

KAMBER KAŞALI

← Adınızı soyadınızı giriniz

İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ SAĞ. BİL. ENST.

← Tez kabul edildikten sonra yapılan **sabit ciltte sırt yazısı** bu şablona göre yazılacak. Yazılar tek satır olacak  
Cilt sırtı yazıların yönü yukarıdan aşağıya  
(sol yandaki gibi) olacak .

DOKTORA TEZİ

← Tez, Yüksek Lisans'sa, YÜKSEK LİSANS TEZİ;  
Doktora ise DOKTORA TEZİ ifadesi kalacak

İSTANBUL-2018

← Tez Sınavının yapılacağı yılı yazınız

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

**(DOKTORA TEZİ)**

**ZAMAN SERİSİ ANALİZİNDE EŞ BÜTÜNLEŞME YÖNTEMİ VE  
UYGULAMASI**

**KAMBER KAŞALI**

**DANIŞMAN  
PROF.DR. AHMET DİRİCAN**

**BIYOİSTATİSTİK ANABİLİM DALI  
BIYOİSTATİSTİK VE TIP BİLİŞİMİ PROGRAMI**

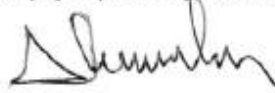
**İSTANBUL-2018**

## DOKTORA TEZİ ONAYI

İstanbul Üniversitesi Sağlık Bilimleri Enstitüsü . İstanbul Tıp Fakültesi, Biyoistatistik Anabilim Dalı, Biyoistatistik ve tıp bilişimi Programında Doktora öğrencisi Kamber KAŞALI tarafından Prof. Dr. Ahmet DİRİCAN .'nın danışmanlığında hazırlanan “Zaman Serisi Analizinde Eş Bütünleşme Yöntemi ve Uygulaması.” başlıklı tez aşağıdaki jüri üyeleri tarafından 02/05/2018. tarihinde yapılan Tez Savunma Sınavında başarılı bulunmuş ve Doktora Tezi olarak kabul edilmiştir.

### Jüri Başkanı

Prof.Dr.Abdülbari BENER  
İ.Ü. Cerrahpaşa Tıp Fak. Biyoistatistik A. D.



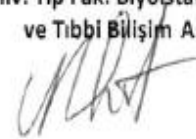
### Jüri-Danışman

Prof. Dr. Ahmet DİRİCAN  
İ.Ü. İstanbul Tıp Fak. Biyoistatistik A. D.



### Jüri

Prof.Dr. Necdet SÜT  
Trakya Üniv. Tıp Fak. Biyoistatistik  
ve Tıbbi Bilişim A. D



### Jüri

Doç.Dr. Eray YURTSEVEN  
İ.Ü. Cerrahpaşa Tıp Fak. Halk Sağlığı A. D.



### Jüri

Yrd. Doç. Dr. Ömer UYSAL  
Bezmialem Vakıf Üniv. Tıp Fak. Biyoistatistik  
ve Tıp Bilişimi A. D.



**BEYAN**

Bu tez çalışmasının kendi çalışmam olduğunu, tezin planlanmasından yazımına kadar bütün safhalarda etik dışı davranışımın olmadığını, bu tezdeki bütün bilgileri akademik ve etik kurallar içinde elde ettiğimi, bu tez çalışmayla elde edilmeyen bütün bilgi ve yorumlara kaynak gösterdiğimi ve bu kaynakları da kaynaklar listesine aldığımı, yine bu tezin çalışılması ve yazımı sırasında patent ve telif haklarını ihlal edici bir davranışımın olmadığı beyan ederim.



Kamber KAŞALI



## İTHAF

Sevgili aileme ithaf ediyorum.



## TEŐEKKÜR

Bu tezi hazırlamamda bana her zaman yardımcı olan saygı deęer hocam Prof. Dr. Ahmet DİRİCAN'a, desteklerini esirgemeyen Prof. Dr. Rian DİŐÇİ, Dr. Sevda ÖZEL YILDIZ, Dr. Başak GÜRTEKİN, Dr. Özge PASİN, canım eőim Betül KAŐALI, canım oęlum Yusuf KAŐALI ve canım oęlum Burak KAŐALI'ye teőekkür ederim.



## İÇİNDEKİLER

TEZ ONAYI .....	İİ
BEYAN.....	İİİ
İTHAF.....	İV
TEŞEKKÜR.....	V
İÇİNDEKİLER .....	VI
TABLolar LİSTESİ.....	X
ŞEKİLLER LİSTESİ .....	Xİİİ
SEMBOLLER / KISALTMALAR LİSTESİ .....	XİV
ÖZET .....	XV
ABSTRACT.....	XVİ
1. GİRİŞ VE AMAÇ.....	1
GENEL BİLGİLER .....	3
1.1. Zaman Serileri.....	3
1.1.1. Uzun Devre Eğilimi (Trend).....	3
1.1.2. Mevsimsel Dalgalanmalar.....	4
1.1.3. Konjonktürel Dalgalanmalar.....	4
1.1.4. Rassal (Düzensiz) Dalgalanmalar.....	5
1.2. Zaman Serisi Analizinin Amaçları.....	5
1.3. Zaman Serilerinde Durağanlık Kavramı.....	6
1.4. Durağan Zaman Serileri.....	7
1.4.1. Beyaz Gürültü Süreci.....	7
1.4.2. Otoresif Model AR(p).....	8
1.4.2.1. AR(1) Süreci.....	8
1.4.2.2. AR(2) Süreci.....	9
1.4.2.3. AR(p) Süreci.....	9
1.4.3. Hareketli Ortalama Süreci MA(q).....	10
1.4.3.1. MA(1) Süreci.....	10
1.4.3.2. MA(2) Süreci.....	10
1.4.3.3. MA(q) Süreci.....	11
1.4.4. Otoresif Hareketli Ortalama Süreci ARMA(p,q).....	11

1.5. Durağan Olmayan Zaman Serileri. ....	12
1.5.1. Entegre Otoregresif Hareketli Ortalama ARIMA(p,d,q). ....	12
1.6. Model Seçim Kriterleri. ....	13
1.7. Otokorelasyon (ACF) Katsayıları ve Otokorelasyon Fonksiyonu. ....	13
1.8. Kısmi Otokorelasyon (PACF) Katsayıları ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu. ....	14
1.9. Box-Jenkins (B-J) Tahmin Yöntemleri. ....	14
1.10. Durağanlık Testleri. ....	15
1.10.1. Grafiksel Analiz. ....	15
1.10.2. Korelogram Analizi. ....	16
1.10.3. Birim Kök Analizi. ....	17
1.10.3.1. Dickey-Fuller (DF) Testi. ....	17
1.10.3.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Testi. ....	19
1.10.3.3. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi. ....	20
1.10.3.4. Kwiatkowski, Phillips, Shin ve Schmidt (KPSS) Testi. ....	21
1.10.3.5. DF-GLS Testi. ....	21
1.10.3.6. Yapısal Kırılma Testleri Zivot-Andrews (ZA) Testi. ....	21
1.10.3.7. CUSUM (Ardışık Artıkların Kümülatif Toplamı) Testi. ....	22
1.10.3.8. CUSUM-Square (Ardışık Artıkların Kümülatif Toplamı) Testi. ....	22
1.10.3.9. CHOW Testi. ....	22
1.11. Eş bütünleşme (Koentegrasyon) Analizi. ....	22
1.11.1. Engle – Granger Koentegrasyon Testi. ....	22
1.11.2. Johansen Koentegrasyon Testi. ....	23
1.12. Hata Düzeltme (VECM) Modeli. ....	24
1.13. Vektör Otoregresif (VAR) Model. ....	25
1.14. Koentegrasyona Sınır Testi Yaklaşımı. ....	25
1.14.1. Toda – Yamamoto Nedensellik Analizi Yaklaşımı. ....	26
1.14.2. Granger Nedensellik Testi. ....	27
2. GEREÇ VE YÖNTEM. ....	28
3. BULGULAR. ....	29
3.1. Erkek hastalar için analiz sonuçları. ....	29
3.1.1. Erkek hastaların verileri arasındaki ilişkinin incelenmesi. ....	29
3.1.2. Erkek hastaların verilerinin birim kök test sonuçları. ....	31
3.1.2.1. Erkek KAH'nın birim kök analizi sonucu. ....	32



3.1.2.2. Erkek SKB'nın birim kök analizi sonucu. ....	33
3.1.2.3. Erkek DKB'nın birim kök analizi sonucu. ....	34
3.1.3. Erkek hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin incelenmesi. ....	35
3.1.4. Erkek hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin otokorelasyon incelenmesi. ....	35
3.1.5. Erkek hastaların verileri arasındaki otokorelasyonun LM testi ile incelenmesi. ....	35
3.1.5.1. LM(1) testi sonucu. ....	35
3.1.5.2. LM(2) testi sonucu. ....	36
3.1.5.3. LM(3) testi sonucu. ....	36
3.1.6. Erkek hastaların verileri arasındaki otokorelasyon Newey-West testi. ....	36
3.1.7. Erkek hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin Heteroskedasticity (değişen varyans) incelenmesi. ....	37
3.1.8. Erkek hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin Engle-Granger koentegrasyon testi ile incelenmesi. ....	38
3.1.9. Erkek hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin Johansen koentegrasyon testi ile incelenmesi. ....	39
3.1.10. Erkek hastaların verileri arasında koentegrasyon ilişkisinin bulunmasından sonra Hata düzeltme modelinin (VECM) tahmin edilmesi ve Granger nedensellik testinin uygulanması. ....	43
3.2. Kadın hastalar için analiz sonuçları. ....	45
3.2.1. Kadın hastaların verileri arasındaki ilişkinin incelenmesi. ....	45
3.2.2. Kadın hastaların verilerinin birim kök test sonuçları. ....	46
3.2.2.1. Kadın KAH'nın birim kök analizi sonucu. ....	47
3.2.2.2. Kadın SKB'nın birim kök analizi sonucu. ....	48
3.2.2.3. Kadın DKB'nın birim kök analizi sonucu. ....	49
3.2.3. Kadın hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin incelenmesi. ....	50
3.2.4. Kadın hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin otokorelasyon incelenmesi. ....	50
3.2.5. Kadın hastaların verileri arasındaki otokorelasyonun LM testi ile incelenmesi. ....	51
3.2.5.1. LM(1) testi sonucu. ....	51
3.2.5.2. LM(2) testi sonucu. ....	51
3.2.5.3. LM(3) testi sonucu. ....	51

