \right) \quad (53)$$

eşitliklerinden yararlanılarak dönüştürülür. Aynı şekilde basıklığın dönüşümü için; basıklığın umut değeri $E(b_2)$ ve varyansı $\sigma_{b_2}^2$ sırasıyla,

$$E(b_2) = \frac{3(n-1)}{n+1} \quad (54)$$

$$\sigma_{b_2}^2 = \frac{24n(n-2)(n-3)}{(n+1)^2(n+3)(n+5)} \quad (55)$$

eşitlikleriyle hesaplanır. Basıklık b_2 , standart normal dağılıma,

$$x = (b_2 - E(b_2))/\sqrt{\sigma_{b_2}^2} \quad (56)$$

şeklinde dönüştürülür. Standart normal dağılıma dönüştürülmüş b_2 'nin üçüncü momenti;

$$\sqrt{\beta_1(b_2)} = \frac{6(n^2 - 5n + 2)}{(n + 7)(n + 9)} \sqrt{\frac{6(n + 3)(n + 5)}{n(n - 2)(n - 3)}} \quad (57)$$

olarak hesaplanır. Test değerinin hesabı için kullanılacak, dönüştürülmüş basıklık değeri $Z(b_2)$,

$$Z(b_2) = \left(\left(1 - \frac{2}{9A} \right) - \left[\frac{1 - 2/A}{1 + x\sqrt{2/(4 - A)}} \right]^{1/3} \right) / \sqrt{2/(9A)} \quad (58)$$

eşitliğinden hesaplanır. Buradaki A katsayısı,

$$A = 6 + \frac{8}{\sqrt{\beta_1(b_2)}} \left[\frac{2}{\sqrt{\beta_1(b_2)}} + \sqrt{1 + \frac{4}{\beta_1(b_2)}} \right] \quad (59)$$

şeklinde hesaplanır (D'Agostino vd., 1990).

Hipotez testi için, test büyüklüğü χ^2 dağılımında olduğu varsayılır ve K test büyüklüğü χ^2 tablo değeriyle kıyaslanır. Ya da bu tez kapsamındaki uygulamada olduğu gibi K test büyüklüğü standart normal dağılımdaki p olasılık değerine dönüştürülerek α yanılma olasılığı ile kıyaslanır. Sonuçta p değeri yanılma olasılığı içerisinde kalıyorsa $p < \alpha$, verilerin normal dağılımında olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezi reddedilir, tersi şekilde kabul bölgesinde kalıyorsa H_0 sıfır hipotezi kabul edilir ve veriler normal dağılımdadır sonucuna ulaşılır. (D'Agostino vd., 1990).

Bu tez kapsamında D'Agostino testi, yukarıdaki algoritmalar yardımıyla MATLAB'da yazılan program kodlarıyla uygulanmıştır.

1.7.4.2. Jarque-Bera Testi

D'Agostino testinin karmaşıklığının aksine, Jarque-Bera testi sadece örneklemin çarpıklık ve basıklık değerlerinden oluşan bir formülün sonucunu, test büyüklüğü olarak alır. Çarpıklık ve basıklık değerleri $\sqrt{b_1}$ ve b_2 , (45) ve (46) eşitliklerinde olduğu gibi hesaplanır ve Jarque-Bera Test büyüklüğü;

$$JB = n \left[\frac{[\sqrt{b_1}]^2}{6} + \frac{(b_2 - 3)^2}{24} \right] \sim \chi^2 \quad (60)$$

olarak elde edilir..

Test büyüklüğü χ^2 dağılımında olduğu varsayıldığından ve test büyüklüğünün karşılık geldiği standart normal dağılım p değeri hesaplanır. p değeri α yanılma olasılığı ile kıyaslanır. Eğer, p değeri α yanılma olasılığından büyükse verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 hipotez kabul edilir. Tersi durumda H_s seçenек hipotezi kabul edilmiş olur ve veriler normal dağılımda değildir sonucuna varılır.

Jarque-Bera testi, hesap kolaylığı bakımından D'Agostino testine göre daha avantajlıdır ancak basıklığın normal değerine yaklaşımı oldukça yavaştır. Bu test yöntemlerinin kıyaslanmasıyla ilgili yapılmış çalışmalardan çıkan sonuçlara göre; Jarque-Bera testi, az ve orta miktardaki veri sayılarında sıkıntılı bir test yöntemidir. Normal dağılıma asimptotik olarak yaklaşabilmesi için 100 veya üzerinde veri için uygulanmalıdır.

Bu tez çalışmasında, Jarque –Bera testi, yukarıda anlatılan algoritma doğrultusunda MATLAB programlama dilinde tanımlı “*jbtest*” fonksiyonu yardımıyla uygulanmıştır.

1.7.4.3. Çarpıklık ve Basıklık Testleri

Bu çalışma kapsamında çarpıklık ve basıklık testleri için uygulama D'Agostino ve Pearson'ın (1973) çalışmasındaki dönüşümlere göre yapılmıştır. Eşitlik 45 ve 46'da gösterildiği gibi öncelikle verilerin çarpıklık $\sqrt{b_1}$ ve basıklık b_2 değerleri hesaplanır. Daha sonra Eşitlik 53 ve 58'de anlatıldığı üzere çarpıklık $\sqrt{b_1}$ ve basıklık b_2 değerleri D'Agostino dönüştürülmüş çarpıklık $Z(\sqrt{b_1})$ ve basıklık $Z(b_2)$ değerlerine dönüştürülür. Bu değerler standart normal dağılımdadır. Dönüştürülmüş çarpıklık $Z(\sqrt{b_1})$ ve basıklık $Z(b_2)$ değerleri MATLAB'da “normcdf” fonksiyon değerlerine dönüştürülüp 1'den çıkarılarak “ p ” değerleri elde edilir. Çarpıklık ve basıklık için ayrı olarak hesaplanan “ p ” değerleri α yanılma olasılığıyla kıyaslanır. Sonuçta p değeri yanılma olasılığı içerisinde kalıyorsa $p < \alpha$, verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezi reddedilir, tersi şekilde kabul bölgesinde kalıyorsa H_0 sıfır hipotezi kabul edilir ve veriler çarpıklık-basıklık açısından normal dağılımdadır sonucuna ulaşılır.

2. YAPILAN ÇALIŞMALAR

Bu tez kapsamında, Almanya'daki Wettzell (Şekil 7) ve İtalya'daki Matera (Şekil 8) VLBI/GPS ortak yerleşkeli istasyonlarında 1-20 Ocak 2013 tarihleri arasında kaydedilmiş sıcaklık verileri (URL 1, 2013)'den oluşturulmuş zaman serisi verileri kullanılmıştır. Bu zaman serilerinin, (2) eşitliğinde verilen eklenmiş model'e uygun olduğu kabulüyle, trend ve sinyal etkisi bileşenleri modellenmiş ve serilerden ayıklanarak hata verileri elde edilmiştir. Teorik olarak normal dağılımda olması beklenen bu hata verilerine, uyum iyiliği testlerinden Pearson testi, Kolmogorov-Smirnov testi, Lilliefors testi, Anderson-Darling testi, Shapiro-Wilk ve Shapiro-Francia testi, Çarpıklık testi, Basıklık testi, D'Agostino testi ve Jarque Bera testi uygulanarak, verilerin normal dağılımda olup olmadığı araştırılmıştır. Uyum iyiliği hipotez testleri için, farklı α yanılma olasılıkları (0.01, 0.05, 0.10) kullanılarak test sonuçlarından elde edilen yorumlar güçlendirilmeye çalışılmıştır. Çalışmada, hem test yöntemlerinin birbirlerine göre avantajları ve dezavantajlarını kıyaslamak, hem de jeodezik amaçlı çalışmalarda bu testlerin uygulanmasında göz önünde bulundurulması gereken hususlara değinilmiştir.



Şekil 7. Wettzell Jeodezik Gözlemevi



Şekil 8. Matera Jeodezik Gözlemevi

Tez çalışmasında, Matera Avrupanın güneyinde, ve Wettzell buna göre daha kuzeyinde bulunan farklı bölgelerdeki (Şekil 9) bu ortak yerleşkelerdeki istasyonlardan elde edilen sıcaklık verilerinin test yöntemleri ile açığa çıkarılabilecek karakteristikleri üzerine bazı irdelemeler yapılabilmesi amaçlanmıştır.



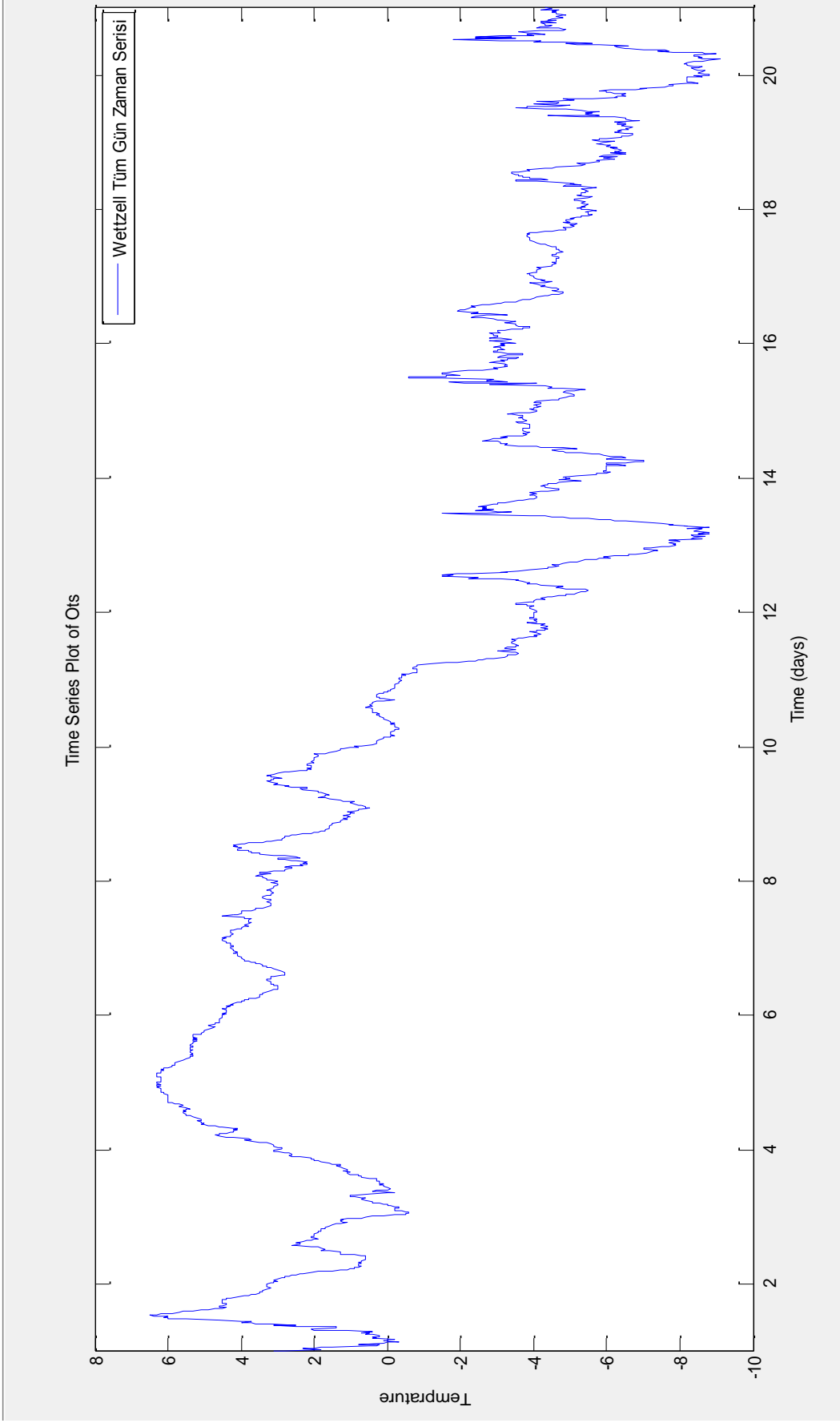
Şekil 9. Avrupa'daki bazı VLBI istasyonlarını

Tez kapsamında, Wettzell yerleşkesindeki istasyondan alınan veriler “Wettzell” verisi Matera yerleşkesindeki istasyondan alınan veriler “Matera” verisi olarak adlandırılmıştır.

Wettzell ve Matera istasyonlarında, bir periyottaki (tüm gün) veri sayısı 96, ve 20 günde toplam veri sayısı 1920 dir. Matera ve Wettzell istasyon verileri tüm günlük, gece ve gündüz olmak üzere yarım günlük olarak ayrılarak her istasyon serisi için üç ayrı veri kümesi elde edilmiştir. Günlük periyotlardaki veriler üzerinden gece ve gündüz sıcaklıkları ile ilgili daha detaylı istatistikler elde etmek için günlük veriler gece ve gündüz şeklinde iki ayrı periyota ayrılmıştır. Bir günlük verinin bu şekilde gece ve gündüz olarak iki ayrı periyota (yarım gün) ayrılmasında, sabah 6:00-akşam 6:00 arasındaki veriler gündüz periyotunda; akşam 6:00- sabah 6:00 arasındaki veriler ise gece periyotunda değerlendirilmiştir. Bu şekilde elde edilen yeni verilerdeki her bir periyottaki veri sayısı 48 olmuştur. 19 gün boyunca toplam veri sayısı ise 912’dir.

2.1. Wettzell Tüm Gün Verileri İçin Uygulama

Wettzell istasyonunda 1-20 Ocak 2013 tarihleri arasında kaydedilen sıcaklık değerleri için zaman serisi grafiği oluşturulmuştur (Şekil 10). Bu istasyonda, 11 Ocak 2013 tarihinden sonra sıcaklık değerleri sıfırın altında kaydedilmiştir. Bu sebeple sıcaklığın ani değişim noktası olarak tanımlanabilecek bu zaman noktasından önce ve sonra verilerin farklı bir dağılım izlediği görülmektedir. Verilerden oluşan zaman serisinden Bölüm 1.3’de anlatıldığı üzere trend ve sinyal etkileri ayrıştırıldıktan ve kalan veriler üzerinden uyumsuz ölçüler testi yapıldıktan yapılmıştır, ve sonrasında normal dağılıma uyum iyiliği için test yöntemleri uygulanmıştır.



Şekil 10. Wetzell istasyonunda 1-20 Ocak 2013 tarihleri arasında 15 dakika aralıkla gözlenen sıcak verileri

2.1.1. Wettzell Tüm Gün Serisi İçin Zaman Serisi Analizi

Wettzell tüm gün verileri zaman serisine Bölüm 1.3.'de anlatıldığı şekilde lineer trend modeli uygulanmıştır. Şekil 11-a.'da, tüm gün verileri ve bu veriler için uygulanan trend modeli görülmektedir. Verilerin her periyottaki artış ve azalma yönündeki eğilimi farklı olduğu için, her periyodun sonu kırılma noktası olarak belirlenerek periyotlar için ayrı bir lineer model kullanılmıştır. Yani toplam 20 günlük veriler için, 20 lineer denklemin birleştirilmesiyle oluşan bir trend modeli uygulanmıştır. Trenden arındırılmış zaman serisi verileri, (3) eşitliği yardımıyla zaman düzleminde frekans düzlemine süresiz fourier dönüşümüyle çevrilmiştir.

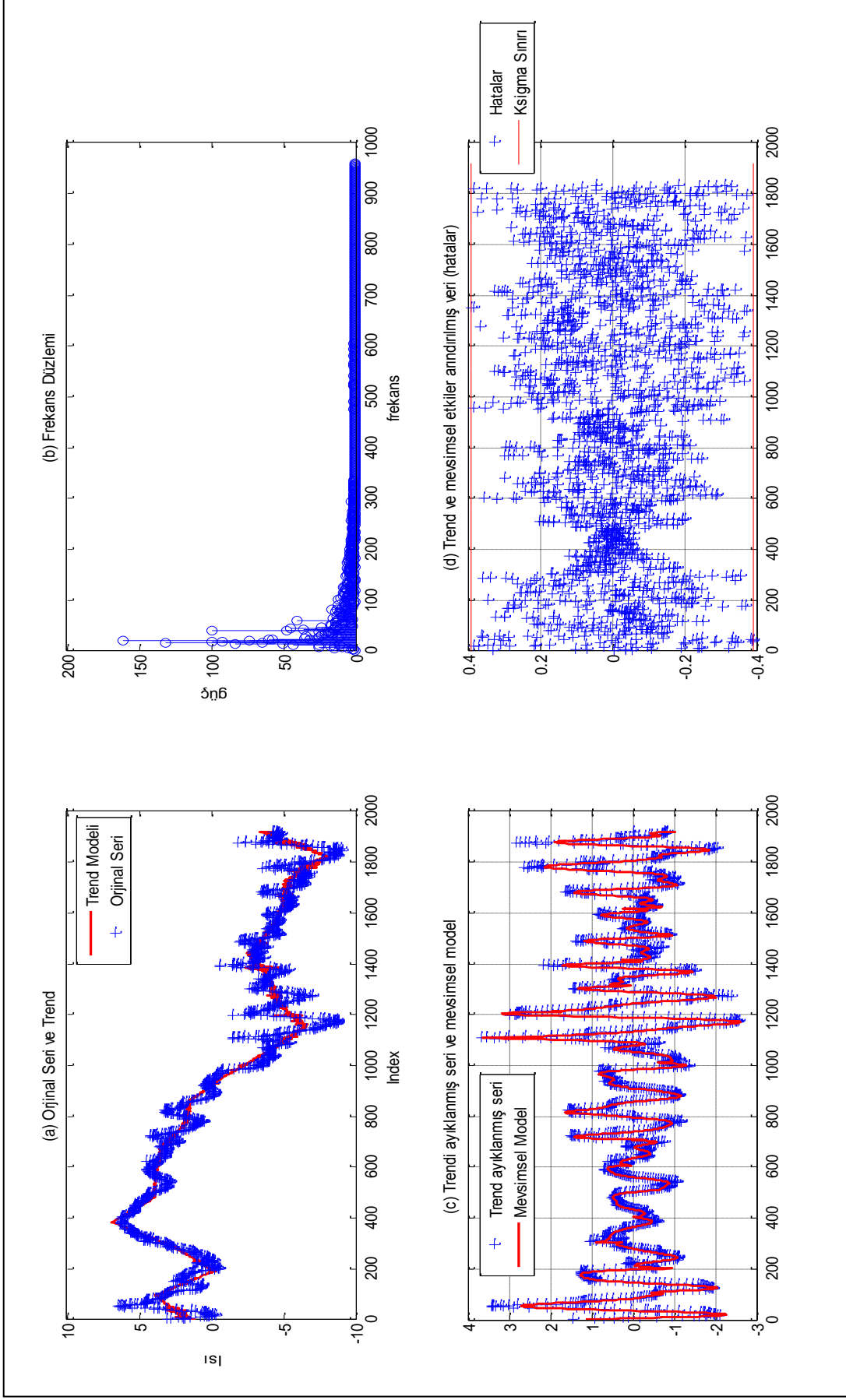
Şekil 11- b.'de verilerin frekans dağılımı görülmektedir. Grafikte de görüldüğü gibi [20;15;18;40] frekansları diğerlerine göre daha belirgindir. Yani s en etkili frekans sayısı olmak üzere 4'e eşittir ve sinyal karakteristiği buradaki en belirgin dört frekansa göre modellenmiştir.

Şekil 11- c.'de trendi ayıklanmış seri ve bu seri için (4) eşitliği yardımıyla

$$\begin{aligned}
 Model(x) = & \beta_1 \sin\left(\frac{2\pi x 20}{96}\right) + \beta_2 \cos\left(\frac{2\pi x 20}{96}\right) \\
 & + \beta_3 \sin\left(\frac{2\pi x 15}{96}\right) + \beta_4 \cos\left(\frac{2\pi x 15}{96}\right) \\
 & + \beta_5 \sin\left(\frac{2\pi x 18}{96}\right) + \beta_6 \cos\left(\frac{2\pi x 18}{96}\right) \\
 & + \beta_7 \sin\left(\frac{2\pi x 40}{96}\right) + \beta_8 \cos\left(\frac{2\pi x 40}{96}\right)
 \end{aligned} \tag{61}$$

şeklinde uygulanmış sinyal modeli gösterilmektedir. Buradaki β_j ($j=1,2,3,..2s$) katsayıları lineer EKK yöntemiyle $\alpha = 0.05$ yanılma olasılığıyla kestirilmiştir.

Şekil 11- d., trend ve sinyal etkisinden arındırılmış ve teorik olarak normal dağılımda olması beklenen hatalar görülmektedir. Şekilde, Bölüm 1.3.'de anlatıldığı şekilde uygulanmış k_0 -sigma uyuşumsuz ölçü testi için, hatalı ölçü ayıklama sınırları da gösterilmiştir. k_0 -sigma uyuşumsuz ölçü testi ile 87 adet veri uyuşumsuz olarak belirlenmiştir. Uyum iyiliği testleri, uyuşumsuz ölçülerden ayıklanan hata verileri üzerinden uygulanmıştır.



2.1.2. Wettzell Tüm Gün Verilerinin Uyum İyiliği Test Sonuçları

Trend ve sinyal etkisi giderilip ve uyuşumsuz ölçülerden ayıklanarak elde edilen Wettzell tüm gün hata verilerinin normal dağılıma uygunluğunu test etmek için, dört farklı gruptan toplam on uyum iyiliği testi, χ^2 bazlı testlerden Pearson testi, ampirik dağılım fonksiyonu testlerinden, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors, Anderson-Darling testleri, Regresyon korelasyon bazlı testlerden Shapiro-Wilk ve Shapiro-Francia testleri, moment bazlı test yöntemlerinden D'Agostino, Jarque Bera, çarpıklık ve basıklık testleri, kullanılmıştır. Üç farklı α yanılma olasılıkları ile (0.01, 0.05, 0.10) test yöntemlerinden elde edilen p standart normal dağılım olasılık değerlerinin kıyaslanması sonucunda, bazı test yöntemlerine göre, verilerin normal olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezi kabul edilmiş ve bu sonuçlar tabloda ilgili karar sütununda “Kabul” olarak belirtilmiş, verilerin normal dağılımda olmadığını varsayan H_s seçenek hipotezi kabul edilmiş ve bu sonuçlar karar sütununda “Ret” olarak belirtilmiştir (Tablo 4).

Tablo 4. Wettzell Tüm Gün Hata Verileri İçin Uyum İyiliği Testleri Sonuçları

Test Tipi	TESTLER	Test büyüklüğü	p değeri	Karar		
				$\alpha=0.01$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.10$
χ^2 Bazlı Testler	Pearson Testi	15.1798	0.0338	Kabul	Ret	Ret
	Kolmogorov-Smirnov Testi	0.0186	0.5455	Kabul	Kabul	Kabul
Frekans Bazlı Testler	Lilliefors Testi	0.0186	0.1378	Kabul	Kabul	Kabul
	Anderson-Darling Testi	0.9892	0.0131	Kabul	Ret	Ret
Korelasyon Bazlı Testler	*Shapiro-Wilk ve Shapiro-Francia Testi	0.9958	0.0000	Ret	Ret	Ret
Moment Bazlı Testler	Çarpıklık Testi	-0.8766	0.1903	Kabul	Kabul	Kabul
	Basıklık Testi	-4.0464	0.0000	Ret	Ret	Ret
	D'Agostino K^2 Testi	8.9569	0.0114	Kabul	Ret	Ret
	Jarque Bera Testi	11.7324	0.0048	Ret	Ret	Ret

Testlerden elde edilen farklı sonuçları yorumlamak için, bu testlerin varsayımlarında kullandıkları parametreleri (çarpıklık, basıklık, ağırlık fonksiyonu, v.b.) doğru irdelemek gerekir. Örneğin, Kolmogorov-Smirnov ve Lilliefors testleri ampirik birikim dağılım fonksiyon testleri ailesinden olup birbirlerinin benzeridir. Anderson-Darling testi de aynı aileden ve Kolmogorov-Smirnov testinden üretilmiş bir test olmasına rağmen büyük oranda sıfır hipotezini reddetmiştir. Anderson-Darling testi dağılımın özellikle kuyruklarına ağırlık veren test yöntemidir dolayısıyla dağılımın kuyruklarındaki sapmalar test sonuçlarına daha çok etki edebilir. Kolmorov-Smirnov testi ve Lilliefors testlerinin verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan sıfır hipotezini kabul etmesine karşın, Anderson-Darling testinin sıfır hipotezini reddetmesin sebebi olarak Wettzell tüm gün hata verilerinin özellikle dağılımın kuyruklarında normal dağılımdan daha fazla saptığı sonucunu çıkarılabilir. Pearson χ^2 testi, frekans bazlı test yöntemleri sonuçları ile daha uyumlu sonuçlar ürettiği görülmektedir.

Regresyon-Korelasyon bazlı test yöntemlerinden Shapiro-Wilk ve Shapiro-Francia test yöntemleri birbirlerini tamamlayıcı özelliklerinden dolayı bu tez kapsamında ortak kullanılmaktadır. Shapiro-Wilk testi basıklığın üçten küçük olduğu durumlarda, Shapiro-Francia testi ise basıklığın üçten büyük olduğu durumlarda kullanılmaktadır. Wettzell tüm gün verileri için basıklık değeri üçten küçük olduğundan Shapiro-Wilk testi uygulanmıştır. Moment bazlı testlerin sonuçlarına bakıldığında ise, verilerin normal dağılımda kabul edilemeyecek oranda basıklığın olduğu anlaşılmaktadır. Frekans bazlı testlerin büyük oranda sıfır hipotezini kabul etmesine rağmen Shapiro-Wilk testinin sıfır hipotezini reddetmesinin sebebinin verilerdeki basıklıktan dolayı olduğu sonucuna ulaşılabilir.

Moment bazlı testlere bakıldığında verilere ilişkin bir çarpıklığın olmadığı ancak belirgin bir basıklığın var olduğu görülmektedir. Bu durum aynı zamanda Shapiro-Wilk testini frekans bazlı testlere göre haklı çıkarmaktadır. Bu nedenle D'Agostino ve Jarque-Bera testleri de sıfır hipotezini reddetmiştir.

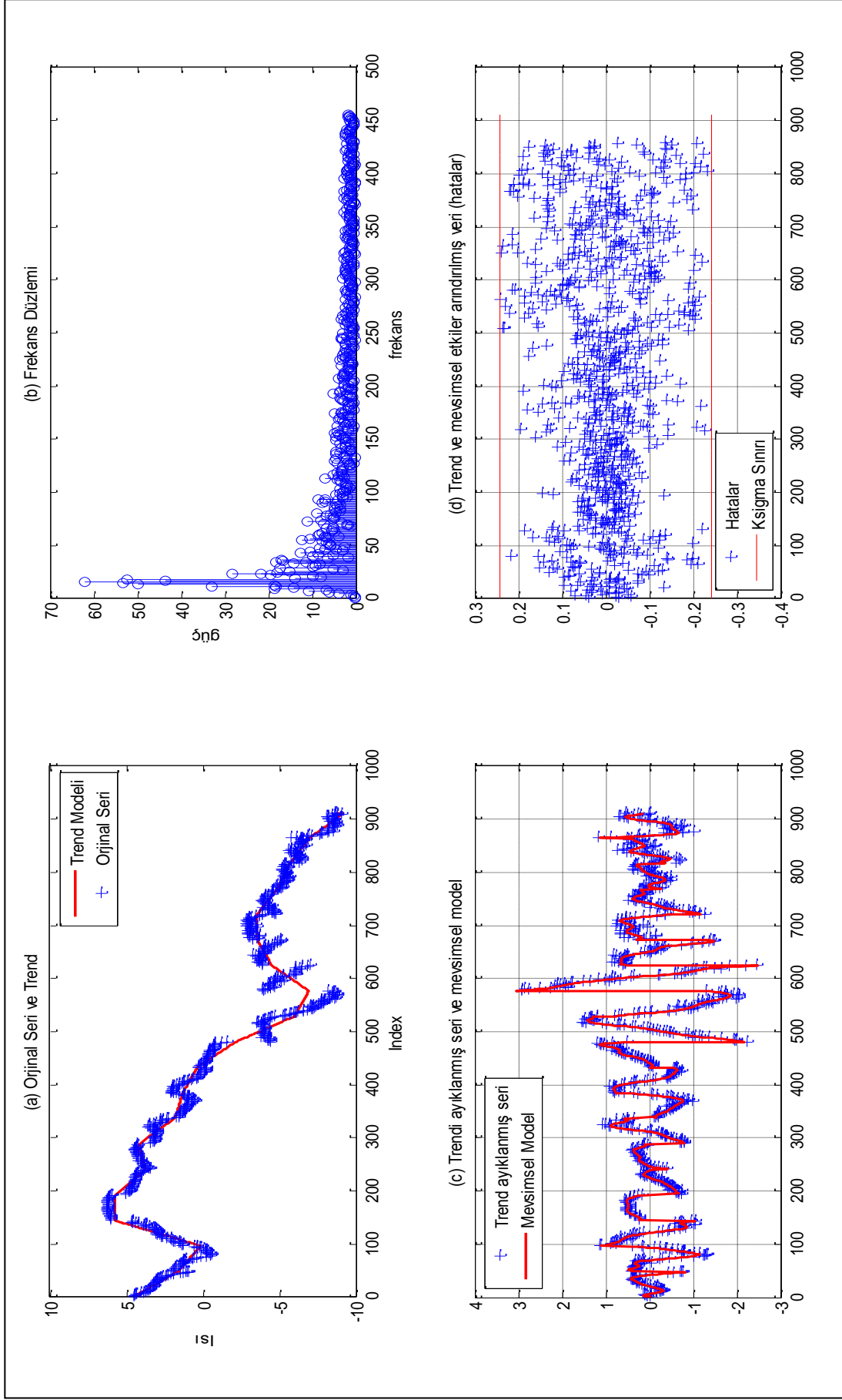
2.2. Wettzell Gece Verileri İçin Uygulama

Wettzell tüm gün verileri içerisinde (Şekil 10), akşam 6:00- sabah 6:00 arasındaki veriler gece periyotunda değerlendirilmiştir ve Wettzell gece verileri için zaman serisi oluşturulmuştur. Bu şekilde oluşturulan zaman serisinde, toplam veri sayısı 912 olmak üzere, periyot sayısı 19 ve her bir periyottaki veri sayısı 48 dir. Verilerden oluşan zaman

serisinden Bölüm 1.3’de anlatıldığı üzere trend ve sinyal etkileri ayrıştırıldıktan ve kalan veriler üzerinden uyumsuz ölçüler testi yapıldıktan yapılmıştır, ve sonrasında normal dağılıma uyum iyiliği için test yöntemleri uygulanmıştır.

2.2.1. Wettzell Gece Verileri için Zaman Serisi Uygulaması

Wettzell gece verileri zaman serisine Bölüm 1.3.’de anlatıldığı şekilde lineer trend modeli uygulanmıştır. Şekil 12-a.’da, gece verileri ve bu veriler için uygulanan trend modeli görülmektedir. Verilerde, her bir gece periyodunun sonu kırılma noktası olarak belirlenerek periyotlar için ayrı bir lineer model kullanılmıştır. Yani toplam 20 günlük veriler için, 20 lineer denklemin birleştirilmesiyle oluşan bir trend modeli uygulanmıştır. Trenden arındırılmış zaman serisi verileri, (3) eşitliği yardımıyla zaman düzleminden frekans düzlemine süreksiz fourier dönüşümüyle çevrilmiştir.



Şekil 12- b.'de verilerin frekans dağılımı görülmektedir. Grafikte de görüldüğü gibi [15;14;17;13] frekansları diğerlerine göre daha belirgindir. Yani s en etkili frekans sayısı olmak üzere 4'e eşittir ve sinyal karakteristiği buradaki en belirgin dört frekansa göre modellenmiştir.

Şekil 12- c.'de trend ayıklanmış seri ve bu seri için (4) eşitliği yardımıyla

$Model(x)$

$$\begin{aligned}
&= \beta_1 \sin\left(\frac{2\pi x 15}{48}\right) + \beta_2 \cos\left(\frac{2\pi x 15}{48}\right) \\
&+ \beta_3 \sin\left(\frac{2\pi x 14}{48}\right) + \beta_4 \cos\left(\frac{2\pi x 14}{48}\right) \\
&+ \beta_5 \sin\left(\frac{2\pi x 17}{48}\right) + \beta_6 \cos\left(\frac{2\pi x 17}{48}\right) \\
&+ \beta_7 \sin\left(\frac{2\pi x 13}{48}\right) + \beta_8 \cos\left(\frac{2\pi x 13}{48}\right)
\end{aligned} \tag{62}$$

şeklinde *sinüs* ve *kosinüs* bileşenlerinden oluşan sinyal modeli gösterilmektedir. Buradaki β_i ($j=1,2,3,..2s$) katsayıları lineer EKK yöntemiyle $\alpha=0.05$ yanılma olasılığıyla kestirilmiştir.

Şekil 12- d., trend ve sinyal etkisinden arındırılmış ve teorik olarak normal dağılımda olması beklenen hatalar görülmektedir. Şekilde, Bölüm 1.3.'de anlatıldığı şekilde uygulanmış k_0 -sigma uyuşumsuz ölçü testi için, hatalı ölçü ayıklama sınırları da gösterilmiştir. k_0 -sigma uyuşumsuz ölçü testi ile 54 adet veri uyuşumsuz olarak belirlenmiştir. Uyum iyiliği testleri, uyuşumsuz ölçülerden ayıklanan hata verileri üzerinden uygulanmıştır.

2.2.2. Wettzell Gece Verileri İçin Uyum İyiliği Test Sonuçları

Trend ve sinyal etkisi giderilip ve uyuşumsuz ölçülerden ayıklanarak elde edilen Wettzell gece hata verilerinin normal dağılıma uygunluğunu test etmek için Wettzell tüm gün hata verilerinin analizinde kullanılan dört farklı sınıftaki on uyum iyiliği testi kullanılmıştır. Uyum iyiliği testlerin uygulanması için kullanılan hipotezlerin test edilmesi için, üç farklı α yanılma olasılığı (0.01, 0.05, 0.10) p standart normal dağılım olasılık değerleriyle kıyaslanmıştır. Bazı test yöntemlerine göre, verilerin normal olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezi kabul edilmiş ve bu sonuçlar tabloda ilgili karar sütununda

“Kabul” olarak belirtilmiş, verilerin normal dağılımda olmadığını varsayan H_s seçenek hipotezi kabul edilmiş ve bu sonuçlar karar sütununda “Ret” olarak belirtilmiştir (Tablo 5).