3.2.6. Kadın hastaların verileri arasındaki otokorelasyon Newey-West testi. ....	51
3.2.7. Kadın hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin Heteroskedasticity (değişen varyans) incelenmesi. ....	52
3.2.8. Kadın hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin Engle-Granger koentegrasyon testi ile incelenmesi.....	53
3.2.9. Kadın hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin Johansen koentegrasyon testi ile incelenmesi.....	54
3.2.10. Kadın hastaların verileri arasında koentegrasyon ilişkisinin bulunmasından sonra Vektör Otoregresif modelinin tahmin edilmesi ve Granger nedensellik testinin uygulanması. ....	59
4. TARTIŞMA .....	61
KAYNAKLAR .....	63
İNTİHAL ORANI.....	65
ÖZGEÇMİŞ .....	66

## TABLOLAR LİSTESİ

Tablo 3-1 Verilerin tanımlayıcı istatistikleri .....	29
Tablo 3-2 Cinsiyet kıyaslama .....	29
Tablo 3-3 Erkek KAH'nın ADF birim kök analizi sonucu. ....	32
Tablo 3-4 Erkek KAH'nın PP birim kök analizi sonucu. ....	32
Tablo 3-5 Erkek KAH'nın ilk farkının ADF birim kök analizi sonucu.....	32
Tablo 3-6 Erkek KAH'nın ilk farkının PP birim kök analizi sonucu. ....	32
Tablo 3-7 Erkek SKB'nın ADF birim kök analizi sonucu. ....	33
Tablo 3-8 Erkek SKB'nın PP birim kök analizi sonucu. ....	33
Tablo 3-9 Erkek SKB'nın ilk farkının ADF birim kök analizi sonucu. ....	33
Tablo 3-10 Erkek SKB'nın ilk farkının PP birim kök analizi sonucu. ....	33
Tablo 3-11 Erkek DKB'nın ADF birim kök analizi sonucu.....	34
Tablo 3-12 Erkek DKB'nın PP birim kök analizi sonucu. ....	34
Tablo 3-13 Erkek DKB'nın ilk farkının ADF birim kök analizi sonucu.....	34
Tablo 3-14 Erkek DKB'nın ilk farkının PP birim kök analizi sonucu. ....	34
Tablo 3-15 Erkek hastaların verileri arasındaki ilişki modeli.....	35
Tablo 3-16 Erkek hastaların verileri arasındaki ilişki modeli.....	35
Tablo 3-17 Erkek hastaların verileri arasındaki otokorelasyonun LM(1) testi.....	35
Tablo 3-18 Erkek hastaların verileri arasındaki otokorelasyonun LM(2) testi.....	36
Tablo 3-19 Erkek hastaların verileri arasındaki otokorelasyonun LM(3) testi.....	36
Tablo 3-20 Erkek hastaların verileri arasındaki otokorelasyon Newey-west düzeltme testi.....	36
Tablo 3-21 Erkek hastaların verileri arasındaki ilişki modeli.....	37
Tablo 3-22 Erkek hastaların verileri arasındaki Heteroskedasticity White düzeltme testi. ....	37
Tablo 3-23 Erkek hastaların verileri arasındaki otokorelasyon ve Heteroskedasticity Newey-west düzeltme testi. ....	38
Tablo 3-24 Erkek hastaların verileri arasındaki Newey-west düzeltme modeli. ....	38
Tablo 3-25 Newey-west düzeltme modelinden elde edilen artıkların ADF birim kök analizi.....	39

Tablo 3-26 Newey-west düzeltme modelinden elde edilen artıkların PP birim kök analizi.....	39
Tablo 3-27 Erkek hastaların verileri arasındaki VAR modeli. ....	40
Tablo 3-28 VAR modeli için uygun gecikme belirleme.....	40
Tablo 3-29 VAR modeli için uygun tip belirleme. ....	41
Tablo 3-30 Erkek hastaların verileri arasındaki en uygun VAR modeli. ....	42
Tablo 3-31 VECM modeli. ....	43
Tablo 3-32 Granger nedensellik sonucu. ....	44
Tablo 3-33 Kadın KAH'nın ADF birim kök analizi sonucu. ....	47
Tablo 3-34 Kadın KAH'nın PP birim kök analizi sonucu.....	47
Tablo 3-35 Kadın KAH'nın ilk farkının ADF birim kök analizi sonucu. ....	47
Tablo 3-36 Kadın KAH'nın ilk farkının PP birim kök analizi sonucu. ....	47
Tablo 3-37 Kadın SKB'nın ADF birim kök analizi sonucu. ....	48
Tablo 3-38 Kadın SKB'nın PP birim kök analizi sonucu.....	48
Tablo 3-39 Kadın SKB'nın ilk farkının ADF birim kök analizi sonucu. ....	48
Tablo 3-40 Kadın SKB'nın ilk farkının PP birim kök analizi sonucu.....	48
Tablo 3-41 Kadın DKB'nın ADF birim kök analizi sonucu. ....	49
Tablo 3-42 Kadın DKB'nın PP birim kök analizi sonucu. ....	49
Tablo 3-43 Kadın DKB'nın ilk farkının ADF birim kök analizi sonucu.....	49
Tablo 3-44 Kadın DKB'nın ilk farkının PP birim kök analizi sonucu. ....	49
Tablo 3-45 Kadın hastaların verileri arasındaki ilişki modeli. ....	50
Tablo 3-46 Kadın hastaların verileri arasındaki ilişki modeli. ....	50
Tablo 3-47 Kadın hastaların verileri arasındaki otokorelasyonun LM(1) testi. ....	51
Tablo 3-48 Kadın hastaların verileri arasındaki otokorelasyonun LM(2) testi. ....	51
Tablo 3-49 Kadın hastaların verileri arasındaki otokorelasyonun LM(3) testi. ....	51
Tablo 3-50 Kadın hastaların verileri arasındaki otokorelasyon Newey-west düzeltme testi.....	51
Tablo 3-51 Kadın hastaların verileri arasındaki ilişki modeli. ....	52
Tablo 3-52 Kadın hastaların verileri arasındaki Heteroskedasticity White düzeltme testi. ....	52
Tablo 3-53 Kadın hastaların verileri arasındaki otokorelasyon ve Heteroskedasticity Newey-west düzeltme testi. ....	53
Tablo 3-54 Kadın hastaların verileri arasındaki Newey-west düzeltme modeli.....	53

Tablo 3-55 Newey-west düzeltme modelinden elde edilen artıkların ADF birim kök analizi.....	54
Tablo 3-56 Newey-west düzeltme modelinden elde edilen artıkların PP birim kök analizi.....	54
Tablo 3-57 Kadın hastaların verileri arasındaki VAR modeli.....	55
Tablo 3-58 VAR modeli için uygun gecikme belirleme.....	56
Tablo 3-59 VAR modeli için uygun tip belirleme.....	57
Tablo 3-60 Kadın hastaların verileri arasındaki en uygun VAR modeli.....	58
Tablo 3-61 VECM modeli.....	59
Tablo 3-62 Granger nedensellik sonucu.....	60



## ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1-1 Doğrusal ve eğrisel trend sergileyen zaman serisi örneği. ....	4
Şekil 1-2 Mevsimsel dalgalanmaları gösteren örnek grafik. ....	4
Şekil 1-3 Konjonktürel dalgalanmalara örnek grafik. ....	5
Şekil 1-4 Düzensiz hareketler sergileyen zaman serisi örneği ....	5
Şekil 3-1 Erkek KAH grafiği. ....	30
Şekil 3-2 Erkek SKB grafiği. ....	30
Şekil 3-3 Erkek DKB grafiği. ....	31
Şekil 3-4 Erkek hastaların KAH ile SKB ve DKB grafiği. ....	31
Şekil 3-5 Kadın KAH grafiği. ....	45
Şekil 3-6 Kadın SKB grafiği. ....	45
Şekil 3-7 Kadın DKB grafiği. ....	46
Şekil 3-8 Kadın hastaların KAH, SKB VE DKB grafiği. ....	46

**SEMBOLLER / KISALTMALAR LİSTESİ**

ACF	:Otokorelasyon fonksiyonu
ADF	:Genelleştirilmiş Dickey-Fuller Testi
AIC	:Akaike Bilgi Kriteri
AR	:Oto regresif Süreç Modeli
ARCH	:Oto regresif Şartlı Değişen Varyans
ARCH-M	:ARCH-In Ortalama Model
ARMA	:Oto regresif Hareketli Ortalama Süreci
ARIMA	:Bütünleşik Oto regresif Hareketli Ortalama Süreci
CUSUM	:Kümülatif Hata Karaları Toplamı
DF	:Dickey-Fuller Testi
DHF	:Dickey-Hasza-Fuller Testi
GARCH	:Genelleştirilmiş Oto regresif Şartlı Değişen Varyans
HQ	:Hannan-Quinn Kriteri
PACF	:Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu
PP	:Phillips-Perron Testi
SC	:Schwarz Bilgi Kriteri
VAR	:Vektör Oto regresif Model
VECM	:Hata Düzeltme Modeli
KAH	:Kalp Atım Hızı
SKB	:Sistolik Kan Basıncı
DKB	:Diastolik Kan Basıncı

## ÖZET

Kaşalı, K (2018). Zaman Serisi Analizinde Eş Bütünleşme Yöntemi ve Uygulaması. İstanbul Üniversitesi Sağlık Bilimleri Enstitüsü, Biyoistatistik ABD. Doktora. İstanbul

Sağlık alanında, zamana bağlı değişimler gösteren, kalp atım hızı (KAH), sistolik kan basıncı (SKB) ve diastolik kan basıncı (DKB), vb. gibi değişkenler ile yapılan çalışmalarda, söz konusu nedenselliğe ait verilerin değerlendirmesinde çok değişkenli analiz metodları ile birlikte çoklu karşılaştırma yöntemleri sıklıkla kullanılmaktadır. Bu tip zamanla değişmesi söz konusu olan klinik değişkenlerin aralarındaki ilişkilerin incelenmesi ve klinik gerçeklere ulaşılabilmesi için, özgün biyoistatistiksel yöntem olan “zaman serisi analizi” kullanılmalıdır.