Wettzell gece hata verileri ortalama etrafında çok yakın bir dağılım göstermelerine rağmen (Şekil 12-d), χ^2 bazlı, frekans bazlı ve regresyon-korelasyon bazlı uyum iyiliği testleri “veriler normal dağılımda değildir” olarak varsayılan H_s seçenek hipotezini kabul etmişlerdir (Tablo 5). Wettzell gece hata verileri için zaman serisi analizinde sinyal modeli (63) eşitliğine göre sinüs ve kosinüs bileşenlerinden oluşan bir fonksiyondur. Ancak verilerin dağılımına bakıldığında (Şekil 12-c) bu şekilde bir sinyal modelinin verilere uygun olmayacağı görülebilmektedir. Çünkü veriler gece boyunca genel eğilim olarak aşağı yönlü bir eğilim göstermektedir. Tüm gün verilerinden alınan gece verileri, gündüz verilerinin eksik olması sebebiyle aniden düz bir çizgiyle yukarı doğru çıkan bir grafik oluşturmaktadır (Şekil 12-a) . Yani önce yavaşça azalan ve aniden artan ve bu şekilde tekrar eden bir dağılımdadır. Ayrıca zaman serisinin fourier dönüşümüne (Şekil 12-b) bakıldığında dört frekansın da modeli yeterince tamamlayamayacağı görülmektedir. Ancak daha fazla frekanstan oluşan bir model, MATLAB programında lineer en küçük kareler yöntemi ile çözülmeye çalışıldığında azami fonksiyon çözümünü aştığı ile ilgili hata mesajı alınmıştır. Yine de daha fazla frekans ile bu model üzerine çözüm yapmaya çalışıldığında ise sonuçtaki varyans değeri küçülmekte ve bu da daha fazla sayıda verinin k_0 -sigma kriterinden ($k_0=2$) dolayı uyuşumsuz olarak ayıklanmasına sebep olmaktadır. Ancak bu da hipotez sonucunu değiştirmemekte ve verilerin normal dağılımda olmadığı sonucuna varılmıştır. Bunun sebebi, zaman serisi analizinde kullanılan trend ve sinyal modeli verilerin yapısına uygun olarak seçilmemiş olması şeklinde yorumlanabilir.

Tablo 5. Wettzell Gece Hata Verileri İçin Test Sonuçları

Test Tipi	TESTLER	Test İstatistiği	P Değeri	Karar		
				$\alpha=0.01$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.10$
χ^2 Bazlı Testler	Pearson χ^2 Testi	31.8604	0.0000	Ret	Ret	Ret
Frekans Bazlı Testler	Kolmogorov-Smirnov Testi	0.0373	0.0000	Ret	Ret	Ret
	Lilliefors Testi	0.0373	0.0062	Ret	Ret	Ret
	Anderson-Darling Testi	1.6802	0.0003	Ret	Ret	Ret
Regresyon Korelasyon Bazlı Testler	*Shapiro-Wilk ve Shapiro Francia Testi	0.9935	0.0010	Ret	Ret	Ret
Moment Bazlı Testler	Çarpıklık Testi	0.2163	0.4144	Kabul	Kabul	Kabul
	Basıklık Testi	0.1447	0.4425	Kabul	Kabul	Kabul
	D'Agostino K^2 Testi	0.0677	0.9667	Kabul	Kabul	Kabul
	Jarque Bera Testi	0.0465	0.5	Kabul	Kabul	Kabul

Wettzell gece hata verilerinin basıklık değeri 3'den küçük olduğu için, bu veriler için regresyon-korelasyon bazlı testlerden Shapiro-Wilk testi kullanılmıştır. Wettzell tüm gün hata verileri için test sonuçlarında Shapiro-Wilk testinin, frekans bazlı testlerden farklı sonuçlar ürettiği görülmüştü (Tablo 4) Bunun nedeni frekans bazlı testlerin verilerdeki basıklık değerini iyi tespit edememiş olması olarak yorumlanmıştı. Wettzell gece hata verileri için test sonuçlarında ise çarpıklık ve basıklık açısından verilerin normal dağılıma uygun olduğu görülmektedir. Burada Shapiro-Wilk testinin Tablo 4. ve Tablo 5. 'de verdiği sonuçlar kıyaslandığında, bu test yönteminin uyum iyiliğini test etme sırasında çarpıklık ve basıklık durumlarını belirlemede de etkili olduğu sonucu çıkarılabilir.

Moment bazlı test yöntemleri ise verilerin çarpıklık, basıklık açısından normal dağılımda kabul edilip edilemeyeceğini incelemektedir. Wettzell gece hata verileri için, bu test yöntemleri, verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 hipotezini kabul etmişlerdir. Ancak diğer uyum iyiliği testlerinden elde edilen sonuçlarla (Pearson, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors, Anderson-Darling ve Shapiro-Wilk testleri), moment bazlı testlerin sonuçları kıyaslandığında birbirleriyle uyumlu sonuç vermedikleri görülmüştür (Tablo 5). Bu durum moment bazlı testlerin diğer uyum iyiliği testleriyle

desteklenmez ise verilerin dağılımına ilişkin hatalı sonuçlar üretebileceği ve uygulayıcıyı yanlış yönlendirebileceği sonucu çıkarılabilir.

2.3. Wettzell Gündüz Verileri İçin Uygulama

Wettzell tüm gün verileri içerisinde (Şekil 10), sabah 6:00 ve akşam 6:00 arasındaki veriler gündüz verileri olarak değerlendirmiş ve Wettzell gündüz verileri için zaman serisi oluşturulmuştur. Toplam veri sayısı 912, periyot (gece) sayısı 19 ve her periyottaki veri sayısı 48'dir. Verilerden oluşan zaman serisinden Bölüm 1.3'de anlatıldığı üzere trend ve sinyal etkileri ayrıştırıldıktan ve kalan veriler üzerinden uyuşumsuz ölçüler testi yapıldıktan yapılmıştır, ve sonrasında normal dağılıma uyum iyiliği için test yöntemleri uygulanmıştır.

2.3.1. Wettzell Gündüz Verileri İçin Zaman Serisi Uygulaması

Wettzell gündüz verileri zaman serisine Bölüm 1.3.'de anlatıldığı şekilde lineer trend modeli uygulanmıştır. Şekil 13-a.'da, gündüz verileri ve bu veriler için uygulanan trend modeli görülmektedir. Verilerde, her bir gündüz periyodunun sonu kırılma noktası olarak belirlenerek periyotlar için ayrı bir lineer model kullanılmıştır. Yani toplam 20 günlük veriler için, 20 lineer denklemin birleştirilmesiyle oluşan bir trend modeli uygulanmıştır. Trenden arındırılmış zaman serisi verileri, (3) eşitliği yardımıyla zaman düzleminden frekans düzlemine süreksiz fourier dönüşümüyle çevrilmiştir.

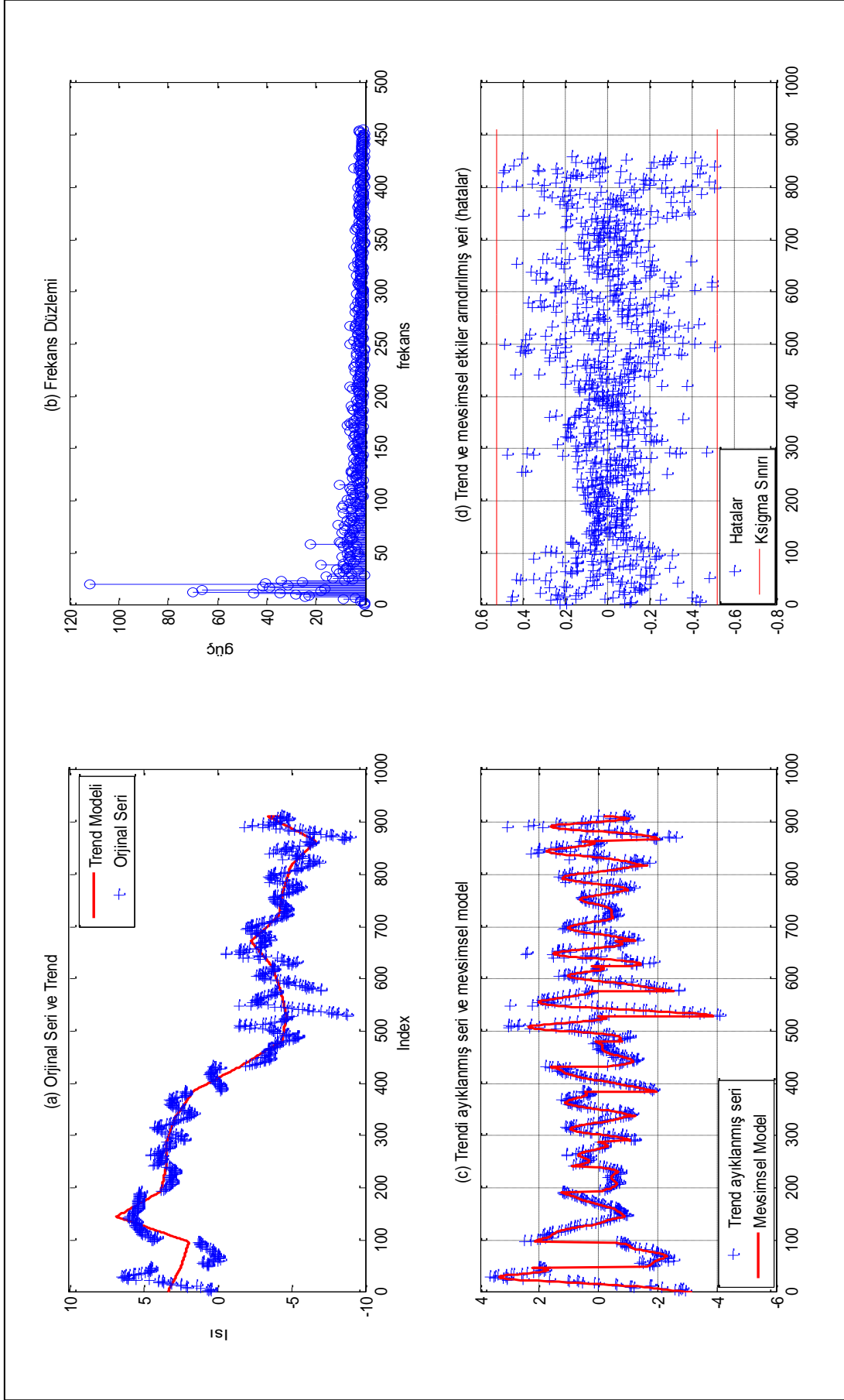
Şekil 13-b. trend ayıklanmış Wettzell gündüz verileri serisinin frekans düzlemi görülmektedir. Grafikte görüldüğü gibi üç adet frekans [19;12;14] mutlak güç bakımından en belirgin frekanslardır. Yani s en etkili frekans sayısı olmak üzere 3'e eşittir ve sinyal karakteristiği buradaki en belirgin üç frekansa göre

Model(x)

$$\begin{aligned}
&= \beta_1 \sin\left(\frac{2\pi x 19}{48}\right) + \beta_2 \cos\left(\frac{2\pi x 19}{48}\right) \\
&+ \beta_3 \sin\left(\frac{2\pi x 12}{48}\right) + \beta_4 \cos\left(\frac{2\pi x 12}{48}\right) \\
&+ \beta_5 \sin\left(\frac{2\pi x 14}{48}\right) + \beta_6 \cos\left(\frac{2\pi x 14}{48}\right)
\end{aligned} \tag{63}$$

şeklinde *sinüs* ve *kosinüs* bileşenlerinden oluşan bir fonksiyonla modellenmiştir. Buradaki β_i ($j=1,2,3,..2s$) katsayıları lineer EKK yöntemiyle $\alpha= 0.05$ yanılma olasılığıyla kestirilmiştir. Şekil 13- c.'de trend ayıklanmış Wetzell gündüz serisi ve bu seri oluşturulmuş sinyal modeli görülmektedir.

Şekil 13- d., trend ve sinyal etkisinden arındırılmış ve teorik olarak normal dağılımda olması beklenen hatalar görülmektedir. Şekilde, Bölüm 1.3.'de anlatıldığı şekilde uygulanmış k_0 -sigma uyuşumsuz ölçü testi için, hatalı ölçü ayıklama sınırları da gösterilmiştir. k_0 -sigma uyuşumsuz ölçü testi ile 54 adet veri uyuşumsuz olarak belirlenmiştir. Uyum iyiliği testleri, uyuşumsuz ölçülerden ayıklanan hata verileri üzerinden uygulanmıştır.



Şekil 13. Wetzell gündüz hata verileri için zaman serisi analizi ve uyumsuzluk ölçüler testi

2.3.2. Wettzell Gündüz Verilerinin Uyum İyiliği Test Sonuçları

Wettzell gündüz hata verileri için uygulanan on farklı uyum iyiliği test sonuçlarına bakıldığında, Wettzell gece hata verilerine benzer şekilde χ^2 bazlı, frekans bazlı ve regresyon-korelasyon bazlı test yöntemlerinin, verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan sıfır hipotezini reddettiği görülmektedir (Tablo 6). Bu durum, uygulanan trend modeli ve sinyal modelin yeterli olmadığından kaynaklanabilir. Özellikle, veriler yarım günlük veriler olduğundan (4) eşitliğinde verilmiş olan sinüs ve kosinüs bileşenlerinden oluşan modelin bu seriyi temsil etmekte yetersiz kaldığı, zaman serisi grafiklerinden de anlaşılmaktadır (Şekil 13). Başka bir etki olarak da özellikle fourier dönüşümü sonucu frekans değerlerinde en belirgin üç frekans kullanılmıştır. Ancak bunların yanında Şekil 13-b.'ye bakıldığında çok belirgin olmasa da çok sayıda frekansın verilerde etkili olduğu görülmektedir. Bu durum modeli daha karmaşık hale getirmektedir. Ayrıca çok sayıda frekansın kullanılması da modeli verilere daha uygun hale getiremediği gözlenmiştir. Sonuç olarak, Tablo 6.'da Wettzell gündüz hata verileri için test sonuçlarında büyük oranda verilerin normal dağılımda değildir sonucunun çıkmasının sebebi zaman serisi analizinde uygulanan işlemlerin yetersiz kalması ve sinyal modelinin seriyi çok iyi ifade etmediği şeklinde yorumlanabilir.

Tablo 6. Wettzell Gündüz Hata Verileri İçin Test Sonuçları

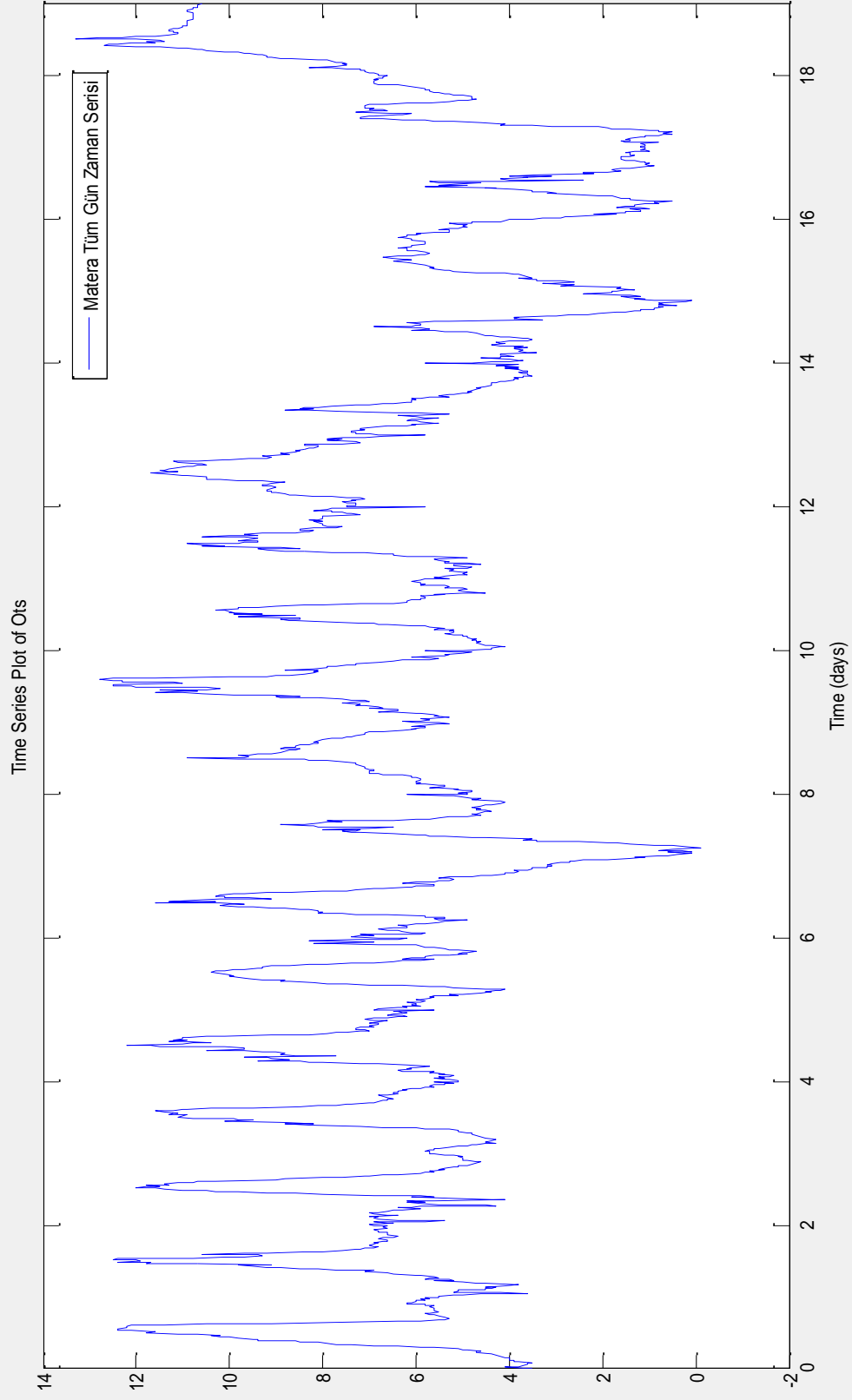
Test Tipi	TESTLER	Test İstatistiği	P değeri	Karar		
				$\alpha=0.01$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.10$
χ^2 Bazlı Testler	Pearson χ^2 Testi	35.4208	0.0000	Ret	Ret	Ret
Frekans Bazlı Testler	Kolmogorov-Smirnov Testi	0.3339	0.0000	Ret	Ret	Ret
	Lilliefors Testi	0.0436	0.0010	Ret	Ret	Ret
	Anderson-Darling Testi	2.1632	0.0000	Ret	Ret	Ret
RegresyonKorelasyonBazlı Testler	*Shapiro-Wilk ve ShapiroFrancia Testi	0.9925	0.0004	Ret	Ret	Ret
Moment Bazlı Testler	Çarpıklık Testi	-0.4189	0.3376	Kabul	Kabul	Kabul
	Basıklık Testi	2.1425	0.0161	Kabul	Ret	Ret
	D'Agostino K^2 Testi	4.7657	0.0923	Kabul	Kabul	Ret
	Jarque Bera Testi	5.7900	0.0529	Kabul	Kabul	Ret

Tablo 6.'da test sonuçlarına bakıldığında χ^2 bazlı, frekans bazlı ve regresyon korelasyon bazlı uyum iyiliği testlerinin verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan sıfır hipotezini tutarlı bir şekilde reddettiği görülmektedir. Wettzell tüm gün ve Wettzell gece verilerinin test sonuçlarından da görüldüğü gibi bu üç test sınıfı, verilerin normal dağılımda olup olmadığını belirlemede güvenilirdir (Tablo 4, Tablo 5). Tablo 6.'daki tüm testlerin sonuçlarına bakıldığında Wettzell gündüz hata verileri normal dağılımda değildir sonucu rahatlıkla söylenebilir. Bu durumun sebebi olarak, zaman serisi analizinin yetersizliğinden dolayı hata verilerinin içerisinde yanlış bir etkinin halen var olduğu söylenebilir.

Moment çıkarıcı fonksiyon testleri büyük oranda verilerin normal dağılımda olduğu sonucunu vermiştir. Ancak hem Jarque Bera hem de D'Agostino testleri $\alpha=0.10$ yanlışma olasılığında sıfır hipotezini redderek verilerin normal dağılımda olmadığı varsayımını kabul etmişlerdir. Çarpıklık ve basıklık testlerine ayrı olarak bakıldığında ise verilerin normal dağılıma göre çarpık olmadığı ama bir miktar basıklığının olduğu sonucuna ulaşılabilir. Basıklık sebebiyle, D'Agostino ve Jarque Bera testlerinin $\alpha=0.10$ yanlışma olasılığında verilerin normal dağılımda olmayacağı sonucunu vermelerine neden olduğu söylenebilir.

2.4. Matera Tüm Gün Verileri İçin Uygulama

İtalya'nın güneyindeki Matera istasyonundaki 1-19 Ocak 2013 tarihleri arasındaki 19 günde 15 dakika aralıklarla kaydedilen sıcaklık verileri için zaman serisi oluşturulmuştur (Şekil 14). Zaman serisi toplam 1824 veriden oluşmaktadır. Bir periyotta (gün) 96 adet veri vardır. Şekil 14.'e bakıldığında 07.01.2013 günü ve 13.01.2013 ve sonrası günler hariç düzenli bir değişim göstermektedir. Bu durum daha az sayıda frekansın verilere etki ettiğini göstermektedir. Ancak özellikle gün içerisinde sıcaklık değeri sivrilmektedir. Gece ise gündüz olan ani sivrilmelerin tersine sıcaklıktaki azalma daha yavaş olmaktadır. Verilerden oluşan zaman serisinden Bölüm 1.3'de anlatıldığı üzere trend ve sinyal etkileri ayrıştırıldıktan ve kalan veriler üzerinden uyumsuz ölçüler testi yapıldıktan yapılmıştır, ve sonrasında normal dağılıma uyum iyiliği için test yöntemleri uygulanmıştır.



Şekil 14. Matera istasyonun 1-19 Ocak tarihleri arasında gözlenen sıcaklık verileri

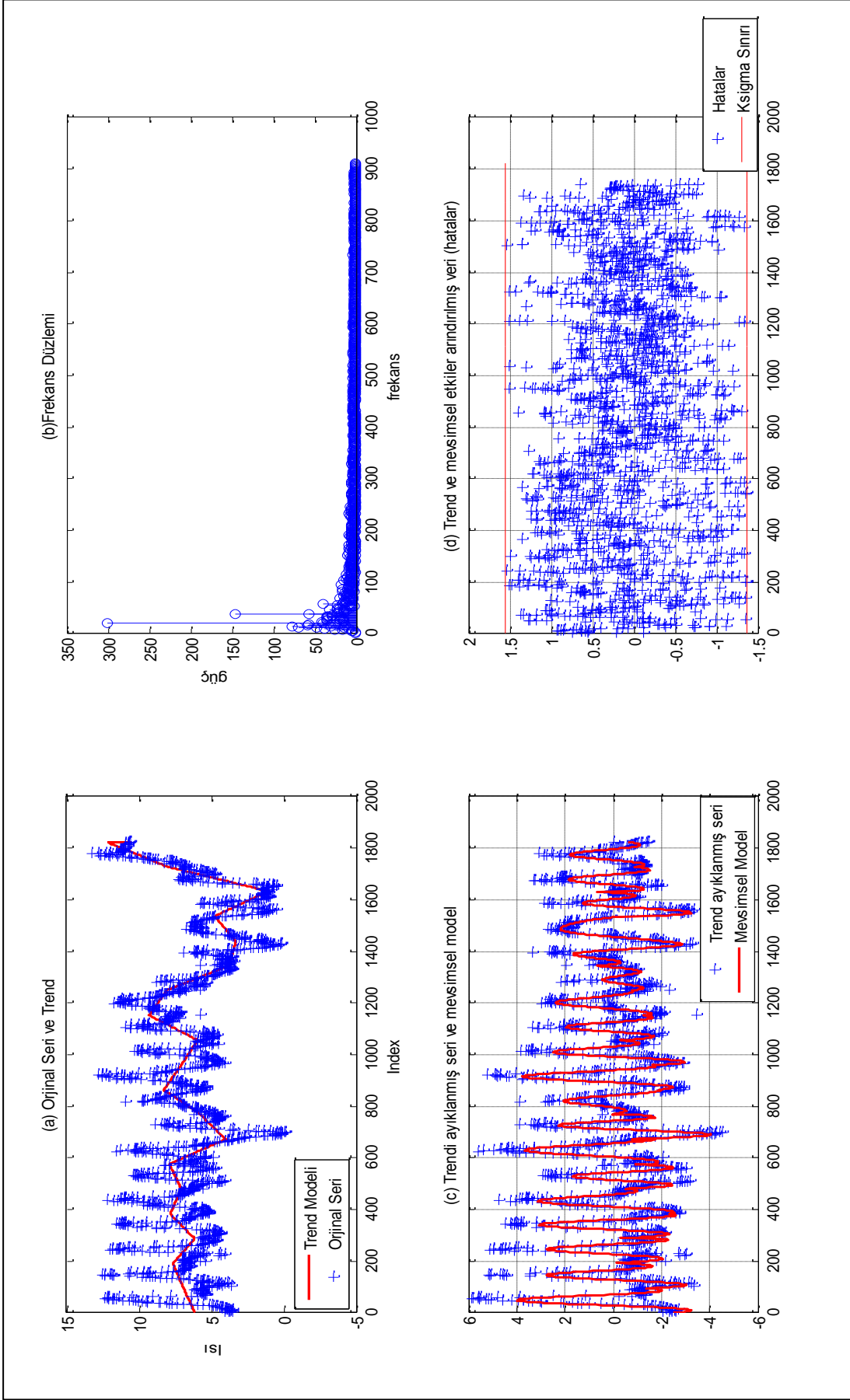
2.4.1. Matera Tüm Gün Verileri için Zaman Serisi Uygulaması

Matera tüm gün verileri zaman serisine Bölüm 1.3.'de anlatıldığı şekilde lineer trend modeli uygulanmıştır. Şekil 15-a.'da, tüm gün verileri ve bu veriler için uygulanan trend modeli görülmektedir. Verilerde, her bir periyodunun sonu kırılma noktası olarak belirlenerek periyotlar için ayrı bir lineer model kullanılmıştır. Yani toplam 19 günlük veriler için, 19 lineer denklemin birleştirilmesiyle oluşan bir trend modeli uygulanmıştır. Trenden arındırılmış zaman serisi verileri, (3) eşitliği yardımıyla zaman düzleminden frekans düzlemine süresiz fourier dönüşümüyle çevrilmiştir. Şekil 15-b.'de serinin frekans düzlemi görülmektedir. Burada güç bakımından en belirgin olan iki frekans [19;38] sinüs ve kosinüs bileşenlerinden oluşan sinyali modellemede kullanılmıştır. Yani s en etkili frekans sayısı olmak üzere 2'ye eşittir ve sinyal karakteristiği buradaki en belirgin iki frekansa göre

$Model(x)$

$$\begin{aligned}
 &= \beta_1 \sin\left(\frac{2\pi x 19}{96}\right) + \beta_2 \cos\left(\frac{2\pi x 19}{96}\right) \\
 &+ \beta_3 \sin\left(\frac{2\pi x 38}{96}\right) + \beta_4 \cos\left(\frac{2\pi x 38}{96}\right)
 \end{aligned} \tag{64}$$

şeklinde sinüs ve kosinüs bileşenlerinden oluşan bir fonksiyonla modellenmiştir. Buradaki β_i ($j=1,2,3,..2s$) katsayıları lineer EKK yöntemiyle $\alpha=0.05$ yanılma olasılığıyla kestirilmiştir. Matera tüm gün verileri zaman serisi, (62), (63) ve (64) eşitliklerinden de görüldüğü gibi Wettzell istasyonundaki verilere nazaran daha az ani değişiklikler gösterdiği için daha az parametre modellenmiştir. Şekil 15-c.'de trend ayıklanmış Matera tüm gün serisi ve bu seriye uygun oluşturulmuş sinyal modeli görülmektedir. Şekil 15-d.'de ise trend ve sinyal etkisi ayıklaması sonrası normal dağılımda olması beklenen hatalar ve uyuşumsuz ölçüler ayıklaması için kullanılan k_0 -sigma sınırları görünmektedir. Burada $k_0=2$ alınmıştır. 83 adet veri uyuşumsuz olarak tespit edilmiş ve ayıklanmıştır.



Sekil 15. Matera tüm gün hata verileri için zaman serisi analizi ve uyumsuz ölçüler testi

2.4.2. Matera Tüm Gün Hata Verilerinin Test Sonuçları

Matera tüm gün hata verileri için uygulanan on farklı uyum iyiliği test sonuçlarına bakıldığında (Tablo 7), frekans bazlı test yöntemlerinin bazılarının verilerin normal dağılımında olduğunu varsayan sıfır hipotezini kabul ettiği görülmektedir. Yanılma olasılığı $\alpha=0.10$ alındığında aynı test yöntemlerinin sıfır hipotezini reddettiği görülmektedir. Burada Kolmogorov-Smirnov testinden geliştirilen ve ağırlık fonksiyonu ile dağılımın kuyruklarına ağırlık veren Anderson-Darling testinin sıfır hipotezini büyük oranda reddettiği görülmektedir. Bu durum, dağılımın kuyruklarındaki sapmaların fazla olduğunu göstermektedir.

Basıklık değeri üçten küçük olduğundan, regresyon-korelasyon bazlı test yöntemlerinden Shapiro-Wilk testi uygulanmıştır. Bu test yöntemi frekans bazlı testlerin aksine verilerin normal dağılımında olduğunu varsayan sıfır hipotezini tüm yanılma olasılıkları için reddetmiştir. Bilindiği gibi, Shapiro-Wilk testi verilerde çarpıklık ve basıklık gibi konularda etkili olan tek uyum iyiliği testidir. Frekans bazlı testlerin sıfır hipotezini kabul ettiği durumda Shapiro-Wilk testi sıfır hipotezini reddeder ise bu gibi durumlarda verilerde bir çarpıklık veya basıklık vardır sonucuna varılabilir.

Tablo 7.'de görüldüğü gibi moment çıkaran fonksiyon bazlı testler sıfır hipotezini açık bir şekilde reddetmişlerdir. Çarpıklık testi, verilerin $\alpha=0.05$ yanılma olasılığına göre H_0 sıfır hipotezi altında kabul edileceği ancak $\alpha=0.10$ yanılma olasılığında H_s seçenek hipotezinin kabul edileceği sonucunu vermiştir. Bu durumda dağılımında az da olsa çarpıklığın var olduğu sonucunu çıkarabiliriz. Dağılım basıklık yönünden incelendiğinde ise dağılımın ciddi bir şekilde basık olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Sonuç olarak zaman serisi analizleri ve uyumsuz ölçü testi sonucunda elde edilen Matera tüm gün verileri için zaman serisinin hatalarının dağılımında ciddi bir basıklık olduğu ve bundan dolayı normal dağılımında sayılamayacağı ve dağılımın özellikle kuyruklarında sapmaların fazla olduğu söylenebilir. Zaman serisi analizine bakıldığında az sayıdaki frekans ile sinyalin modellendiği görülmektedir. Daha fazla frekansın kullanılmasının, elde edilen hataların ortalama etrafında daha yakın dağılmasını ve varyans değerinin küçülmesini sağlamakta ancak test sonuçlarında bir değişikliğe neden olmadığı görülmüştür. Wettzell verileriyle kıyaslandığında daha düzenli bir görünüm sağlamasına rağmen, (65) eşitliğindeki gibi sinyal belirleme için sadece *sinüs* ve *kosinüs* bileşenlerinden oluşturulan model yeterli değildir. Matera tüm gün için orijinal zaman serisine bakıldığında

dağılımın gündüz değerlerinin aniden ciddi bir şekilde sivrildiği görülmektedir. Buna karşın gece değerlerinde (Şekil 15) ise sıcaklığın yavaş bir şekilde azaldığı görülmektedir. Dolayısıyla gece ve gündüz sıcaklık değerleri arasında simetrik bir ilişki yoktur. Bundan dolayı serinin modellenmesinde sadece sinüs ve kosinüs denklemlerinden oluşan bir modelin seriyi çok da açıklayamadığı söylenebilir.

Tablo 7. Matera tüm gün hata verilerinin test sonuçları

Test Tipi	TESTLER	Test İstatistiği	p değeri	Karar		
				$\alpha=0.01$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.10$
χ^2 Bazlı Testler	Pearson χ^2 Testi	13.8969	0.0530	Kabul	Kabul	Ret
	Kolmogorov-Smirnov Testi	0.0211	0.4163	Kabul	Kabul	Kabul
Frekans Bazlı Testler	Lilliefors Testi	0.0211	0.0643	Kabul	Kabul	Ret
	Anderson-Darling Testi	1.4853	0.0008	Ret	Ret	Ret
	*Shapiro-Wilk ve Shapiro-Francia Testi	0.9927	0.0000	Ret	Ret	Ret
Moment Bazlı Testler	Çarpıklık Testi	-1.3767	0.0843	Kabul	Kabul	Ret
	Basıklık Testi	-5.955	0.0000	Ret	Ret	Ret
	D'Agostino K^2 Testi	14.8548	0.0006	Ret	Ret	Ret
	Jarque-Bera Testi	21.216	0.0010	Ret	Ret	Ret

2.5. Matera Gece Verileri İçin Uygulama

Matera gece verileri içerisinde (Şekil 14), akşam 6:00- sabah 6:00 arasındaki veriler gece periyotunda değerlendirilmiştir ve Matera gece verileri için zaman serisi oluşturulmuştur. Bu şekilde oluşturulan zaman serisinde, toplam veri sayısı 912 olmak üzere, periyot sayısı 19 ve her bir periyottaki veri sayısı 48 dir. Verilerden oluşan zaman serisinden Bölüm 1.3'de anlatıldığı üzere trend ve sinyal etkileri ayrıştırıldıktan ve kalan veriler üzerinden uyumsuz ölçüler testi yapıldıktan yapılmıştır, ve sonrasında normal dağılıma uyum iyiliği için test yöntemleri uygulanmıştır.

2.5.1. Matera Gece Verileri İçin Zaman Serisi Analizi

Matera gece verileri zaman serisine Bölüm 1.3.'de anlatıldığı şekilde lineer trend modeli uygulanmıştır. Şekil 16-a.'da, gece verileri ve bu veriler için uygulanan trend modeli görülmektedir. Verilerde, her bir gece periyodunun sonu kırılma noktası olarak belirlenerek periyotlar için ayrı bir lineer model kullanılmıştır. Yani toplam 19 günlük veriler için, 19 lineer denklemin birleştirilmesiyle oluşan bir trend modeli uygulanmıştır. Trenden arındırılmış zaman serisi verileri, (3) eşitliği yardımıyla zaman düzleminden frekans düzlemine süresiz fourier dönüşümüyle çevrilmiştir.