Zaman serileri Trend, Mevsimsel dalgalanmalar, konjonktürel dalgalanmalar ve rassal dalgalanmalar bileşenlerinden oluşmaktadır. Zaman serilerinin bu bileşenlerden hangisi ya da hangilerini içerdiği ve birbirleri ile nasıl bir ilişki modeline sahip oldukları, araştırma konusunun detaylarını ortaya çıkartacak çözümlene için çok önemlidir. Ele alınan zaman serilerinin kısa dönem ya da uzun dönemde birlikte hareket edip etmedikleri eş bütünleşme (koentegrasyon) yöntemi ile çözümlenebilir.

Çalışmada uygulanan zaman serisi eş bütünleşme analizi sonuçlarına göre KAH değişkeni ile SKB ve DKB değişkenleri arasındaki ilişkinin yorumu için sırasıyla, erkeklerde  $p=0,0017$  ve  $p=0,0084$ , kadınlarda ise  $p=0,0056$  ve  $p=0,0001$  olasılık değerleri hesaplanmıştır. Bu bulgular bize “SKB ve DKB’nın KAH’ın granger nedeni olmadığını” ifade eden  $H_0$  hipotezinin reddedildiğini, yani KAH değerlerinin tahmin edilmesinde SKB ve DKB’nın kullanılabilir olduğunu göstermektedir.

Çözümlemenin sonuç yorumunda, her iki cinsiyet için de benzer bir eğilim olarak, ölçütler arasında yönü SKB ve DKB’dan KAH’na doğru olan tek yönlü bir nedenselliğin bulunduğu ve biyoistatistiksel olarak da anlamlı bir bağıntı olduğu ortaya konmuştur. Başlangıçta anlık olduğu saptanan bu ilişkilerin uzun dönemde özgün bir dengeye ulaştığı gözlenmiştir.

Sonuç olarak, uygulama örneğimizin bulguları da, “zaman serisi analizi”nin, tıp alanındaki zamana göre değişen verilerin incelenmesinde çok yararlı ve özgün yorumlara ulaşılmasını sağlayan bir çözümlene yöntemi olduğunu göstermiştir.

Anahtar Kelimeler: Zaman serisi, Eş bütünleşme, Granger, Trend, Mevsimsel dalgalanmalar, Konjonktürel dalgalanmalar, Rassal dalgalanmalar.



## ABSTRACT

Kasali, K (2018). Cointegration Method in Time Series Analysis and Its Application. Istanbul University Health Sciences Institute, Department of Biostatistics. Doctorate. Istanbul

In the field of health, when working with fluctuant variables such as, Heart rate changes (HR), systolic blood pressure (SBP) and diastolic blood pressure (DBP), multiple comparison methods with multivariate analysis methods are frequently used in the evaluation of the causal data. In order to investigate the relationship between these types of time-varying clinical variables and to reach the clinical facts, the "time series analysis", which is a unique biostatistical method, should be used.

Time series consist of trend, seasonal, cyclical and random fluctuations components. It is crucial for the analysis to reveal the details of the research topic, as to which and which of these components the time series contains and which relationship model they have with each other. Whether the mentioned time series are moving together in the short or long term can be solved by the cointegration method.

According to the results of time series cointegration analysis applied in the study, for the interpretation of the relationship between HR variable and SBP and DBP variables,  $p = 0.0017$  and  $p = 0.0084$  for men and  $p = 0.0056$  and  $p = 0.0001$  for women were calculated. These findings suggest that the hypothesis  $H_0$  is rejected, which states that "SBP and DBP are not the cause of the granger of the HR" that is SBP and DBP can be used in estimating HR values.

In the final interpretation of the analysis, as a similar trend for both genders, it was found that among the criteria, there was a one-way causality from SBP and DBS towards HR and a biostatistically significant correlation. It has been observed that these relations, which were initially determined to be instantaneous, have reached a unique balance in the long term.

In conclusion, the findings of our application example show that "time series analysis" is an analytical method that enables us to reach very useful and original interpretations in examining the time-varying data in the field of medicine.

**Key words:** Time series, Cointegration, Granger, Trend, Seasonal fluctuations, Cyclical fluctuations, Random fluctuations.

## 1. GİRİŞ VE AMAÇ

Zaman serisi; belirli bir zaman diliminde (saat, gün, hafta, ay, yıl vb.) bir olaya ait elde edilen ardışık gözlemlerin oluşturduğu veri kümesi olarak adlandırılır. Çeşitli faktörler nedeniyle gözlem değerleri artma veya azalma eğilimi gösterebilirler (Box ve Jenkins, 1976). Zaman serileri; medikal çalışmalarda elektro ensefalografi (EEG) ve elektro kardiyografi (EKG), meteorolojide günlük rüzgar hızları, günlük sıcaklıklar ve yıllık yağışlar, ekonomide hisse senetleri günlük kapanış fiyatları, aylık fiyat indeksleri, haftalık faiz oranları, dönemsel satış hacimleri ve yıllık kazançlar, mühendislikte ses, elektrik sinyalleri ve voltaj, kalite kontrolünde belirli bir hedefe göre süreç takibinde, sosyal bilimlerde yıllık doğum oranları, ölüm oranları, kaza oranları ve çeşitli suç oranları olarak sayılabilir (Box, Jenkins and Reinsel, 1994).

Zaman serisindeki gözlemlerde meydana gelen değişimler; trend, mevsimsel dalgalanmalar, konjonktürel dalgalanmalar ve düzensiz dalgalanmalardan oluşmaktadır. Bir zaman serisi bu bileşenlerden bir ya da bir kaçını aynı anda içerebilir. Bu nedenle zaman serileri analizlerinde gözlemlerdeki değişime hangi bileşenin neden olduğunun araştırılması büyük önem taşımaktadır (Box ve Jenkins, 1976). Zaman serisi gözlemleri belirli bir zaman aralığına yayılmış olduğu için klasik analizlerden ayrılmaktadır. Bu ardışık gözlem değerlerinin bağımlı olduğu varsayılmaktadır.

Zaman serisinin davranışı zaman içerisinde tahmin edilebiliyorsa deterministik zaman serisi olarak adlandırılır. Zaman serisinin gözlemleri gelecekte alabileceği değerler hakkında bilgi veriyor ise stokastik olarak adlandırılır. Stokastik serilerin tam öngörülerini yapmak mümkün değildir. Gelecekteki değerler geçmiş değerlerin bilgisiyle elde edilen bir olasılık dağılımına sahiptirler (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007).

Bir zaman serisinin incelenmesinde deterministik ya da stokastik yapıda olması önem arz etmektedir. Sabit etki, trend etkisi ve mevsimsellik etkisi deterministik özellikleri ortaya koymaktadır. Stokastik özellik ise örnek değişkenin durağanlığı ile ilgilidir. Serinin durağanlığı değerlerin ortalamaya yaklaşması yani değişmeyen ortalama, varyans aynı zamanda gecikme seviyesine bağlı kovaryansa sahip olmasıdır (Bozkurt, 2007).

Zaman serileri dört bileşenden oluşur (Newbold, 2000);

1. Uzun devre eğilimi (Trend) (T): Zaman serilerinin uzun sürede gösterdiği düşme ve yükselme süreçlerinden sonra oluşan kararlı bir durumdur. Zaman serileri uzun dönem açısından kararlı alçalma ya da kararlı yükselme şeklinde bir eğilime sahiptir.

2. Mevsimsel Dalgalanmalar (M): Zaman serilerinde mevsimlere göre değişmeyi ifade eder. Zaman serileri açısından kullanılan verilerin kimi dönemleri diğer dönemlere göre farklılık gösterir.

3. Konjonktürel Dalgalanmalar (K): Mevsimsel değişmeler ile ilgili olmayan dönemsel değişikliklerdir. Örneğin: genel eğilimden bağımsız kısa süreli genişleme ya da daralma durumu konjonktürel dalgalanmaları ifade eder.

4. Rassal Dalgalanmalar (R): Diğer unsurlar gibi belirli olmadığı için ancak hata terimi ile ifade edilebilen değişmelerdir.