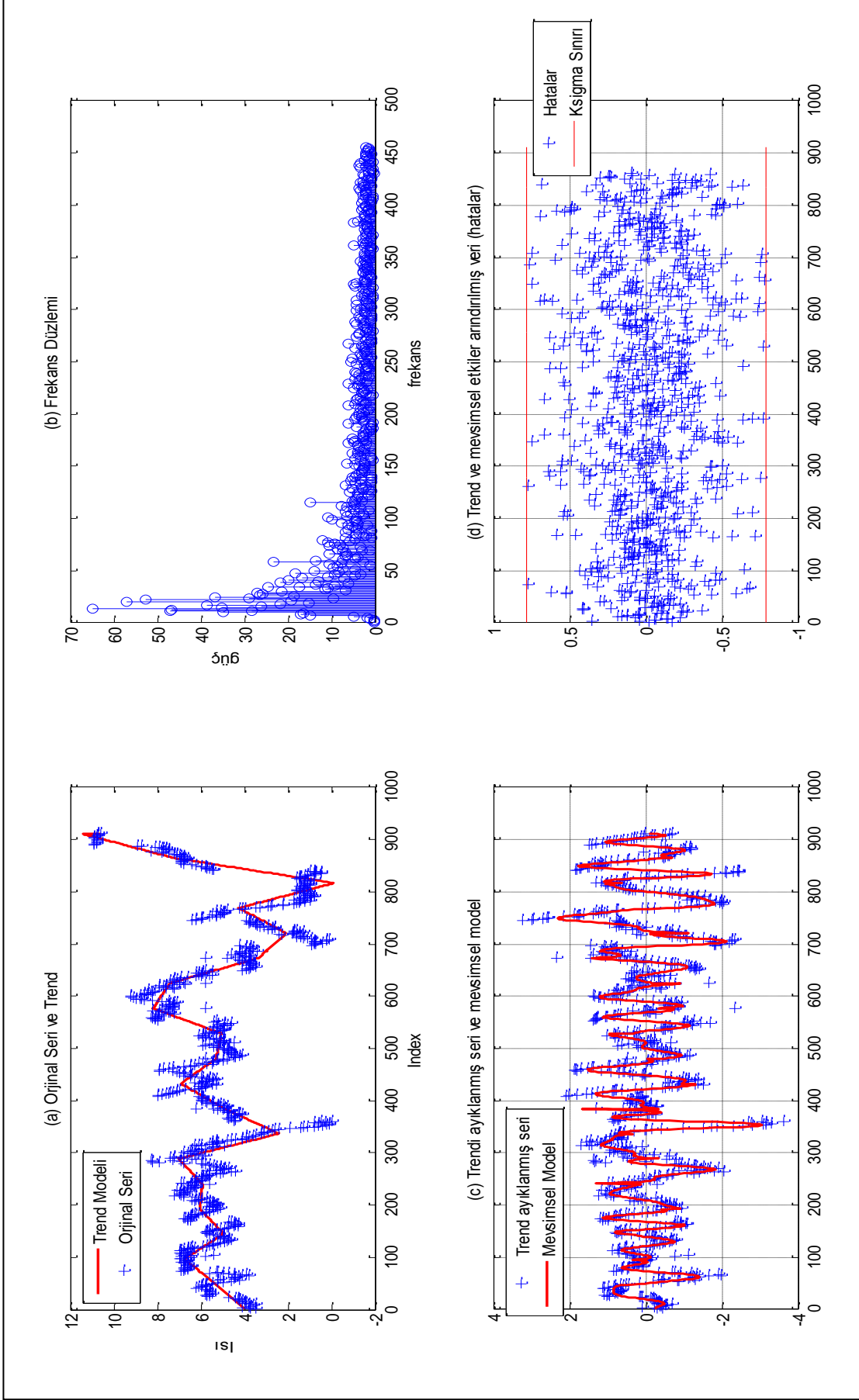
Şekil 16- b.'de verilerin frekans dağılımı görülmektedir. Grafikte de görüldüğü gibi [13;19;21] frekansları diğerlerine göre daha belirgindir. Yani s en etkili frekans sayısı olmak üzere 3'e eşittir ve sinyal karakteristiği buradaki en belirgin üç frekansa göre modellenmiştir.

Şekil 16- c.'de trend ayıklanmış seri ve bu seri için (4) eşitliği yardımıyla

$$\begin{aligned}
 Model(x) &= \beta_1 \sin\left(\frac{2\pi x 13}{48}\right) + \beta_2 \cos\left(\frac{2\pi x 13}{48}\right) + \beta_3 \sin\left(\frac{2\pi x 19}{48}\right) \\
 &+ \beta_4 \cos\left(\frac{2\pi x 19}{48}\right) + \beta_5 \sin\left(\frac{2\pi x 21}{48}\right) + \beta_6 \cos\left(\frac{2\pi x 21}{48}\right)
 \end{aligned} \quad (65)$$

şeklinde *sinüs* ve *kosinüs* bileşenlerinden oluşan sinyal modeli gösterilmektedir. Buradaki β_i ($j=1,2,3,..2s$) katsayıları lineer EKK yöntemiyle $\alpha=0.05$ yanılma olasılığıyla kestirilmiştir.

Şekil 16- d., trend ve sinyal etkisinden arındırılmış ve teorik olarak normal dağılımda olması beklenen hatalar görülmektedir. Şekilde, Bölüm 1.3.'de anlatıldığı şekilde uygulanmış k_0 -sigma uyuşumsuz ölçü testi için, hatalı ölçü ayıklama sınırları da gösterilmiştir. k_0 -sigma uyuşumsuz ölçü testi ile 52 adet veri uyuşumsuz olarak belirlenmiştir. Uyum iyiliği testleri, uyuşumsuz ölçülerden ayıklanan hata verileri üzerinden uygulanmıştır.



2.5.2. Matera Gece Hata Verileri İçin Test Sonuçları

Matera gece hata verileri için uygulanan on farklı uyum iyiliği test sonuçlarına bakıldığında (Tablo 8), tüm testlerin verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezini kabul ettikleri görülmektedir. Ancak, sadece $\alpha=0.10$ yanılma olasılığında Anderson-Darling ve Shapiro-Francia testlerinin verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezini reddetmiştir. Moment bazlı test yöntemleri de çarpıklık ve basıklık anlamında çok açık bir şekilde dağılımın normal dağılımda varsayılacağı sonucunu vermişlerdir. Tüm bu sonuçlara bakarak, Matera gece verileri için uygulanan zaman serisi analizleri modellerinin serinin karakterine uygun bir şekilde yapıldığı sonucu çıkarılmıştır.

Tablo 8. Matera Gece Hata Verileri İçin Test Sonuçları

Test Tipi	TESTLER	Test İstatistiği	p değeri	Karar		
				$\alpha=0.01$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.10$
χ^2 Bazlı Testler	Pearson χ^2 Testi	9.5952	0.2127	Kabul	Kabul	Kabul
Frekans Bazlı Testler	Kolmogorov-Smirnov Testi	0.0256	0.6150	Kabul	Kabul	Kabul
	Lilliefors Testi	0.0256	0.1944	Kabul	Kabul	Kabul
	Anderson-Darling Testi	0.7274	0.0577	Kabul	Kabul	Ret
Kegresyon Ko-relasyon Bazlı Testler	Shapiro-Wilk ve Shapiro-Francia* Testi	0.9969	0.0842	Kabul	Kabul	Ret
Moment Bazlı Testler	Çarpıklık Testi	0.1451	0.4423	Kabul	Kabul	Kabul
	Basıklık Testi	0.4414	0.3295	Kabul	Kabul	Kabul
	D'Agostino K^2 Testi	0.2159	0.8977	Kabul	Kabul	Kabul
	Jarque-Bera Testi	0.1252	0.5000	Kabul	Kabul	Kabul

2.6. Matera Gündüz Verileri İçin Uygulama

Matera verileri içerisinde (Şekil 10), sabah 6:00 ve akşam 6:00 arasındaki veriler gündüz verileri olarak değerlendirilmiş ve Matera gündüz verileri için zaman serisi oluşturulmuştur. Toplam veri sayısı 912, periyot (gece) sayısı 19 ve her periyottaki veri sayısı 48'dir. Verilerden oluşan zaman serisinden Bölüm 1.3'de anlatıldığı üzere trend ve sinyal etkileri ayrıştırıldıktan ve kalan veriler üzerinden uyuşumsuz ölçüler testi yapıldıktan yapılmıştır, ve sonrasında normal dağılıma uyum iyiliği için test yöntemleri uygulanmıştır.

2.6.1. Matera Gündüz Verileri İçin Zaman Serisi

Matera gündüz verileri zaman serisine Bölüm 1.3.'de anlatıldığı şekilde lineer trend modeli uygulanmıştır. Şekil 17-a.'da, gündüz verileri ve bu veriler için uygulanan trend modeli görülmektedir. Verilerde, her bir gündüz periyodunun sonu kırılma noktası olarak belirlenerek periyotlar için ayrı bir lineer model kullanılmıştır. Yani toplam 19 günlük veriler için, 19 lineer denklemin birleştirilmesiyle oluşan bir trend modeli uygulanmıştır. Trenden arındırılmış zaman serisi verileri, (3) eşitliği yardımıyla zaman düzleminden frekans düzlemine süresiz fourier dönüşümüyle çevrilmiştir.

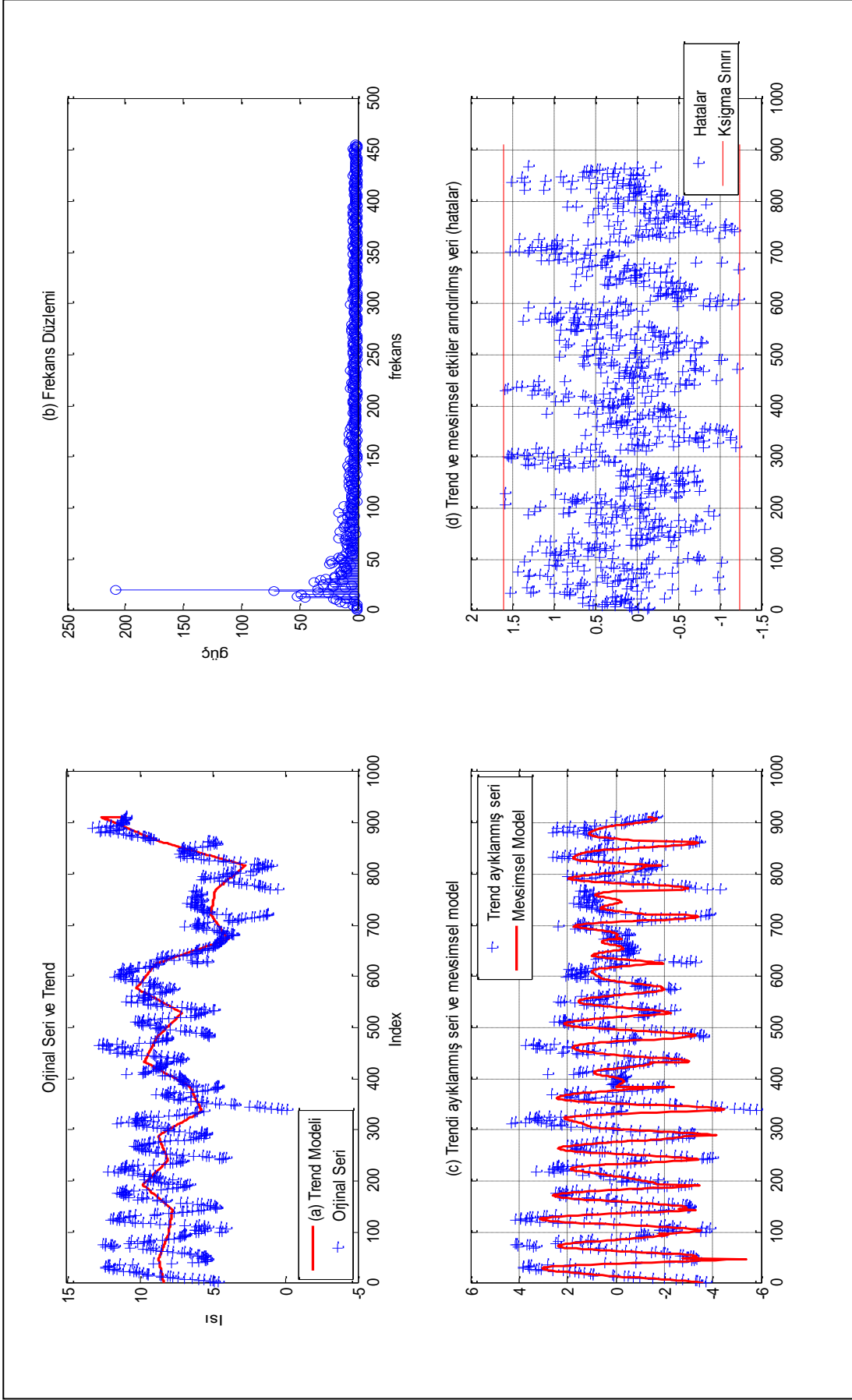
Şekil 17-b. trend ayıklanmış Matera gündüz verileri serisinin frekans düzlemi görülmektedir. Grafikte görüldüğü gibi üç adet frekans [19;18] mutlak güç bakımından en belirgin frekanslardır. Yani s en etkili frekans sayısı olmak üzere 2'ye eşittir ve sinyal karakteristiği buradaki en belirgin iki frekansa göre

$$\begin{aligned}
 Model(x) &= \beta_1 \sin\left(\frac{2\pi x 19}{48}\right) + \beta_2 \cos\left(\frac{2\pi x 19}{48}\right) + \beta_3 \sin\left(\frac{2\pi x 18}{48}\right) \\
 &+ \beta_4 \cos\left(\frac{2\pi x 18}{48}\right)
 \end{aligned} \tag{66}$$

şeklinde *sinüs* ve *kosinüs* bileşenlerinden oluşan bir fonksiyonla modellenmiştir. Buradaki β_i ($j=1,2,3,..2s$) katsayıları lineer EKK yöntemiyle $\alpha=0.05$ yanılma olasılığıyla

kestirilmiştir. Şekil 17-c.'de trend ayıklanmış Matera gündüz serisi ve bu seri oluşturulmuş sinyal modeli görülmektedir.

Şekil 17- d, trend ve sinyal etkisinden arındırılmış ve teorik olarak normal dağılımda olması beklenen hatalar görülmektedir. Şekilde, Bölüm 1.3.'de anlatıldığı şekilde uygulanmış k_0 -sigma uyuşumsuz ölçü testi için, hatalı ölçü ayıklama sınırları da gösterilmiştir. k_0 -sigma uyuşumsuz ölçü testi ile 45 adet veri uyuşumsuz olarak belirlenmiştir. Uyum iyiliği testleri, uyuşumsuz ölçülerden ayıklanan hata verileri üzerinden uygulanmıştır



2.6.2. Matera Gündüz Hata Verileri İçin Test Sonuçları

Matera gündüz hata verileri için uygulanan on farklı uyum iyiliği test sonuçlarına bakıldığında (Tablo 9), Pearson χ^2 testi ve frekans bazlı testlerden Kolmogorov-Smirnov testi ile Lilliefors testinin tüm α yanılma olasılıklarında verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezini kabul ettiği görülürken, frekans bazlı testlerden Anderson-Darling, regresyon korelasyon bazlı testlerden Shapiro-Wilk ve çarpıklık basıklık testlerinin büyük oranda H_0 hipotezini reddettiği görülmüştür. Tablo 9.'daki bu sonuçlara göre ilk bakışta verilerde çarpıklık ve basıklığın bulunduğu ve söylenebilir. Şekil 17-d'ye bakıldığında da Matera gündüz hata verilerinin yanlı bir dağılım gösterdiği görülebilir. Bu durumda Pearson χ^2 testi, Kolmogorov-Smirnov testi ve Lilliefors testinin verilerdeki bu durumu iyi saptayamadığı söylenebilir.

Andeson-Darling testi kendi sınıfından olan Kolmogorv-Smirnov ve Lilliefors testinden farklı sonuç üretmesinin sebebi ise verilerin özellikle kuyruklarındaki sapmalar olduğu düşünülebilir. Kuyruklardaki bu sapmanın nedeni verilerde basıklık olması durumunda dağılımın kuyruklarındaki yığılmalardan kaynaklanmış olabileceği söylenebilir.

Regresyon –korelasyon bazlı testlerden Matera gündüz verileri için verilerin basıklık değeri $k < 3$ olduğundan Shapiro-Wilk testi uygulanmıştır. Tablo 9.'da bu test için p standart normal dağılım için olasılık değerine bakıldığında 0.0001 değeri verdiği görülmüştür. Bu değer, Shapiro-Wilk testine göre ciddi şekilde normal dağılımdan sapmalar olduğu şeklinde yorumlanabilir.

Moment bazlı testlere bakıldığında $\alpha=0.01$ yanılma olasılığında verilerde çarpıklığın bulunmadığı ancak daha büyük yanılma olasılıkları için verilerde çarpıklık vardır sonucunu verdiği görülmüştür. Basıklık testine göre ise verilerde ciddi bir basıklık olduğu gözlenmiştir. Bunun sonucunda D'Agostino ve Jarque-Bera testleri verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezini büyük oranda reddetmişlerdir. Sadece D'Agostino testi $\alpha=0.01$ yanılma olasılığında H_0 sıfır hipotezini kabul etmiştir.