Zaman serileri kendilerini oluşturan bileşenlere ayrıştırıldıktan sonra bir t döneminde Y zaman serisi bileşenlerin toplamı,  $Y=T+M+K+R$  (Serper, 1993) ya da çarpımı  $Y=T*M*K*R$  (Otnes ve ark., 1978; Aloba, 1995) ile ifade edilebilir.

Seride çözümlene yaklaşımaları zaman serisinin durağan olup olmamasına göre değişmektedir. Başlangıçta durağan olmayan serilerin ileri dönemde aynı şekilde hareket edip etmedikleri eş bütünleşme (Koentegrasyon) analizi ile incelenir (Hamilton, 1994).

Sağlık alanında, kalp atım hızı (KAH), kan basıncı gibi birçok klinik değişkenin zamanla değişmesi söz konusudur. Bu değişkenlerin incelenmesinde zaman serisi analizinin kullanılmasının klinik gerçeklere ait önemli bulguların ortaya çıkarılmasına olanak sağlayacağı düşünülmektedir. Çalışmamızda, sağlık alanından elde edilen ölçütler arası nedenselliklerin araştırılmasında ve yorumlanmasında zaman serisi ve eş bütünleşme analizinin katkılarının gerekli olduğunu göstermek amaçlanmıştır.

## GENEL BİLGİLER

### 1.1. Zaman Serileri.

Bir değişkenin belirli zaman aralıklarındaki uzunlamasına ölçümleri ile elde edilen ardışık gözlemler kümesi zaman serisi olarak adlandırılır. Zaman serileri: değişkenlerin süre içerisinde ardışık ölçümlerinin bütünüdür.

Zaman serisi çözümlemesinde amaç, gözlem kümesince temsil edilen gerçeğin anlaşılması ve zaman serisinde yer alan değişkenlerin gelecekte alacağı değerlerin yüksek doğrulukla tahmin edilmesidir.

Zaman serilerinde çözümleme yaklaşımları, serinin durağan olup olmamasına göre değişmektedir. Başlangıçta durağan olmayan serilerin ileri dönemde aynı şekilde hareket edip etmedikleri eş bütünleşme (Koentegrasyon) analizi ile incelenir (Hamilton, 1994).

Zaman serileri dört bileşenden oluşur (Newbold, 2000).

- a) Uzun devre eğilimi (Trend) (T).
- b) Mevsimsel Dalgalanmalar (M).
- c) Konjonktürel Dalgalanmalar (K).
- d) Rassal Dalgalanmalar (R).

Bir zaman serisi yukarıdaki bileşenlerden birini ya da birkaçını bünyesinde barındırabilir.  $Y$  zaman serisinin gerçek gözlem değerleri ile yukarıdaki bileşenler arasında,

$$Y = T + M + K + R \quad (1-1)$$

$$Y = T * M * K * R \quad (1-2)$$

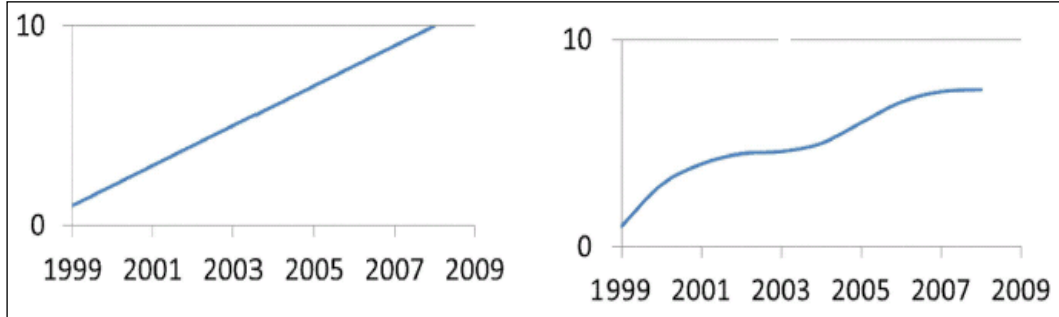
Şeklinde bir ilişki vardır.

#### 1.1.1. Uzun Devre Eğilimi (Trend).

Zaman serisinin zamanla ortaya koyduğu eğilime trend adı verilmektedir. Trend doğrusal olabileceği gibi eğrisel de olabilir. Trendin yönü bağlı olduğu sebeplerin şiddetindeki değişimlerden dolayı artıp azalabilir. Yine de trend, artsa da azalsa da istikrarlıdır (Gürtan, 1982).

Değişkenler arasında istatistiksel anlamlılığın olabilmesi serinin ciddi bir trend'e sahip olmasını gerektirir. Seriler güçlü bir trende sahip ise ortaya çıkacak anlamlılık gerçekte sahte regresyon şeklinde ortaya çıkmaktadır. Trend'e sahip serilerde

değişkenler arasında ilişkiyi gösteren  $R^2$  değeri yüksek çıkarabilir. Bu  $R^2$  gerçek ilişkidir değil bu eğilimden kaynaklanmaktadır. Bu durum zaman serisinin durağan olup olmaması ile yakından ilişkilidir (Hamilton, 1994).

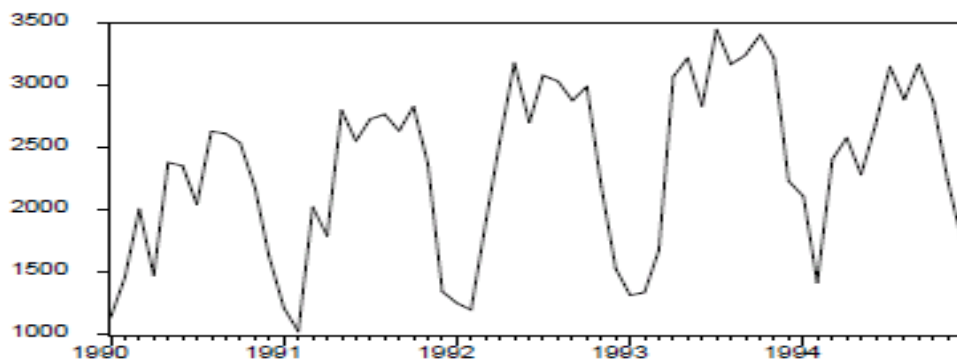


Şekil 1-1 Doğrusal ve eğrisel trend sergileyen zaman serisi örneği.

### 1.1.2. Mevsimsel Dalgalanmalar.

Mevsimsel dalgalanmalar: zaman serilerinde görülen ve oldukça fazla ortaya çıkan etkilerden biridir. Periyodik olarak tekrarlı şekilde kendini gösterir. Birbirini takip eden yılların aynı aylarında ortaya çıkan benzer dalgalanmalardır. Genelde mevsimsel etkiler aylık dönemlerde ortaya çıkmaktadır. Mevsim etkisi değişimleri genellikle yaz aylarından kış aylarına geçişlerde ortaya çıkmaktadır.

Mevsimsel dalgalanmaların incelenmesinde veriler; aylık, haftalık, saatlik şeklinde toplanabilir. Her yılın aynı aylarında ortaya çıktığından periyodiktir (Nuri Cenar, 2011).



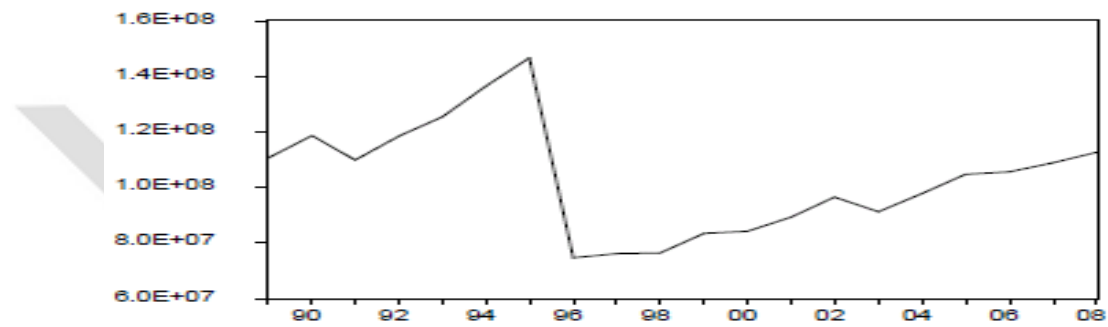
Şekil 1-2 Mevsimsel dalgalanmaları gösteren örnek grafik.

### 1.1.3. Konjonktürel Dalgalanmalar.

Konjonktürel dalgalanmalar uzun bir dönemde serinin seyrinde oluşan değişimlerdir. Zaman serisindeki dalgalanmalar 1 yıldan fazla şekilde seyir izliyor ise

bu durum konjonktürel dalgalanma olarak adlandırılır. Konjonktürel dalgalanmalar, bir trend doğrusu veya çizgisi etrafında görülen dalgalanmalar olarak da ifade edilir (Spiegel 1992).

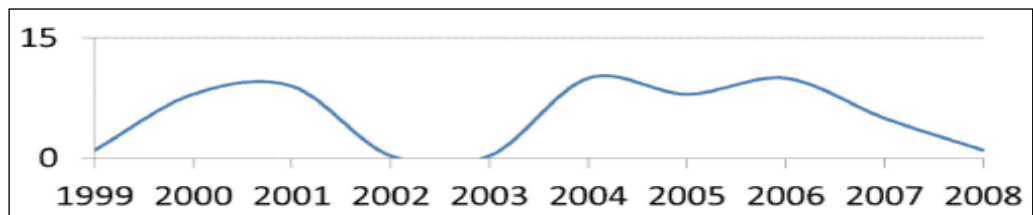
Trend etkisine nazaran konjonktürel dalgalanmalar daha kısa dönemlidir. Konjonktürel yapıda düzensiz ve periyodik olmayan dönemler vardır. Bu sebeple mevsimsel dalgalanmalardan farklıdır. Konjonktürel hareketlerin uzunluk ortalaması mevsimsel etkiden fazladır ve konjonktürün genişliği mevsimselliğe göre daha fazla bir değişkenlik göstermektedir (Enders, 2004).



Şekil 1-3 Konjonktürel dalgalanmalara örnek grafik.

#### 1.1.4. Rassal (Düzensiz) Dalgalanmalar.

Rassal dalgalanmalar periyodik olmayan değişimleri gösterir. Zaman serilerindeki trend, mevsimsel ve konjonktürel dalgalanmalar dışındaki tüm dalgalanmalar rassal dalgalanmalar olarak tanımlanır. Rassal dalgalanmalar rassal sebeplere bağlı olarak ortaya çıkar. Hata terimi ile ifade edilir (Akdeniz, 1996).



Şekil 1-4 Düzensiz hareketler sergileyen zaman serisi örneği

Zaman serileri, trend, mevsimsel dalgalanmalar, konjonktürel dalgalanmalar ve rassal dalgalanmalar  $t$  zamanında gözlenen değişkenin hangi zaman serisi modeline ait olduğunu tanımlamada kullanılır.

#### 1.2. Zaman Serisi Analizinin Amaçları.

1. Zaman serisini bileşenlerine ayırarak özelliklerini ortaya çıkarmak.

2. Zaman serileri arasındaki ilişkiyi bulmak.
3. Geleceğe yönelik tahminlerde bulunmak.
4. Zaman serisini oluşturan sistemi kontrol etmek.

### 1.3. Zaman Serilerinde Durağanlık Kavramı.

Zaman serisindeki gözlem değerlerinin ortalama etrafında değişmesi o serinin durağanlığı ile ifade edilmektedir. Zaman serileri ile yapılan çalışmalarda verilerin “durağan” olduğu varsayılmaktadır. Zaman serileri ile yapılan analizlerde, değişkenler arasındaki ilişkilerin anlamlı olabilmesi için kullandığımız serinin durağan özellikler göstermesi gerekmektedir. Değişkenler arasında ilişki gerçekte olmamasına rağmen ilişki varmış gibi görünebilir. Sonuçta yüksek bir  $R^2$  elde edilebilir. Bu durumda sahte regresyon problemi ortaya çıkmaktadır. Bu sorunun kaynağı her iki zaman serisinin de güçlü bir trende sahip olmasıdır. Bu nedenle aralarında bir ilişki varmış gibi  $R^2$  yüksek çıkabilir. Bu durumdaki değişkenler arasındaki ilişki, doğrusal ilişki yerine güçlü trend ilişkisidir. Dolayısıyla durağan olmayan seriler ile yapılan  $t$  ve  $F$  testleri ile  $R^2$  değeri yanıltıcı sonuçlar vermektedir. Zaman serisi yöntemlerini kullanarak durağan olmayan zaman serilerinden kaynaklanan bu problemin, ne şekilde ortaya çıktığı analiz edilebilmektedir.

Zaman serilerinin zaman içerisinde belli bir değere yaklaşmasına “durağanlık” denir. Zaman serileri üzerinde etkili olan faktörlerin etkileri geçici ya da kalıcı olabilmektedir. Kalıcı etkiler serinin durağanlığını etkileyip serinin belli bir değere yaklaşmasını engellemektedir. Bunun yanı sıra bazı etkiler kısa dönemde etkili olup etkilerini belli bir dönem sonra kaybetmektedirler.

Zaman serilerinde serinin birinci ortalaması ve varyansı aynı zamanda yüksek dereceden momentleri zamana göre bir değişim göstermiyor ise, zamanda periyodik dalgalanmalardan arınmışsa, seri, durağan zaman serisi olarak ifade edilir (Kayım, 1985).

Herhangi bir  $Y_t$  serisinin durağan olması için gerekli şartlar aşağıdaki gibi sıralanabilir:

$$E(Y_t) = \mu \text{ (tüm } t\text{'ler için, Sabit Ortalama)} \quad (1-3)$$

$$Var(Y_t) = E(Y_t - \mu) = \sigma^2 \text{ (tüm } t\text{'ler için, Sabit Varyans)} \quad (1-4)$$

$$\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \text{ (tüm } t\text{'ler ve tüm } k \neq 0 \text{ için, Gecikme mesafesine bağlı sabit kovaryans)} \quad (1-5)$$

Burada  $k$ , gecikme mesafesidir.  $\gamma_k$  ise, aralarında  $k$  dönem fark bulunan iki  $Y$  değeri arasındaki kovaryanstır. Tüm bunlara bağlı olarak durağan bir sürecin ortalaması ve varyansının zaman içerisinde değişmediği söylenebilir. Dönemler arasındaki kovaryansın incelenen döneme bağlı olmayıp dönemler arasındaki uzaklığa bağlı olduğu söylenebilir. Bu durum zayıf durağanlık olarak bilinmektedir. Bunlara ek olarak ortak ve koşullu olasılık dağılımlı süreç zaman içerisinde değişmiyorsa, seri güçlü durağan olarak ifade edilmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007).

Bir serinin zamana bağlı olarak ortalaması, varyansı ve kovaryansı değişiyorsa durağan değildir. Bu durum serinin sadece ilgilenilen tahmin dönemi için geçerli olacağını gösterir. Seri ile ilgili diğer dönemler için bir genelleme yapılamayacağı gibi değişken üzerindeki etkileri de kalıcı olacaktır. Analizlerden anlamlı sonuçlar elde edebilmek için durağan olmayan serilerin durağan hale getirilmesi gerekmektedir. Bunu yapmak için kullanılan başlıca yöntemler; fark alma, logaritmasını alma veya logaritmasının farkını alma şeklinde sıralanabilir.

#### **1.4. Durağan Zaman Serileri.**

Zaman serisinin durağan olması için serinin ortalaması, varyansı ve otokovaryans fonksiyonu zamandan bağımsız olmalıdır. Seride istatistiksel bir denge bulunmalıdır. Eğer model durağan değilse serinin durağanlaştırılması gerekmektedir. Modeli durağanlaştırmak için serinin farkı alınır ve fark alma operatöründe modele dahil edilir (Kadılar, 2005). Durağan zaman serisi modelleri aşağıda açıklanmıştır.

##### **1.4.1. Beyaz Gürültü Süreci.**

Zaman serilerinde önemli bir durağan süreç türü “beyaz gürültü” adı verilen olasılıksal süreçtir. Aynı zamanda beyaz gürültü serileri durağan zaman serilerinin en yalın halidir. Sürecin sıfır ortalamalı, sabit varyanslı ve özilintisiz olması sürecin özelliğini oluşturur. Böyle bir süreç bunların yanı sıra özdeş, bağımsız ve normal dağılıma uyuyorsa buna da “Gaussçu beyaz gürültü” (Gaussian White Noise) süreci adı verilmektedir.



### 1.4.2. Otoregresif Model AR(p).

Bu seriler, serinin şimdiki ve geçmiş değerlerinden etkilenir. AR modelinin derecesi içerdiği geçmiş dönem gözlem değerlerinin sayısıyla belirlenir. Bir tane geçmiş dönem gözleme bağlı bir AR modeli “birinci dereceden” ve p tane geçmiş gözlem değerine bağlı bir AR modeli ise “p dereceden AR modeli” olarak adlandırılır.

Ororegresif süreç,

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (1-6)$$

denklemleri ile ifade edilebilir. Bu ifade  $Y_t$  serisinin bugünkü değerini, gecikmeli değerleri ( $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots$ ) ile açıklayan bir regresyon denklemdir. Denklemden  $\delta$ , sürecin ortalamasıyla ilgili bir sabittir.  $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$  ise otoregresif sürecin bilinmeyen parametreleridir (Wei, 1990).

#### 1.4.2.1. AR(1) Süreci.

AR(1), 1. Dereceden otoregresif modeldir.  $Y_t$  bir önceki dönem gözlem değerine bağlıdır. Bu model,  $Y_t$ 'nin bağımlı değişken ve  $Y_{t-1}$ 'in bağımsız değişken olduğu iyi bilinen basit doğrusal regresyon modeliyle aynı formdadır.

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + e_t \quad t=1,2,3,\dots,T \quad (1-7)$$

$Y_t$ , serinin ilk değerini ifade eder ve bu seri trend etkisi ortadan kaldırılmış bir seridir. Modeldeki kesme parametresi  $\delta$ , stokastik sürecin ortalamasıyla ilgilidir.  $\phi_1$ , +1 ve -1 değerleri arasında bilinmeyen bir parametre olup,  $e_t$ ; 0 ortalama ve  $\sigma_e^2$  sabit varyansla white noise (beyaz gürültü) özelliği taşımaktadır. Bir sürecin white noise (beyaz gürültü) özelliği taşıması için, ortalamasının 0, varyansının sabit ve korelasyonsuz olması gerekir.

$$E(e_t) = 0 \quad (1-8)$$

$$\text{Var}(e_t) = \sigma^2 \quad (1-9)$$

$$E(e_t, e_s) = 0 \quad (1-10)$$

Sürecin durağan bir süreç olabilmesi için  $|\phi_1| < 1$  olmalıdır.  $|\phi_1| < 1$  olduğunda bir kovaryans durağanlık sözkonusudur.  $\phi_1 = 1$  ise, bu rassal yürüyüş sürecini ifade

eder. Bu sürecin ortalama ve varyansı zamanın etkisi altında değişmektedir. Ortalaması ile varyansı zamana bağlı olarak değişen AR(1) süreci durağan değildir (Wei, 1990).