Tablo 9.'daki tüm testlerin sonuçları beraber incelendiğinde verilerde hem bir miktar çarpıklığın olduğu hem de verilerin ciddi bir şekilde basık olduğundan dolayı normal dağılımda kabul edilemeyeceği sonucu çıkarılabilir. Bu durumda Pearson χ^2 , Kolmogorov-Smirnov ve Lilliefors testleri bu durumu saptayamadıkları sonucu çıkarılabilir. Şekil 17.'deki Matera verileri için zaman serisi analizi grafikleri incelendiğinde, analiz

yöntemlerinde kullanılan modelleri çok iyi temsil edemediği sonucu çıkarılabilir. Özellikle Matera verilerinin trend ve sinyal ayıklama ve uyumsuz ölçüler testi sonucunda elde edilen hata verilerinde sistematik bir dağılım göze çarpmaktadır. Matera gündüz verileri için tüm test yöntemleri kıyaslandığında ise en tutarlı sonuçları Shapiro-Wilk testinin verdiği söylenebilir.

Tablo 9. Matera Gündüz Hata Verileri İçin Test Sonuçları

Test Tipi	TESTLER	Test İstatistiği	p değeri	Karar		
				$\alpha=0.01$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.10$
X̄ Bazlı Testler	Pearson χ^2 Testi	11.3865	0.1226	Kabul	Kabul	Kabul
	Kolmogorov-Smirnov Testi	0.0262	0.5814	Kabul	Kabul	Kabul
Frekans Bazlı Testler	Lilliefors Testi	0.0262	0.1653	Kabul	Kabul	Kabul
	Anderson-Darling Testi	1.2026	0.0039	Ret	Ret	Ret
	*Shapiro-Wilk ve Shapiro Francia Testi	0.9921	0.0001	Ret	Ret	Ret
Regresyon Ko-relasyon Bazlı Testler	Çarpıklık Testi	1.7728	0.0381	Kabul	Ret	Ret
	Basıklık Testi	-3.3624	0.0004	Ret	Ret	Ret
	D'Agostino K ² Testi	8.4175	0.0149	Kabul	Ret	Ret
	Jarque Bera Testi	10.2441	0.0099	Ret	Ret	Ret

2.7. Verilerin Grafiklerinin İncelenmesi

Normal dağılıma uygunluğu belirlemek amaçlı yapılan bu çalışmada, uyum iyiliği test yöntemleri sonuçlarını grafik yöntemlerle destekleme amaçlı, Şekil 18.'de Wettzell tüm gün, gece ve gündüz verileri ve Şekil 19'da Matera tüm gün, gece ve gündüz verileri için histogram ve P-P grafiği oluşturulmuştur.

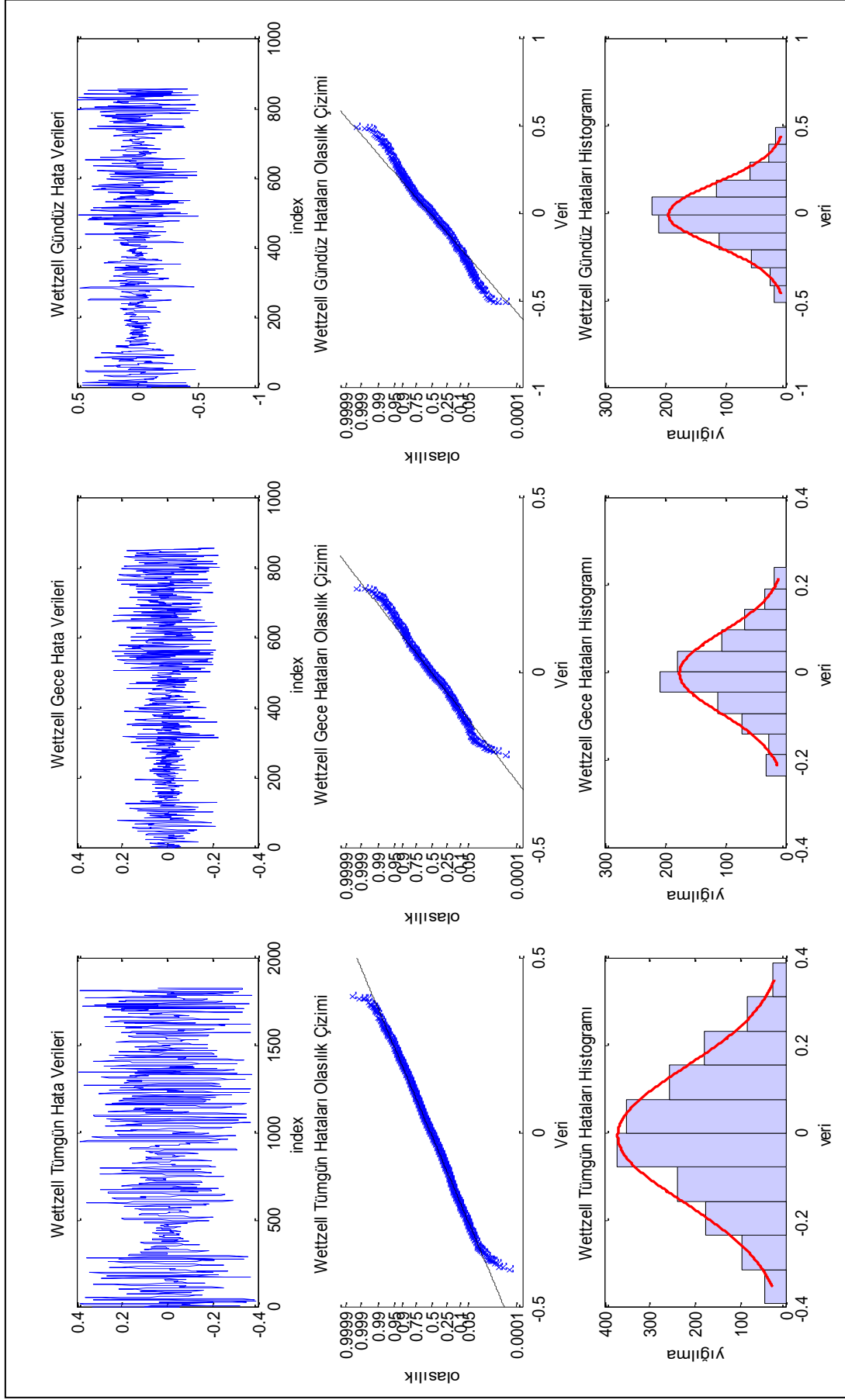
Şekil 18'de üst satırda Wettzell tüm gün, gece ve gündüz hata verileri, ortadaki satırda bu verilerin P-P grafiği ve alttaki satırda verilerin histogram grafiği ve buna karşılık gelen olasılık yoğunluk fonksiyonu görülmektedir.

Şekil 18’de Wettzell tüm gün verilerine ilişkin P-P grafiğine bakıldığında, verilerin dağılımın, standart normal dağılımın oluşturduğu regresyon çizgisine uygun olarak düz bir çizgi üzerine düştüğü görülebilir. Ancak özellikle verilerin dağılımının kuyruk kısımlarında az da olsa sapmalar görülmektedir. Wettzell tüm gün verileri için histogram ve buna uygun olasılık yoğunluk fonksiyonunun eğrisine bakıldığında ise, frekansların ortalama etrafında simetrik bir şekilde dağıldığı görülmekte ve dağılımda bir yöne doğru çarpıklığın olmadığı söylenebilir. Tablo 4.’e bakıldığında, hem P-P grafiği hem de histogramdan elde edilen bu sonuçların uyum iyiliği test sonuçları ile desteklenmiş olduğu görülebilir.

Şekil 18.’de Wettzell gece hata verilerinin dağılımına bakıldığında Wettzell tüm gün verilerine kıyasla ortalamaya daha yakın bir dağılım gösterdiği görülmektedir. Ancak P-P grafiğine bakıldığında ise, verilerin standart normal dağılımı regresyon çizgisinden sapmaların kısmen ortalama etrafında ve özellikle kuyruklarında fazla olduğu görülmektedir. Wettzell gece hata verileri için uyum iyiliği testleri, çarpıklık ve basıklık testleri hariç tüm α yanılma olasılıklarında verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezini reddettiği görülmüştür (Tablo 5). Böylece P-P grafiğinden elde edilen sonuç, uyum iyiliği test sonuçlarını desteklemektedir. Wettzell gece verileri için histogram gösterimine bakıldığında ise verilerde herhangi bir çarpıklık görülmemekte aynı zamanda da basıklık açısından Wettzell tüm gün verilere oranla normal dağılıma daha yakındır. Tablo 5.’deki çarpıklık ve basıklık uyum iyiliği testleri de bu durumu doğrulamaktadır.

Şekil 18.’de son sütunda Wettzell gündüz hata verilerinin grafik gösterimleri vardır. Hata verileri, bazı yerlerde ortalamaya yakın dağılırken bazı yerlerde ise daha uzak şekilde düzensiz bir dağılım izlemektedir. Bunun, zaman serisi analizi için uygulanan modellerin bazı zaman noktalarında verilere uygun olduğu ancak bazı yerlerde modelin verilere uygun olmadığından kaynaklandığı söylenebilir. Bu durum P-P grafiğinde de izlenmektedir. Verilerin dağılımında özellikle kuyruklarına yakın yerlerde normal dağılımdan ciddi sapmalara rastlanmaktadır. Wettzell gündüz hata verileri için Tablo 6.’daki uyum iyiliği testlerinin sonuçlarına bakıldığında ise, çarpıklık ve basıklık testleri haricindeki tüm uyum iyiliği testleri tarafından α yanılma olasılıklarında verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezinin reddedildiği görülmüştür. Şekil 18.’deki histogram grafiğinde verilerin simetrik olduğu ve herhangi bir yana çarpıklığın olmadığı görülmektedir. Bu grafik basıklık açısından incelendiğinde ise, Wettzell gündüz hata verilerinin, Wettzell

gece hata verilerine kıyasla normal dağılımdan daha fazla saptığı söylenebilir. Bu durum, Tablo 5. ve Tablo 6.'daki moment bazlı testlerin sonuçları ile desteklenmektedir.



Şekil 18. Wetzell hata verileri için grafik gösterimler

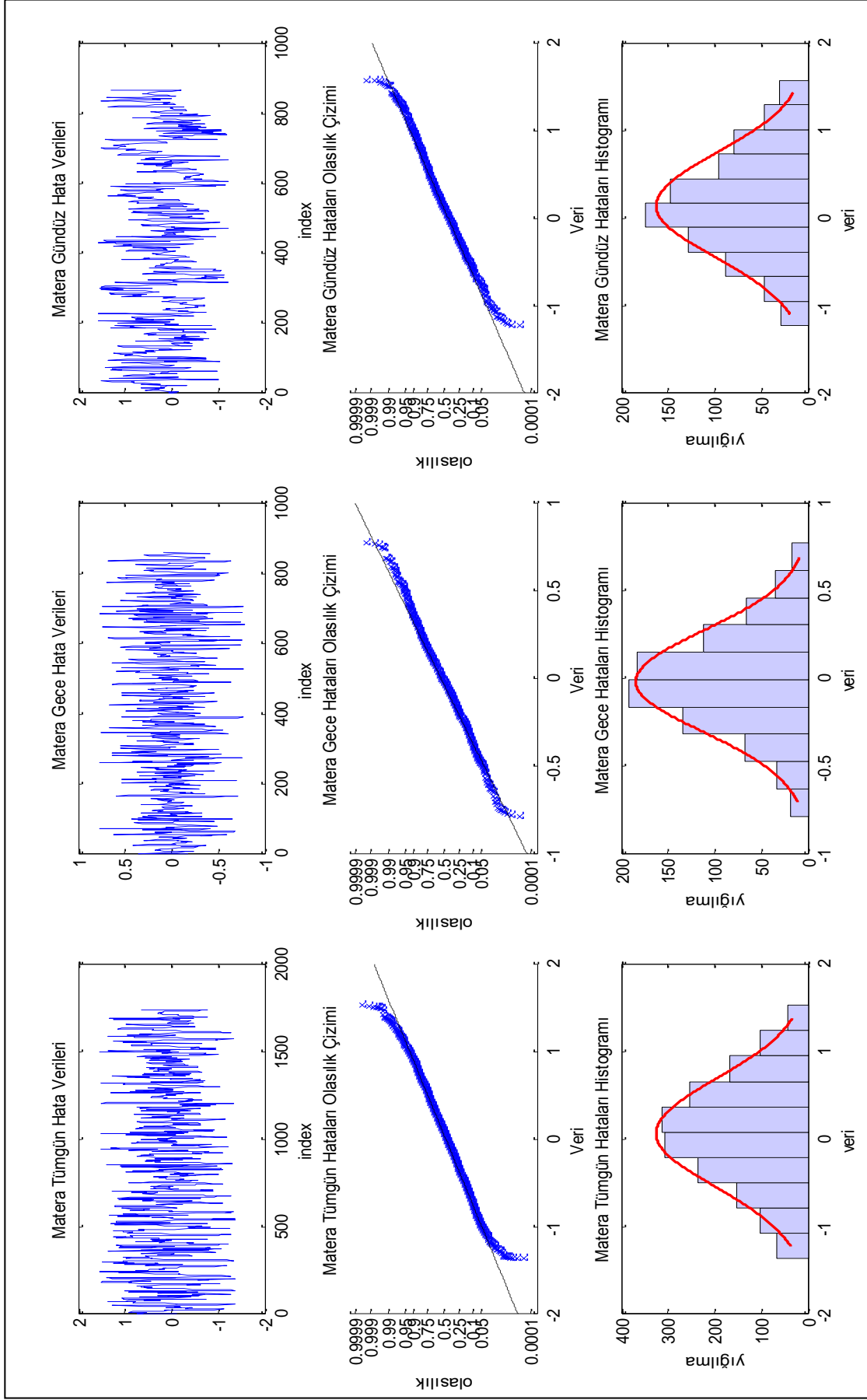
Şekil 19’da üst satırda Matera hata tüm gün, gece ve gündüz hata verileri, ortadaki satırda bu verilerin P-P çizimleri ve alttaki satırda verilerin histogram grafiği ve buna karşılık gelen olasılık yoğunluk fonksiyonu görülmektedir.

Matera tüm hata gün verileri, Wetzell tüm gün hata verileri (Şekil 18) ile kıyaslandığında verilerin ortalamadan daha fazla sapmalar gösterdiği standart sapmasının daha büyük olduğu ancak rasgele dağıldığı söylenebilir. Matera tüm gün verileri için P-P çizimine bakıldığında verilerin ortalama etrafında normal dağılıma yakın olarak sapmalar gösterdiği ancak kuyruklarda bu sapmaların daha çok olduğu görülmüştür. Tablo 7.’deki Matera tüm hata gün verileri için sonuçlara bakıldığında Pearson χ^2 , Kolmogorov-Smirnov ve Lilliefors testlerinin büyük oranda verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezini kabul ettiği ancak Anderson-Darling testinin tüm α yanılma olasılıklarında H_0 sıfır hipotezini reddettiği görülmüştür. Bunun sebebinin verilerin özellikle kuyruklarda normal dağılımdan olan sapmalarıdır. Matera tüm gün verileri için histogram grafiğine bakıldığında ise dağılımın simetrik olduğu ve dağılımda çarpıklığın olmadığı anlaşılmaktadır. Ancak olasılık yoğunluk fonksiyon eğrisinin şekil olarak bir miktar basık olduğu söylenebilir. Tablo 7.’deki bu veriler için uyum iyiliği testlerinin sonuçlarına bakıldığında da verilerin büyük oranda çarpık olmadığı ancak basıklığın olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Şekil 19.’un ortadaki sütununda Matera gece hata verileri için grafik gösterimler bulunmaktadır. Matera gece hata verilerinin dağılımı bakıldığında, Matera tüm gün ve gündüz hata verilerine göre hem ortalamaya daha yakın hem de herhangi bir sistematik etki göze çarpmadan rasgele dağıldığı görülmektedir. Matera gece hata verilerinin P-P grafiği incelendiğinde, hem ortalama etrafında hem de dağılımın kuyruklarında standart normal dağılım regresyon çizgisinden sapmaların fazla olmadığı görülmektedir. Tablo 8’den de görüldüğü gibi Matera gece hata verilerinin uyum iyiliği test sonuçları da verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezini kabul etmiştir. Matera gece hata verilerinin histogram grafiğine bakıldığında dağılımın simetrik olduğu aynı zamanda da olasılık yoğunluk eğrisinin basıklık açısından normal dağılıma yakın olduğu görülmektedir. Tablo 8.’deki test sonuçlarına göre de verilerde çarpıklık ve basıklık açısından normal dağılımda sayıldığı görülmektedir. Hem uyum iyiliği test sonuçları hem de grafik gösterimler açısından Matera gece verileri incelendiğinde verilerin normal dağılımda varsayılacağı, bu veriler için uygulanan trend ve sinyal modellerinin serinin

karakterine uygun olduğu ve zaman serisi analizlerinin doğru ve yeterli yapıldığı söylenebilir.