#### 1.4.2.2. AR(2) Süreci.

AR(2) süreçte  $Y_t$  serisi, bir dönem önceki  $Y_{t-1}$  ve iki dönem önceki  $Y_{t-2}$  değerlerine bağlıdır. Böyle modellere de 2. Dereceden otoregresif modeller adı verilir. Aşağıdaki formülasyonla gösterilir.

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + e_t \quad (1-11)$$

Modeldeki  $\phi_1$  ve  $\phi_2$  değerleri sıfıra yaklaştığında seri ortalamayı çok sık kesen bir hal alacaktır.  $\phi_1$  ve  $\phi_2$  değerleri büyüdükçe de ortalama daha az oranda kesilecektir. AR(2) sürecin durağan olabilmesi için gerekli koşullar;

$$\phi_1 + \phi_2 < 1 \quad (1-12)$$

$$\phi_2 - \phi_1 < 1 \quad (1-13)$$

$$|\phi_2| < 1 \quad (1-14)$$

şeklindedir (Wei, 1990).

#### 1.4.2.3. AR(p) Süreci.

$Y_t$ , kendinin bir önceki değeri olan  $Y_{t-1}$ 'e değil,  $Y_{t-2}, Y_{t-3}, \dots$  gibi daha önceki değerlerine de bağlı olabilir. Bu durumda daha yüksek dereceden otoregresif bir süreç söz konusudur. Bu süreçte  $Y_t$  serisi p'inci mertebede otoregresif sürece sahiptir.  $Y_t$  serisi,  $Y_t$  değerlerinin p dönem geriye giden ağırlıklı ortalaması ile hata teriminin toplam değerine eşittir. p'inci mertebeden otoregresif süreç,

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (1-15)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Burada  $\delta$  yine stokastik sürecin ortalamasıyla ilgili bir sabittir.  $\phi_1, \phi_2$  ve  $\phi_p$ 'ler ise bilinmeyen otoregresif parametrelerdir.  $\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p < 1$  olması durağanlık koşuludur (Wei, 1990).

### 1.4.3. Hareketli Ortalama Süreci MA(q).

Bu süreçte,  $Y_t$ 'nin değeri hata terimlerinin şimdiki ve geçmiş dönemlerdeki değerlerinin ağırlıklı ortalaması olarak ifade edilir. MA modellerinin dereceleri AR modellerinde olduğu gibi içerdiği hata terimi sayısına göre belirlenir. MA(q) süreci, q durağan hata terimlerinin ortalaması olduğu için MA süreçlerinin tümü durağandır. Bu süreç için tartışılan özellik “çevrilebilirlik” özelliğidir. MA süreci,

$$Y_t = \mu + e_t + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + \dots + \theta_q e_{t-q} \quad (1-16)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Denklemdaki hata terimleri  $e_t$ 'ler 0 ortalama ve sabit varyansa sahip olduğu için korelasyonsuzdurlar. Ayrıca  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  modelin parametreleridir. Bu parametre değerleri pozitif veya negatif olabilirler.  $\mu$  ise, sürecin ortalaması ile ilgili bir sabittir.

#### 1.4.3.1. MA(1) Süreci.

MA(1) sürecinde  $Y$ 'nin  $t$  dönemdeki değeri, hata teriminin şimdiki değerine ve bir dönem gecikmeli değerine bağlıdır. MA(1) süreci,

$$Y_t = \mu + e_t + \theta_1 e_{t-1} \quad (1-17)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Bu süreçte  $|\theta_1| < 1$  olma koşulu tersine çevrilebilirlik koşulu olarak bilinmektedir. Çevrilebilirlik koşulu MA(1) sürecinin daha yüksek mertebeli AR süreçlerine çevrilebilir olduğunu göstermektedir. Çevrilebilirlik,

$$Y_t = e_t + \theta_1 e_{t-1} \quad (1-18)$$

$$Y_t = e_t + \phi e_{t-1} + \phi^2 e_{t-2} = e_t + \phi(e_{t-1} + \phi e_{t-2} + \dots) \quad (1-19)$$

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + e_t \quad (1-20)$$

olarak gösterilmektedir. Böylece MA(1) süreci AR(1) sürecine çevrilebilmektedir.

#### 1.4.3.2. MA(2) Süreci.

MA(2) süreci,

$$Y_t = \mu + e_t + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} \quad (1-21)$$

şeklinde ifade edilmektedir. MA(2) süreci  $\theta_1$  ve  $\theta_2$  'nin tüm değerleri için durağandır. Çevrilebilirlik koşulu,

$$\theta_1 + \theta_2 < 1 \quad (1-22)$$

$$\theta_1 - \theta_2 < 1 \quad (1-23)$$

$$|\theta_2| < 1 \quad (1-24)$$

şeklinde sağlanmaktadır.

#### 1.4.3.3. MA(q) Süreci.

Hata terimlerinin şimdiki ve önceki dönemdeki değerlerinin ortalaması olarak ifade edilen q. dereceden MA(q) süreci,

$$Y_t = \mu + e_t + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + \dots + \theta_q e_{t-q} \quad (1-25)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Burada  $\theta_1, \theta_2, \dots$  ve  $\theta_q$  'lar bilinmeyen parametreler iken,  $e_t$  'ler 0 ortalamalı, sabit varyanslı korelasyonsuz tesadüfi hata terimleridir. Eğer

$Y_t$  serisi durağan ise;  $\sum_{i=1}^q \theta_i^2 < \infty$  olmalıdır.

#### 1.4.4. Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci ARMA(p,q).

Durağan zaman serilerinin AR ve MA modellerinden oluşan genel karma model, ARMA modeli olarak adlandırılmaktadır. Başka bir ifade ile ARMA (p,q); AR (p) ve MA (q) modellerinin birlikte ifade edilmesidir. ARMA modeli p+q adet parametre içermekte, ARMA(p,q) şeklinde ifade edilmektedir. Eğer q=0 olduğunda süreç AR(p) ile gösterilen otoregresif süreçtir. p=0 olduğunda ise süreç MA(q) ile ifade edilen hareketli ortalama sürecidir. ARMA(p,q) süreci,

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t + \theta_1 e_{t-1} + \dots + \theta_q e_{t-q} \quad (1-26)$$

şeklinde ifade edilmektedir.  $\delta$ ,  $Y_t$  'nin ortalaması ile ilgili bir sabittir.  $e_t$  'ler ise 0 ortalama ve sabit varyansla korelasyonsuz tesadüfi değişkenlerdir.

ARMA(p,q) süreci, AR(p) ve MA(q) unsurlarıyla birlikte durağanlık ve çevrilebilirlik koşullarını da birleştirmektedir. ARMA(1,1) sürecinin durağan olması sürecin otoregresif kısmına, çevrilebilir olması ise sürecin hareketli ortalama kısmına

bağlıdır.  $|\phi_1| < 1$  olduğunda süreç durağan,  $|\theta_1| < 1$  olduğunda ise süreç çevrilebilir olacaktır.

## 1.5. Durağan Olmayan Zaman Serileri.

### 1.5.1. Entegre Otoregresif Hareketli Ortalama ARIMA(p,d,q).

Zaman serilerinde AR, MA ve ARMA süreçleri durağan serilere uygulanan süreçlerdir. Zaman serilerinde her zaman durağan serilerle karşılaşılmaz. Durağan olmayan serilerin durağan hale getirilmesi gerekir. Durağan olmayan zaman serisinin uygun dereceden farkı alındığında durağan seri elde edilmiş olur. Durağan hale getirilmiş zaman serileri aşağıda ayrıntısıyla sunulmuş olan entegre otoregresif hareketli ortalama (ARIMA) süreçlerine uygunluk göstermektedir.

Uygulamalarda karşılaşılan serilerin genellikle durağan olmadığı görülmektedir. Durağanlığı bozulmasına trend, mevsimsel, konjonktürel dalgalanmalar ve tesadüfi sebepler neden olmaktadır. Bu nedenlere rağmen zaman serilerinin çoğunda homojenlik görülmektedir (Box ve Jenksin, 1976).

ARIMA (p,d,q) gösteriminde p otoregresif sürecin mertebesini, d serinin kaçınıcı dereceden farkı alınarak durağan hale geldiğini, q ise hareketli ortalama sürecinin mertebesini göstermektedir. d=0 olduğunda orijinal serinin durağan olduğunu, d=1 olduğunda serinin birinci dereceden farkının alınarak durağan hale getirildiğini göstermektedir.

ARIMA (p,d,q)'nın en basit örneği d=1 ve p=q=0 olan ARIMA (0,1,0) rassal yürüyüş sürecidir. AR sürecinde  $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + e_t$ ,  $\phi_1 = 1$  olduğunda  $Y_t = Y_{t-1} + e_t$  olur ve bu süreç durağan değildir. Durağan olmayan  $Y_t$  serisinin 1. farkı alındığında  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = Y_t'$  elde edilir. Seri durağan hale gelmiş ise, d=1 olur ve I(1) ile gösterilir. Seri durağan hale gelmemiş ise bir defa daha farkı alındığında,

$$\Delta^2 Y_t = \Delta(Y_t') = Y_t' - Y_{t-1}' = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2} \quad (1-27)$$

olur. Seri durağan hale gelmiş ise entegre sürecin derecesi d=2 olur ve I(2) ile gösterilir. ARIMA modelleri bünyesinde AR, MA ve ARMA süreçlerini barındırır.

### 1.6. Model Seçim Kriterleri.

Zaman serisi analizlerinde modeller arasında en uygun olanını seçmek için  $R^2$  gibi kriterler kullanılmaktadır.