Şekil 19.'un son sütununda Matera gündüz hata verileri için grafiksel gösterimler bulunmaktadır. İlk satırda verilerin dağılımında zaman serisi analizlerinin eksikliğinden kaynaklandığı düşünülen sistematik bir etki görülmektedir. Bunun yanında verilerde, Matera gece hata verilerine ve tüm gün hata verilerine oranla ortalamadan daha fazla sapmaların olduğu görülmektedir. Matera gündüz hata verilerinin P-P grafikleri incelendiğinde verilerin standart normal dağılım olasılık çizgisinden ortalama çevresinde sapmadığı ancak dağılımın kuyruklarında sapmaların fazla olduğu görülmektedir. Tablo 9.'daki test sonuçları incelendiğinde ise Matera gündüz hata verileri için Pearson χ^2 , Kolmogorov-Smirnov ve Lilliefors testlerinin tüm α yanılma olasılıklarında verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezini kabul ettiği görülmüştür. Ancak Anderson-Darling testinin tersi şekilde tüm α yanılma olasılıklarında verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezini reddettiği görülmüştür. Bu test yönteminin H_0 sıfır hipotezini reddetmesinin sebebi olarak dağılımın kuyruklarındaki sapmalar gösterilebilir ve test sonuçları grafik gösterimlerle birlikte incelendiğinde birbirlerini destekler niteliktedir. Histogram grafiğine bakıldığında ise özellikle ortalama yakınlarındaki yığılmaların simetrik olmadığı görülebilir. Ayrıca Matera gündüz hata verileri için olasılık yoğunluk fonksiyonunun eğrisi, Matera gece hata verilerinininki ile kıyaslandığında, Matera gece hata verilerinin dağılımının daha basık olduğu söylenebilir. Tablo 9.'daki moment bazlı testlerin sonuçlarına bakıldığında Matera gündüz hata verilerin hem çarpık hem de basık olduğu görülmüştür. Ancak özellikle Matera gündüz hata verilerinin dağılımın basıklığını, sadece Şekil 9.'daki gösterimlerle anlayabilmek mümkün değildir. Bu nedenle grafik gösterimler tek başlarına verilerin normal dağılımdan sapmaları belirlemede yetersizdir. Ancak uyum iyiliği testleri ile desteklendiğinde etkili sonuçlar verebilir.



Şekil 19. Madera hata verileri için grafik gösterimler

3. BULGULAR

Bu tez kapsamında Wettzell ve Matera, Avrupa’da iki farklı bölgedeki VLBI-GPS ortak yerleşkelerindeki, istasyonlarında 1-20 Ocak 2013 tarihleri arasında 15 dakika aralıklarla zaman serisi şeklinde kaydedilen sıcaklık verileri kullanılmıştır. Bu veriler tüm gün, gece ve gündüz olmak üzere üçe ayrılmış toplamda iki istasyonda 6 farklı seri elde edilmiştir. 6 seri üzerinde zaman serisi analizleri yapılmış ve analiz sonrası elde edilen hata verileri üzerinde verilerin normal dağılımda olup olmadıklarını belirleyen uyum iyiliği testleri uygulanmıştır. Test sonuçları göre zaman serisi analizinin ne derece yeterli ve doğru yapıldığı ve uygulanan test yöntemlerinin birbirlerine üstünlük veya zayıflık durumları irdelenmiş, aynı zamanda zaman serisi, analizi ve testler birlikte ele alındığında verilerin karakterlerine ilişkin bilgiler de elde edilebilmiştir. Veri kümelerine ilişkin test sonuçları Tablo 4, Tablo 5 Tablo 6, Tablo 7, Tablo 8, Tablo 9’da gösterilmiştir. Ayrıca bu test yöntemlerinin yorumlarını desteklemek amaçlı Wettzell ve Matera istasyonlarındaki verilerin grafikler gösterimleri Şekil 18. ve Şekil 19. da sunulmuştur.

Zaman serisi analizinde tüm veriler için her periyot sonu kırılma noktası olacak şekilde lineer trend modelleri kullanılmıştır. Uygulamadaki her gün için simetrik olmayan bir dağılım sergilediklerinden tez kapsamında uygulanan bu modelin veriler için en uygun model olduğu yapılan çalışmalarda görülmüştür. Serilerdeki sinyal etkisi (4) eşitliğindeki sinüs ve kosinüs bileşenlerinden oluşan bir modelle belirlenmeye çalışılmıştır. (3) eşitliğindeki Fourier dönüşümü sonucunda elde edilen mutlak güç bakımından en etkin frekanslara (λ) göre seri için sinyal modeli oluşturulmuştur. Sinyal modelindeki β_i katsayıları lineer EKK yöntemiyle kestirilmiş ve seriden arındırılmıştır. Sonuçta trend ve sinyal bileşeninden arındırılan hata verileri elde edilmiştir. Ancak veriler içerisinde var olabilecek uyuşumsuz ölçüler için $k_0=2$ sınır değeri alınarak k_0 -sigma uyuşumsuz ölçüler testi uygulanmıştır. Bu uygulamada başka k_0 sınır değerleri de uygulanarak denenmiş ancak çoğu uygulamada en ideal k_0 sınır değerinin 2 olduğu görülmüştür.

Zaman serisi analizleri ve uyuşumsuz ölçüler testi sonrasında Wettzell ve Matera serilerinin hata bileşenleri elde edilmiştir. Wettzell için yarım gün hata verilerinin (gece, gündüz) büyük oranda verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezini reddettiği görülmüştür. Wettzell tam gün verileri modele daha uygun olsa da veriler üzerinde çarpıklığın etkisinin bulunduğu saptanmıştır (Tablo 4), (Tablo 5), (Tablo 6).

Matera verilerinde sıcaklık gündüz saat 12:00-14:00 aralarında çok hızlı bir şekilde yükselip gün için üst sınırına ulaşmakta, akşama doğru da aynı şekilde hızla düşmektedir. Geceleri ise sıcaklığın düşüşü daha yavaş olmaktadır. Wettzell verileri ile kıyaslandığında daha düzenli bir değişim göstermektedir. Ancak özellikle gündüz verilerinin ani bir şekilde yükselip tekrar ani bir şekilde düşmesi buna karşın gece verilerinin ise daha yavaş bir şekilde değişmesinden dolayı Matera tüm gün için zaman serisi analizinde (4) eşitliğine uygun olarak modellenen sadece sinüs ve kosinüs bileşenlerinden oluşan bir sinyal modelinin serinin karakterini yansıtmakta yetersiz kaldığı, Tablo 7.'deki test sonuçlarına bakılarak yorumlanabilir. Bu bulguyu destekler şekilde Matera gündüz hata verileri için uyum iyiliği testleri çok büyük oranda veriler normal dağılımda değildir H_1 hipotezini kabul ederken, aynı testler Matera gece hata verileri için verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezini büyük oranda kabul etmiştir.

4. TARTIŞMA

Bu tez kapsamında, dört farklı gruptan toplam on uyum iyiliği testi, χ^2 bazlı testlerden Pearson testi, ampirik dağılım fonksiyonu testlerinden, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors, AndersonDarling testleri, Regresyon korelasyon bazlı testlerden Shapiro-Wilk ve Shapiro-Francia testleri, moment bazlı test yöntemlerinden D'Agostino, Jarque Bera, çarpıklık ve basıklık testleri kullanılmıştır. Burada uygulanan testler kendi grupları içerisinde en yaygın kullanılanlarıdır. Uygulamada test yöntemlerinin sonuçlarına göre testlerin birbirlerine göre avantajları-dezavantajları gözlenmiştir. Bu tez kapsamında testler arasında bilinen anlamda simülasyona dayalı güç kıyaslaması yapılmamıştır ancak testlerin uygulanmasında dikkat edilmesi gereken hususlar uygulamalar sonucunda elde edilmiştir. Bu testlerin kıyaslanmasındaki önemli kriterlerden biri olan veri sayısına bu tez kapsamında dikkat edilmemiştir, çünkü uygulamadaki veri sayıları 800 ve 1800 arasındadır ve bu sayı tüm testlerin uygulaması açısından ideal aralık olduğu söylenebilir.

Uyum iyiliği testleri, VLBI/GPS uydu/uzay jeodezik teknikler ortak yerleşkelerinde kaydedilen orijinal sıcaklık verileri üzerinde yapılan zaman serisi analizleri sonucunda elde edilen hata verilerine uygulanmıştır. Teorik olarak normal dağılımda olması beklenen bu verilerin “verilerin normal dağılımdadır” ve “veriler normal dağılımda değildir” şeklinde kurulan hipotezlerin uyum iyiliği test sonuçlarına göre, uygulanan zaman serisi analizlerinin ne kadar yeterli olduğu konusunda irdelemeler yapılmıştır. Bunun yanında test yöntemlerinin karakterleri de göz önüne alınarak, uyum iyiliği testlerinin uygulanmasına ilişkin öneriler sunulmuştur.

Pearson χ^2 testi uygulanan test yöntemleri arasında ilk ve en eski test yöntemidir. Tez kapsamındaki uygulamalardaki test sonuçlarına bakıldığında, bu test yönteminin Kolmogorov-Smirnov ve Lilliefors gibi frekans bazlı dağılım fonksiyon test yöntemleriyle yakın sonuçlar üretildiği gözlenmiştir. Bu uygulamada kullanılan veri sayısının 800-1800 arasında ideal sayıdadır. Farklı bu test yöntemlerinin uygulamasında veri sayısına dikkat edilmelidir. Pearson χ^2 testi için veri sayısı $n < 30$ olduğu durumlarda uygulanmamalıdır.

Bu tez kapsamında frekans bazlı dağılım fonksiyon testlerinden Kolmogorov-Smirnov ve Lilliefors testlerinin birbirlerine çok benzer sonuçlar ürettikleri gözlenmiştir. Kolmogorov-Smirnov testini uygulamak için veri kümesinden kesin değer ve standart sapmayı kestirmek gerekmektedir. Bu işlem sırasında yapılacak hata, karar aşamasında

yanlış yorumlamaya neden olabilir. Lilliefors testi bu kestirimler yapılmadan da uygulanabilmektedir. Ayrıca az sayıdaki veriler için Lilliefors testi, Kolmogorov-Smirnov testine göre daha etkin sonuçlar vermektedir. Anderson-Darling testi, Kolmogorov-Smirnov testinden türetilen ama ağırlık fonksiyonu ile dağılımın kuyruklarına daha fazla ağırlık veren bir test yöntemidir. Bu çalışmada, bu test yönteminin dağılımın kuyruklarında olan sapmaların fazla olduğu durumlarda verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezini reddettiği görülmüştür. Uyuşumsuz ölçüler testi için sınır değerleri düşürüldüğünde diğer testlerin sonuçlarında belirgin bir değişiklik göstermezken, Anderson-Darling testi dağılımın kuyruklarındaki değişimden dolayı, bu durumlardaki sıfır hipotezini kabul ettiği gözlenmiştir.

Bu tez kapsamındaki uygulamada en etkin test yöntemi regresyon-korelasyon bazlı Shapiro-Wilk veya Shapiro-Francia testleri olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bunun en temel sebebi bu yöntemlerin verilerdeki çarpıklık basıklık durumlarını da iyi saptayabilen tek uyum iyiliği testleridir. Yapılan çalışmada, χ^2 bazlı ve frekans bazlı dağılım fonksiyon testleri verilerdeki çarpıklık ve basıklık bakımından etkili olamadıkları görülmüştür. Moment bazlı test yöntemleri ise sadece çarpıklık ve basıklık açısından verilerin normal dağılımda olup olmadıklarını inceledikleri ve bundan dolayı tek başlarına uygulandıklarında uygulayıcıyı yanlış yönlendirebileceği sonucu çıkarılmıştır (Tablo4, Tablo 5, Tablo 6, Tablo 7, Tablo 8, Tablo 9). Shapiro-Wilk veya Shapiro-Francia test yöntemlerini uygulanmadan önce, verilerdeki basıklık değerine bakılmalı ve basıklığın 3'den küçük olduğu durumlarda Shapiro-Wilk, büyük olduğu durumlarda ise Shapiro-Francia testinin uygulanmasına karar verilmelidir. Ayrıca χ^2 ve Kolmogorov-Smirnov testlerinde istatistik dağılım fonksiyonunu tanımlayan bazı (en azından ortalama ve varyans) parametrelerin kestirilmesi gerekir. Böylesi bir kestirim işlemi sırasında yapılacak bir hata, yorumlamada 2. tip hata yapma olasılığını da arttırmaktadır Shapiro-Wilk ve Shapiro-Francia testlerinin Pearson- χ^2 ve Kolmogorov-Smirnov testleri gibi diğer öncül normal dağılım testleriyle kıyaslandığında en belirgin avantajının, test büyüklüğünün hesaplanmasında bu kestirimlere ihtiyaç yoktur. Böylelikle hesap sırasında yanlış kestirimden dolayı 2. tip hata yapma olasılığı azalmış olur (Gross, 2010).

Moment çıkaran fonksiyon bazlı test yöntemleri verilerin çarpıklık ve basıklık bakımından normal dağılımdan olan sapmaları incelemektedir. Bu tez kapsamında D'Agostino ve Jarque-Bera testleri uygulanmıştır. Ayrıca verilerde çarpıklık ve basıklığın bulunma durumlarına göre de inceleme yapılmıştır. Bu testlerin verilerde çarpıklık ve

basıklığın olduđu durumlarda etkin sonuçlar verdikleri görölmüştür. Ancak bu test yöntemleri tek başlarına verilerin normal dağılımda olup olmadıklarını saptamakta yetersiz kaldığı diğer sınıflardan en az bir uyum iyiliği testiyle birlikte kullanıldıklarında uygulayıcıya daha çok yardımcı olabileceği sonucu çıkarılmıştır.

Elde edilen uyum iyiliği test sonuçlarının, grafik gösterimlerle kıyaslanmasıyla; grafik gösterimlerin tek başlarına verilerin normal dağılımdan sapmaları belirlemede yetersiz olduğu, ancak uyum iyiliği testleri ile desteklendiğinde daha etkili sonuçlar verebileceği sonucu elde edilmiştir.

5. SONUÇLAR

Tez kapsamında Wettzell ve Matera uydu/uzay gözlem ortak yerleşkelerindeki istasyonlarda zaman serisi şeklinde kaydedilmiş sıcaklık verileri kullanılmıştır. İki yerleşkedeki seriler tüm gün, gece ve gündüz şeklinde ayrılarak toplam 6 farklı seri şeklinde incelenmiştir. Seriyeye zaman serisi analizi uygulanmış ve sonucunda normal dağılımda olması beklenen hata verileri kestirilmiştir. Hata verileri için uyum iyiliği test sonuçları ve grafik gösterimler, Bölüm 2’de verilmiştir.

Wettzell ve Matera istasyonları hata verileri için uyum iyiliği test sonuçlarını (Tablo 4, Tablo 5, Tablo 6, Tablo 7, Tablo 8, Tablo 9) bir arada kıyaslamak amacıyla Tablo 10. hazırlanmıştır.

Tablo 10. Wettzell Hata verileri uyum iyiliği test sonuçları

Testler	WettzellTümGün			WettzellGece			WettzellGündüz		
	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.10$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.10$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.10$
Pearson χ^2	Kabul	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret
Kolmogorov-Smirnov	Kabul	Kabul	Kabul	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret
Lilliefors	Kabul	Kabul	Kabul	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret
Anderson-Darling	Kabul	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret
Shapiro-Wilk veya Francia	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret	Ret
Çarpıklık	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul
Basıklık	Ret	Ret	Ret	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Ret	Ret
D'Agostino	Kabul	Ret	Ret	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Ret
Jarque-Bera	Ret	Ret	Ret	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Ret

Wettzell hata verileri için Tablo 10’deki uyum iyiliği test sonuçlarına bakıldığında tüm gün verileri için bazı testlerin sıfır hipotezini kabul ederken bazılarının ise reddettiği görülmektedir. Özellikle Kolmogorov-Smirnov testleri ve Lilliefors testinin sıfır hipotezini tüm yanılma olasılıkları için kabul ettiği görülmektedir. Pearson χ^2 ve Anderson-Darling testlerinin ise $\alpha=0.01$ yanılma olasılığına göre kabul ederken $\alpha=0.05$ ve $\alpha=0.10$ yanılma olasılıkları için reddettiği görülmektedir. Regresyon-korelasyon testlerinden ise basıklık değeri 3’den küçük olduğu için Shapiro-Wilk testi kullanılmış ve tüm yanılma

olasılıklarına göre “veriler normal dağılımdadır” sıfır hipotezini reddetmiştir. Çarpıklık testine göre sıfır hipotezi kabule edilirken, basıklık testine göre verilerde normal dağılıma göre ciddi bir basıklığın var olduğu görülmektedir. Buna göre D’Agostino ve Jarque-Bera testleri verilerin normal dağılımda olamayacağı sonucuna varılmıştır.

Wetzell gece hata verilerinin test sonuçlarına bakıldığında tüm uyum iyiliği testlerinin sıfır hipotezini reddederek verilerin normal dağılımda olamayacağı sonucunu verdiği görülmektedir. Ancak veriler çarpıklık ve basıklık açısından normal dağılımda sayılabileceği D’Agostino ve Jarque-Bera testlerinin sonuçlarına bakılarak açıkça söylenebilir. Regresyon-Korelasyon bazlı testlerden ise Shapiro-Wilk testi kullanılmıştır ve bu test verilerde çarpıklık basıklık olmamasına rağmen uyum iyiliği testleriyle tutarlı bir sonuç üreterek verilerin normal dağılımda olamayacağı sonucunu vermiştir.

Wetzell Gündüz verileri de gece verilerine benzer şekilde moment bazlı testler haricinde tüm uyum iyiliği testlerinin verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezini reddettiği görülmüştür. Regresyon-Korelasyon bazlı testlerden Shapiro-Wilk testi kullanılmış ve bu teste göre de H_0 sıfır hipotezi reddedilmiştir. Verilerde çarpıklığın olmadığı ama bir miktar basıklığın olduğu çarpıklık ve basıklık testlerinin sonucuna bakıldığında görülebilir. Bundan dolayı D’Agostino ve Jarque-Bera testleri $\alpha=0.05$ yanılma olasılığına kadar sıfır hipotezini kabul etmişler ancak $\alpha=0.10$ yanılma olasılığı için sıfır hipotezini reddettikleri görülmektedir.