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + e_t \quad t=1,2,3,\dots,T \quad (1-28)$$

Yukarıdaki AR(1) modelinde  $R^2$  değeri,

$$R^2 = 1 - \sigma^2 / [\sigma^2 / (1 - \phi_1^2)] = \phi_1^2 \quad (1-29)$$

olmaktadır.  $R^2$  değeri  $\phi_1$ 'e bağlıdır ve  $\phi_1$  değeri büyüdükçe  $R^2$  değeride büyüyecektir. Bu sebepten dolayı zaman serilerinde  $R^2$  değeri, seçim kriteri olarak çok fazla kullanılmaz.

Zaman serisi modellerinde çok sayıda seçim kriteri bulunmaktadır. Bunlardan en çok kullanılanları, Akaike (1974) ve Schwarz (1978) tarafından ileri sürülen bilgi kriterleridir. Aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$AIC = \ln\left(\frac{ESS}{n}\right) + \frac{2k}{n} \quad (1-30)$$

$$SIC = \ln\left(\frac{ESS}{n}\right) + \frac{k \cdot \ln n}{n} \quad (1-31)$$

Burada  $n$  gözlem sayısı,  $k$  tahmin edilmiş parametre sayısı ve  $ESS$  de hata terimlerinin kareleri toplamıdır ve aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir.

$$ESS = \sum (Y - \hat{Y})^2 \quad (1-32)$$

AIC ve SIC kriterlerinde SIC kriteri ile seçilmiş bir modelin derecesi AIC ile seçilmiş bir modelin derecesine göre daha küçüktür. Her iki kriterinde küçük değerlere sahip olması istenmektedir. En küçük değerlere sahip olan gecikme mertebesi en uygun gecikme mertebesi olarak kabul edilmektedir (Hamilton, 1994).

### 1.7. Otokorelasyon (ACF) Katsayıları ve Otokorelasyon Fonksiyonu.

Zaman serisinin farklı dönemlerdeki gözlemleri arasındaki ilişkiyi otokorelasyon katsayıları göstermekte ve zaman serilerine ilişkin özelliklerin en önemli göstergesi olarak kabul edilmektedir. Katsayıların yüksek çıkması zaman serisinin geçmiş değerlerine bağımlı olduğunu gösterirken, düşük olması da zaman serisinin rassal olduğunu ifade etmektedir.  $k$  gecikmede otokorelasyon katsayısı teorik olarak,

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (1-33)$$

formülü ile hesaplanmaktadır. Formülasyondaki  $\gamma_k$ ;  $k$  gecikmede kovaryansı gösterirken,  $\gamma_0$  ise varyansı ifade etmektedir. Açık şekilde ifade edilirse,

$$\gamma_k = \frac{E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)]}{\sqrt{E(Y_t - \mu)^2 E(Y_{t-k} - \mu)^2}} = \frac{KOV(Y_t, Y_{t-k})}{\sigma_{y_t}, \sigma_{y_{t-k}}} = \frac{\gamma_k}{\sigma^2} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (1-34)$$

olmaktadır.

$$k=0 \text{ ise } \rho_0 = \frac{\gamma_0}{\gamma_0} = 1 \quad (1-35)$$

$$k=1 \text{ ise } \rho_0 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = 1 \quad (1-36)$$

elde edilmektedir.

### 1.8. Kısmi Otokorelasyon (PACF) Katsayıları ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu.

Zaman serisi analizinde kısmi otokorelasyon katsayıları, diğer gecikmelerin etkisi sabit  $Y_t$  değerleri ile ( $k$  gecikme ile oluşturulmuş)  $Y_{t-k}$ 'lar arasındaki bağımlılığın derecesini gösteren katsayılardır. Bu hesaplama yapılırken diğer tüm gecikmelerin etkisi sabit tutulmaktadır.

Otokorelasyon katsayılarını kullanarak kısmi otokorelasyon katsayıları aşağıdaki gibi elde edilmektedir.

$$\rho_{11} = \rho_1 \quad (1-37)$$

$$\rho_{22} = (\rho_2 - \rho_1^2)/(1 - \rho_1^2) \quad (1-38)$$

genelleştirilmiş olarak ilave gecikmelerle,

$$\rho_{kk} = \left( \rho_k - \sum_{j=1}^{k-1} \rho_{k-1,j} \rho_{k-j} \right) / \left( 1 - \sum_{j=1}^{k-1} \rho_{k-1,j} \rho_j \right) \quad (1-39)$$

şeklinde ifade edilmektedir.

### 1.9. Box-Jenkins (B-J) Tahmin Yöntemleri.

Bu yöntemler zaman serilerinin ileriye dönük tahmin edilmesinde ve kontrolünde kullanılan istatistiksel yöntemlerden biridir. Box-Jenkins (B-J) tahmin

yöntemlerinin varsayımları zamanla değişen olayların rassal olaylar olduğu ve zaman serilerinin stokastik süreç olduğudur. Yöntemin uygulandığı zaman serisinin kesikli ve durağan olduğu varsayılmaktadır. Bu sebeplerden dolayı bu modellere stokastik modeller denilmektedir (Özmen, 1986).

Zaman serilerinin gerçekte ortalama ve varyansı zamanla değişmektedir. Box-Jenkins yöntemi ile durağan olmayan zaman serilerinin incelenmesi için serinin bazı değişim yöntemleri ile durağan hale getirilmesi gerekmektedir. Çünkü durağan olmayan zaman serilerine olasılık kurallarına dayanan yöntemler uygulanamaz. Belirli bir modelle gösterilemez.

Box-Jenkins yöntemi ile öngörü dört aşamada gerçekleşir;

1. Model Belirleme
2. Parametre Tahmini
3. Uygunluğun Testi
4. İleriye Yönelik Tahmin

Yöntem durağan serilere uygulanmaktadır. Amaç en az sayıda parametre tahminini içeren en uygun modeli seçmektir.

Bu yöntem zaman serisinin yapısını belirleyebilmekte ve gözlem değerleri arasındaki ilişkiyi en etkili bir şekilde kullanabilmektedir. Yine yöntem model belirlemede istatistiksel testlere yer verdiği için tahmin yapmada başarılı bir yöntemdir (Box-Jenkins, 1976).

### **1.10. Durağanlık Testleri.**

Zaman serisi analizinde gözlemlerden yola çıkarak geleceğe yönelik tahminler yapılabilmesi için serinin durağan olması ya da durağan hale getirilmesidir. Bu sebeple bir zaman serisinin durağan olup olmadığının tespit edilmesi gerekmektedir. Serinin durağan yapıda olup olmadığını tespit etmek için bir çok istatistiksel yöntem kullanılmaktadır. Bunlar genel olarak; **Grafiksek Analiz**, **Korelogram Analizi** ve **Birim Kök Analizi** olmak üzere 3 temel başlık altında toplanabilmektedir.

#### **1.10.1. Grafiksel Analiz.**

Durağanlığın tespitinde kullanılan en basit yöntem, ilgili zaman serisinin grafiğini incelemektir. Zaman serisinin grafiğine bakılarak durağanlık hakkında bilgi



sahibi olunabilir. Bununla birlikte, zaman serisinin grafiğine bakarak durağanlığı hakkında kesin bilgiye ulaşmak pek güvenilir değildir. Durağanlık hakkında net bir sonuca varmak için ayrıntılı analiz yapılması gerekir.

### 1.10.2. Korelogram Analizi.

Zaman serilerinde korelogram analizi serinin durağanlığını tespit etmek için kullanılan ve otokorelasyon fonksiyonuna (ACF) dayanan bir yöntemdir. Otokorelasyon katsayıları zaman serisinin gözlemleri arasındaki bağımlılığın derecesini ortaya koymaktadır. Bu katsayıların yüksek olması zaman serisinin geçmiş değerlerine bağımlı olduğunu, düşük olması ise zaman serisinin rassal olduğunu göstermektedir. Katsayılar -1 ve +1 arasında değerler almaktadır. Teorik olarak  $k$  gecikmeli otokorelasyon katsayısı aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (1-40)$$

Burada  $\gamma_k$ ,  $k$  gecikmede kovaryansı ifade ederken  $\gamma_0$  ise varyansı ifade etmektedir.

Farklı zaman aralıkları için elde edilen otokorelasyon katsayıları ilişkilendirildiklerinde korelogram elde edilmektedir. Korelogramda ACF çok yüksek değerlerden başlayarak çok yavaş bir şekilde azalıyorsa, bu serinin durağan olmadığını bir göstergesidir. Eğer seri durağansa otokorelasyon katsayı değerleri birkaç gecikmeden sonra 0'a yaklaşmalıdır.

Zaman serisi rassal ise otokorelasyon katsayıları 0 ortalama ve  $\left(\frac{1}{n}\right)$  varyansla normal dağılmaktadır. Diğer bir ifade ile otokorelasyon katsayılarının anlamlılığının test edilmesinde standart normal dağılımın özellikleri kullanılmaktadır. Durağanlığın korelogram ile analiz edilmesinde ACF değeri için  $\pm 1.96(1/\sqrt{n})$  sınaması yapılmaktadır. Hipotezler aşağıdaki şekilde kurulur.

$$H_0 : \rho = 0 \text{ (seri durağandır)} \quad (1-41)$$

$$H_1 : \rho \neq 0 \text{ (seri durağan değildir)} \quad (1-42)$$

Otokorelasyon katsayıları  $\pm 1.96(1/\sqrt{n})$  aralığı içinde bir değer alıyorsa  $H_0$  hipotezi kabul edilir, yani, seri durağandır. Katsayı değeri bu aralığın dışında ise o zamanda  $H_0$  hipotezi reddedilmekte yani, serinin durağan olmadığı kabul edilmektedir. Aynı zamanda katsayı değerinin güven aralığı dışında kalması otokorelasyonun bulunduğunu, serinin geçmiş değerlerine bağımlı olduğunu yani, rassal olmayan bir seri olduğunu göstermektedir.