Tablo 11. Matera Hata Verileri İçin Testlerin Özet Tablosu

Testler	Matera TümGün			Matera Gece			Matera Gündüz		
	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.10$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.10$	$\alpha=0.01$	$\alpha=0.05$	$\alpha=0.10$
Pearson χ^2	Kabul	Kabul	Ret	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul
Kolmogorov-Smirnov	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul
Lilliefors	Kabul	Kabul	Ret	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul
Anderson-Darling	Ret	Ret	Ret	Kabul	Kabul	Ret	Ret	Ret	Ret
Shapiro-WilkveyaFrancia	Ret	Ret	Ret	Kabul	Kabul	Ret	Ret	Ret	Ret
Çarpıklık	Kabul	Kabul	Ret	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Ret	Ret
Basıklık	Ret	Ret	Ret	Kabul	Kabul	Kabul	Ret	Ret	Ret
D'Agostino	Ret	Ret	Ret	Kabul	Kabul	Kabul	Kabul	Ret	Ret
Jarque-Bera	Ret	Ret	Ret	Kabul	Kabul	Kabul	Ret	Ret	Ret

Tablo 11'de Matera hata verileri için tüm testlerden elde edilen sonuçlar gösterilmektedir. Bu tabloda testlerin karakterlerine göre verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan H_0 sıfır hipotezine farklı kararlar verdikleri görülmektedir.

Matera tüm gün verileri için Pearson χ^2 , Kolmogorov-Smirnov ve Lilliefors testleri sıfır hipotezini büyük oranda kabul ettikleri görülmektedir. Buna karşın Anderson-Darling testi tüm yanılma olasılıkları için sıfır hipotezini reddetmiştir. Anderson-Darling testi frekans dağılımın özellikle kuyruklarına ağırlık veren bir test yöntemidir. Buradan kendi sınıfındaki uyum iyiliği testleri sıfır hipotezini kabul ederken Anderson-Darling testinin reddetmesinin sebebi, dağılımın kuyruklarında yığılmanın fazla olması şeklinde açıklanabilir. Regresyon ve Korelasyon bazlı testlerden, Shapiro-Wilk testi kullanılmıştır. Shapiro-Wilk testi tüm yanılma olasılıklarında sıfır hipotezini reddetmiş ve verilerin normal dağılımda olamayacağı sonucunu çıkarmıştır. Çarpıklık testine göre $\alpha=0.05$ yanılma olasılığına kadar veriler çarpıklık açısından normal dağılımda varsayılabileceği ancak $\alpha=0.10$ için sıfır hipotezini reddettiği görülmektedir. Basıklık testine göre verilerde basıklık vardır. D'Agostino ve Jarque-Bera testleri de verilerdeki basıklık ve az da olsa var olan çarpıklıktan dolayı sıfır hipotezini reddettiği görülmüştür.

Matera gece verileri için ilk bakışta verilerin normal dağılımda oldukları kolaylıkla söylenebilir. Sadece Shapiro-Francia ve Anderson-Darling testleri $\alpha=0.10$ yanılma olasılığı için sıfır hipotezini reddetmişlerdir. Diğer test yöntemleri ise verilerin normal dağılımda oldukları sonucunu çıkarmışlardır. Bunun sebebi zaman serisi analizinde (4) eşitliğinde verilen sinüs ve kosinüs bileşenlerinden oluşan sinyal modelin verilerin karakterini iyi

tanımlayabilmesidir. Matera gece verilerinin dağılımına bakıldığında çok ani deęişiklikler göstermemekte düzenli periyotlar göstermektedir. Böylece zaman serisi analizinde daha uygun şekilde modellenebilmiştir. Bu durumu uyum iyilięi testlerinin sonuçları da desteklemektedir.

Matera gündüz verileri Pearson χ^2 , Kolmogorov-Smirnov ve Lilliefors testleri tarafından tüm yanılma olasılıklarında kabul edilmiştir. Ancak Anderson-Darling testi tüm α yanılma olasılıkları için H_0 sıfır hipotezini reddetmiştir. Regresyon-Korelasyon bazlı testlerden Shapiro-Wilk testi kullanılmış ve H_0 sıfır hipotezi kabul edilmemiştir. Moment bazlı testler açısından da veriler normal dağılımda değildir.

Şekil 18. ve Şekil 19'daki sırasıyla Wetzell ve Matera ilgili grafik gösterimler de, uyum iyilięi test sonuçlarını desteklemektedir.

6. ÖNERİLER

Bu tez kapsamında 10 farklı uyum iyiliği testi uygulanarak, testlerin karakterleri, avantajları-dezavantajları incelenerek uygulamaya yönelik öneriler sunulmaya çalışılmıştır. Bilindik anlamıyla simülasyon ile güç kıyaslaması yapmak yerine gerçek hayatta elde edilen ve birtakım matematik işlemlerden geçen veriler üzerinde durulmuştur. Veri sayısı 800 ve 1800 gibi test yöntemlerinin uygulaması açısından ideal sayı aralığında olduğu için testlerin farklı veri sayılarına göre karakterleri üzerinde durulmamıştır. Ancak farklı veri sayıları ile test yöntemleri uygularken test yöntemlerinin hangi veri sayısında yeterli sonuç verdiği hakkında bilgi sahibi olmak gerekir. Aksi durumda testin sonucu yanlış karar verilmesine sebep olabilir.

Referans dağılımı olarak özellikle uygulamalı mühendislik alanında en çok karşılaşılan normal dağılımı kullanılmış ve test yöntemlere bu dağılıma göre uygulanmıştır. Ancak bu test yöntemleri diğer kuramsal dağılımlar için de uygulanabilmektedir. Kolmogorov-Smirnov testi herhangi iki dağılım arasındaki farkların anlamlı olup olmadığını da inceleyebilmektedir. Örneğin imza doğrulama, ses tanımlama radyo frekansları vb. gibi iki dağılım arasındaki farklılıkların anlamını incelenecek birçok konuda bu test yönteminin geliştirilip uygulanmaya çalışıldığı bilinmektedir (Biswas, vd., 2008; Srinivasan, vd., 2005; Dass ve Berger, 2000).

Bu tez kapsamında bu testlerin uygulaması sırasında uygulayıcıya yol göstermek amaçlı öneriler geliştirilmiştir. Bu önerilerden ilki uyum iyiliği testlerinin çarpıklık ve basıklık testleri ile birlikte kullanılmasının yararlı olacağıdır. Bu tez kapsamındaki uygulamaların çoğunda Pearson χ^2 testi, Kolmogorov-Smirnov testi, Lilliefors testi, Anderson-Darling testi gibi χ^2 ve ampirik dağılım fonksiyon bazlı testler verilerin normal dağılımda olduğunu varsayan sıfır hipotezinin kabul etmişler ancak verilerdeki çarpıklık ve basıklık gibi durumları saptayamamışlardır. Bu nedenle bu testlerin uygulanmasında çarpıklık ve basıklık testlerinden yardım almakta fayda vardır.

Benzer şekilde çarpıklık ve basıklık testleri tek başlarına kullanıldıklarında uygulayıcıyı yanıltabilmektedir. Bu tip test yöntemleri verilerdeki çarpıklık ve basıklık temelinde kururlar ve normal dağılımdan sapmaları yine çarpıklık-basıklık temelinde incelerler. Örneğin Tablo 10 ve Şekil 16'ya bakıldığında Wettzell gece hata verileri tüm moment çıkaran fonksiyon bazlı testler tarafından sıfır hipotezi kabul edilirken diğer tüm uyum iyiliği testleri tarafından H_0 sıfır hipotezi reddedilmiştir.

Kolmogorov-Smirnov ve bu sınıftan olan test yöntemleri bir ağırlık fonksiyonu yardımıyla dağılımların belirli bölgelerine ağırlık verebilmektedir. Örneğin, Anderson-Darling testi verilerin kuyruk kısımlarına ağırlık verir. Bu bölgelerdeki sapmalar testin sonucunda etkili olmaktadır. Tez kapsamındaki uygulamalarda Tablo 10., Tablo 11. ve Şekil 16., Şekil 17. incelendiğinde bu etki görülmektedir. Ayrıca ağırlık fonksiyonu sayesinde Kolmogorov-Smirnov gibi test yöntemleri farklı problemlere uygulanma yönünde esneklik kazanmaktadır. Bu test yöntemleri farklı problemler için geliştirilmeye uygundur.

Bu tez kapsamında en tutarlı sonuç veren test yöntemi Shapiro-Wilk ve ya Shapiro-Farnacia testi olmuştur. Bu test yöntemlerini verilerdeki basıklık durumuna göre kullanmak yararlı olacaktır. Çünkü Shapiro-Wilk testi basıklık değerinin 3'ten küçük olduğu durumlarda etkili olurken Shapiro-Farnacia testi basıklık değerinin 3'ten büyük olduğu durumlarda etkilidir. Bu test yöntemi verilerdeki çarpıklık basıklığı da inceleyen ilk uyum iyiliği testidir (Razali ve Wah, 2010). Tablo 10. ve Tablo 11.'e bakıldığında hipoteze verdiği yanıtların bu özelliğini desteklediği görülmektedir.

Grafik yöntemler de uyum iyiliği test sonuçlarını desteklemek amaçlı uygulanabilir ancak tek başına bu yöntemlerle verilerin normal dağılım özelliği hakkında yeterli sonuç elde edilemez hatta yanlış yorumlamalar yapılabilir.

7. KAYNAKLAR

- Abdi, H. ve Molin, P., 1998. New Table and Numerical Approximations for Kolmogorov Smirnov/Lilliefors/Van Soest Normality Test, Dijon, Dallas, Universite de Dijon, The University of Texas.
- Anderson, T.W., 2010. Anderson-Darling Test of Goodness-of-Fit, Stanford University.
- Anderson, T.W. ve Darling D.A., 1954. Journal of the American Statistical Association, 765-769.
- Anderson, T.W., ve Darling, D.A., 1952. Asymptotic Theory of Certain Goodness of Fit Criteria Based on Stochastic Processes, Annals of Mathematical Statistics, 193-212.
- Birnbaum, Z W., 1952. The numerical Tabulation of the Distribution of Kolmogorov's Statistics for Finite Sample Size, Journal of the American Statistical Association, 425-441.
- Biswas, S., Shamim A., Khademul I. M., Keikichi H. ve Mohammed N., 2008. Kolmogorov-Smirnov Test in Text-Dependent Automatic Speaker Identification, Engineering Letter, 16,04,01
- Bowman, K.O. ve Shenton, K.L., 1975. Tables of Moments of the Skewness and Kurtosis in Non-Normal Sampling, Virginia: Union Carbide Corporation Nuclear Division,
- Csörgő, S. ve Julian. J F., 1994. The exact and Asmptotic Distributions of Cramer-von Mises Statistics, University of Michigan,
- D'Agostino, R. ve Pearson, E., 1973. Test for Departures from Normality. Empirical Results for the Distribution of b_1 and b_2 , Biometrika 60, 613-622.
- D'Agostino, R., Belanger, A. ve D'Agostino. R.A., 1990. Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality. The American Statistician 44, 4, 316-321.
- Dass, S. ve Berger, J., 2000. Unified Conditional Frequentist and Bayesian Testing of Composite Hypotheses.
- Degnelie. A., 1968. Propos De L'emploi du test de Kolmogorov-Smirnov Comme test de Normalite,
- Dilaver, A., 2009. Jeodezik Veri Analizi. Trabzon,
- Doornik, J. A. ve Hansen, H., 1994. An Omnibus Test for Univariate and Multivariable Normality, Nuffield Collage Oxford; University of Copenhagen, Denmark,.

- Drezner, Z., Turel O. ve Zerom D.,2008. A modified Kolmogorov-Smirnov Test for Normality,Munich Personal RePEc Archive.
- Dufour, J.-M., Farhat, A., Gardiol, L. and Khalaf, L., 1998. Simulation-based Finite Sample Normality Tests in Linear Regressions. The Econometrics Journal, 1, 154–173. doi: 10.1111/1368-423X.11009
- Eadie, W. T., Drijard,D., James, F. E., Ross, M. ve Sadoulet, B., 1982.Statistical Methods.in Experimental Physics, North-Holland, Sec.Reprint,.
- Gross, J., 2010. Grundlegende Statistik mit R. Berlin, Vieweg+Teubner.
- Güner, B. ve Johnson, J.T., 2007. Comparison of the Shapiro-Wilk and Kurtosis Tests for the Detection of Pulsed Sinusoidal Radio Frequency Interference.
- Güner, B., Frankford. M. T. ve Johnson, J.T., 2009. A study of Shapiro-Wilk test for the detection of Pulsed sinusoidal radio frequency interference,IEEE Transaction of Geoscince and Remote Sensing, 1745 - 1751.
- Jarque, C. ve Bera,A., 1987. A Test for Normality of Observations and Regression Residuals,International Statistical Review, 55, 163-172.
- Kac,M., vd. 1955. On Tests of Normnality and Other Tests of Goodness of Fit Based on Distance Methods, The Annals of Mathematical Statistics, 189-211.
- Lilliefors, H. W., 1967. On the Kolmogorov-Smirnov Test for Normality with Mean and Variance Unknown,Journal of the American Statistical Association, 399-402.
- Massey, F.J., 1951. The Kolmogorov-Smirnov Test for Goodness of Fit,Journal of the American Statistical Association, 182-190.
- Okatan, B.G., 2007, Uyum İyiliği İçin Damico Tek Örnek Testi ve Diğer Uyum İyiliği Testleri İle Karşılaştırılması. Yüksek Lisans Tezi, Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara.
- Öztürk, E., ve Şerbetçi, M., 1992. Dengeleme Hesabı Cilt III, Karadeniz Teknik Üniverisitesi Mühendislik Mimarlık Fakültesi, Trabzon.
- Park, H. M., 2008. Univariate Analysis and Normality Test.
- Pearson, K., 1900.On the criterion that a given system of deviations from the probable in the case of a correlated systems of variables is such that it can be reasonably supposed to have arisen from random sampling , Philosophical Magazine Series, 6, 50, 302, 157-175.
- Poitros, G.,2006. More on the Correct Use of Omnibus Tests for Normality, Economic Letters, 90, 301-309.

- Royston, P., 1995. A remark on algorithm AS181: The test for normality. Applied Statistics, 44, 547-551.
- Roystone, J.P., 1983. A Simple Method for Evaluating the W' Shapiro-Francia Test of Normality, Statistician, 32, 297-300.
- Razali, N.M. ve Wah, Y.B., 2010. Power Comparisons of some Selected Normality Test, Proceedings of the Regional Conference on Statistical Sciences 2010 (RCSS'10). 126-138.
- Sarhan, A.E. ve Greenberg, B.G., 1956. Estimation of Location and Scale Parameters by Ordered Statistics from Singly or Doubly Censored Samples, The Annals of Mathematical Statistics, 427-451.
- Shapiro, S. ve Wilk, M.B., 1956. An analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples), Biometrika, 591-611.
- Shapiro, S. ve R. Francia., 1972. An approximation analysis of variance test for normality. Journal of the American Statistical Association 67, 215-216.
- Srinivasan, H., Srihari, S. N. ve Beal, M., 2005 Signature Verification using Kolmogorov-Smirnov Statistic, Proc. International Graphonomics Society Conference (IGS), June, Salerno, Italy, 152-156
- Stephens, M.A., 1986. Test of fit for the logistic distribution based on the empirical distribution function, Biometrika, 591-595.
- Tanır, E., 2010. Detection Of Outliers From The Bayesian Point Of View In Temperature Time Series At „Nrao85 3” Vlbi Station, Vienna,
- Trujillo-Ortiz, A, R Hernandez-Walls A.R., Barba-Rojo, K., Castro-Perez, A., AnDartest: Anderson-Darling test for assessing normality of a sample data.»
- Walpole v.d., 2011. Probability & Statistics for Engineers and Scientists, Prentice Hall,
- URL-1. <ftp://igs.ensg.ign.fr/pub/igs/data/>, 01.01.2013.
- URL 2. <http://tez2.yok.gov.tr/> , 01.03.2013.
- URL-3.
<http://www.mathworks.com/matlabcentral/fileexchange/loadFile.do?objectId=14807>.
,01.03.2013

ÖZGEÇMİŞ

1984 Muğla Doğumlu. Orta öğrenimi Muğla Anadolu Lisesi'nde tamamladı. 2003 yılında K.T.Ü Jeodezi ve Fotogrametri Mühendisliği Bölümü'nü kazandı ve 2008 de mezun oldu. Ardından 2008'de K.T.Ü'de yüksek lisansa başladı. 2009-2010 yıllarında değişim programıyla Almanya'da Münih Teknik Üniversitesi ESPACE Enstitüsü'nde (Yer Merkezli Uzay Bilmi ve Teknolojisi) öğrenim gördü. 2010 ve 2011 yıllarında Nabucco Doğalgaz Boru Hattı Projesi'nde Jeodezi veFotogrametri Şef Mühendisi olarak çalıştı. 2011-2012 yılları arasında Proje Mavi Harita Mühendislik Hiz.'de yurt içi ve yurt dışında yol, konut ve tünel v.b projelerde ve şantiyelerde çalıştı. Almanca ve İngilizce konuşuyor.