### 1.10.3. Birim Kök Analizi.

Zaman serilerinde durağanlığın tespit edilmesinde kullanılan en yaygın yöntemlerden birisi de “Birim Kök” analizidir. Bu analiz seride oluşabilecek kırılmayı dikkate alan ve almayan farklı yöntemlerle test edilmektedir.

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + u_t \quad (1-43)$$

Yukarıda verilen zaman serisi süreci düşünüldüğünde  $\alpha_1 = 1$  ise rassal bir yürüyüş sürecini ifade etmektedir. Bu süreç durağan olmayan bir süreçtir ve ilk farkı alındığında süreç durağan hale gelmektedir. Diğer bir ifade ile  $\alpha_1 = 1$  durumu serinin birim köklü olduğunu göstermektedir. Bu yüzden birim kök testleri  $\alpha_1$  değerinin 1'e eşit olup olmadığını test etme mantığına dayanmaktadır. Birim kök testleri aşağıdaki başlıklarda açıklanmıştır.

#### 1.10.3.1. Dickey-Fuller (DF) Testi.

Bu testte sabit terim içeren ya da içermeyen zaman serisi modellerinin birim köke sahip olup olmadığı Dickey ve Fuller (1981) tarafından ortaya konulmuştur (Dickey ve Fuller, 1981). Aşağıdaki AR(1) süreci ele alınırsa;

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + u_t \quad (1-44)$$

Bu süreçte  $\alpha_1$  için 3 farklı durum söz konusudur.

1.  $|\alpha_1| < 1$  ise kararlı kök söz konusudur ve seri durağandır.
2.  $|\alpha_1| = 1$  ise birim kök söz konusu seri durağan değil yani birim köklüdür.
3.  $|\alpha_1| > 1$  ise kararsızdır ve kök söz konusu değildir.

Dickey-Fuller testi öncelikle başlangıç denkleminin birim köklü olup olmadığını araştırmaktadır. Sonrasında bu denklemin birim köklü olup olmamasına göre başlangıç denkleminin farkının alınıp alınmamasına karar verilmektedir. Başlangıç denklemini birim köklü ise denklemin ilk farkını alma işlemi yapılmaktadır. Daha sonra bu ilk fark denkleminin birim köklü olup olmadığı test edilmektedir. Eğer birim köklü ise fark alma işlemine devam edilmektedir. Seri durağan hale gelinceye kadar bu işleme devam edilmektedir.

İlk denklem olan  $Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + u_t$  ele alındığında hipotezler aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır.

$$H_0 : \alpha_1 = 1 \text{ (seri birim köklü)} \quad (1-45)$$

$$H_1 : \alpha_1 < 1 \text{ (seri durağandır)} \quad (1-46)$$

İlk fark denklemini oluşturmak için ilk denklemin ilk farkı aşağıdaki gibi alınmaktadır.

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha_1 Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \quad (1-47)$$

$$\Delta Y_t = (\alpha_1 - 1) Y_{t-1} + u_t \quad (1-48)$$

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (1-49)$$

İlk fark denklemi için oluşturulmuş hipotezler,

$$H_0 : \gamma = 0 \text{ (seri birim köklü)} \quad (1-50)$$

$$H_1 : \gamma < 0 \text{ (seri durağandır)} \quad (1-51)$$

şeklinde olmaktadır.

Kullanılan test t testine benzerlik göstermektedir. Ancak burada  $\gamma$  parametresinin en küçük kareler tahmincisi normal dağılıma uygunluk göstermediği için t istatistiği yerine  $\tau$  (tau) istatistiği kullanılmaktadır. Bu istatistik Dickey-Fuller'in Monte Carlo uygulamasından geliştirilmiştir.

$$\text{Başlangıç denklemini için } \tau = \frac{\hat{\alpha}_1}{\widehat{se}(\hat{\alpha}_1)} \quad (1-52)$$

$$\text{İlk fark denklemi için } \tau = \frac{\hat{\gamma}}{se(\hat{\gamma})} \quad (1-53)$$

Dickey-Fuller veya McKinnon Dickey-Fuller kritik değerleri ile hesaplanan  $\tau$  değerinin mutlak değeri karşılaştırılır.  $|\tau|$  değeri kritik değerden büyükse, zaman serisinin durağan olduğu yani;  $H_1$  hipotezi kabul edilmektedir. Eğer  $|\tau|$  değeri kritik değerden küçükse, zaman serisinin birim köklü olduğu yani;  $H_0$  hipotezi kabul edilmektedir (Dickey ve Fuller, 1981).

Trendin ve sabit terimin yer almadığı rasgele yürüyüş modeli, sabit terimin yer aldığı rasgele yürüyüş modeli, trendi ve sabit terimi içerisinde barındıran rasgele yürüyüş modeli olmak üzere üç model Dickey-Fuller birim kök sınavında kullanılmaktadır. Bu üç model aşağıda gösterilmektedir.

$$\text{Sabitsiz-trendsiz Dickey-Fuller denklemi: } \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (1-54)$$

$$\text{Sabitli Dickey-Fuller denklemi: } \Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (1-55)$$

$$\text{Sabitli- trendli Dickey-Fuller denklemi: } \Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (1-56)$$

Durağanlık araştırılırken en önemli nokta, trendin deterministik veya stokastik olduğunun tespit edilmesidir. Zaman serilerinde trend tamamıyla tahmin edilebilir ise deterministik değilse stokastik olacaktır (Bozkurt, 2007).

### 1.10.3.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Testi.

Zaman serilerinde analiz yapılırken modeli oluşturan değişkenler arasında korelasyon probleminin bulunduğu durumlarda, bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin modele eklendiği Dickey-Fuller testinin genişletilmiş şekli olan (Augmented) Dickey-Fuller (ADF) testi kullanılmaktadır.

Sabitsiz-trendsiz, Sabitli ve Sabitli- trendli denklemlerinde değişkenin ilk farklarının gecikmeli değerleri, Dickey-Fuller'in hata terimlerinin otokorelasyonlu olmasını engellemek amacıyla ilave edilmiştir. Önemli olan husus ilave edilecek gecikme sayısının nasıl belirleneceğidir. Buna karar verirken Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) bilgi kriterleri kullanılmaktadır. Ayrıca Dickey-Pantula Birim kök testi ve Phillips-Perron (PP) testleri de sıklıkla kullanılan testler arasında yer almaktadır (Kadılar, 2000)

Akaike ve Schwarz tarafından ileri sürülen bilgi kriterleri aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

$$AIC = \ln\left(\frac{ESS}{n}\right) + \frac{2k}{n} \quad (1-57)$$

$$SIC = \ln\left(\frac{ESS}{n}\right) + \frac{k \cdot \ln n}{n} \quad (1-58)$$

Burada  $n$  gözlem sayısı,  $k$  tahmin edilmiş parametre sayısı ve ESS de hata terimlerinin kareleri toplamıdır ve aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$ESS = \sum (Y - \hat{Y})^2 \quad (1-59)$$

ADF testinin hipotezleri de DF testinin hipotezleri ile aynıdır. ADF testinde DF testinde olduğu gibi hesaplanan  $|\tau|$  değeri kritik değeri aşıyorsa, zaman serisinin durağan olduğu  $H_1$  hipotezi kabul edilmektedir. Eğer  $|\tau|$  değeri kritik değerden küçükse serinin durağan olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezi kabul edilmektedir.

### 1.10.3.3. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi.

DF ve ADF testlerinin hata terimlerinin bağımsız ve aynı şekilde dağıldıklarını öngören varsayımlarına uyulmadığında yetersiz kalındığını Phillips ve Perron (1988) çalışmalarında öne sürmüşlerdir. Phillips ve Perron hata terimlerini düzeltmeyi öngören non-parametrik bir test geliştirmişlerdir. Phillips ve Perron testi DF testindeki AR sürecini, ARMA sürecine dönüştürmüştür. PP'nin en basit modeli,

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + u_t \quad (1-60)$$

$$(1 - \phi_1 L)Y_t = \mu + u_t \quad (1-61)$$

şeklinde verilmektedir. Burada  $t=1,2,\dots,T$  ve bu model için birim kök  $1/\phi_1$  ile hesaplanmaktadır. Modelde  $\phi_1=1$  durumunda seri de birim köklüdür. PP testi denklemlerinde hata terimi ortalaması sıfıra eşit ve otokorelasyon olabilir. Testte sabit varyans varsayımı ihlal edilebilmektedir. Dolayısıyla PP testi, DF veya ADF testinin varsayımlarına bağımlı olmamaktadır. Çünkü PP testi Newey-West hata düzeltme mekanizması kullanarak otokorelasyon sorununu düzeltir ve sabit varyans öngörüsünü yerine getirir (Hamilton, 1994).

#### 1.10.3.4. Kwiatkowski, Phillips, Shin ve Schmidt (KPSS) Testi.

Birim kök testlerinden KPSS testinin amacı, serideki deterministik trend etkisinden kurtularak serinin durağanlaştırılmasıdır. KPSS testinin denklemi,

$$Y_t = x_t \delta + u_t \quad (1-62)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Denkleminde yer alan  $x_t$ ; sabit ya da sabit ve trendi gösteren deterministik bileşendir. Test istatistiği denklemden hesaplanan kalıntılar yardımıyla hesaplanmaktadır. Test istatistiği,

$$LM = T^{-2} \sum_{i=1}^T s_i^2 / f_0 \quad (1-63)$$

şeklinde olmaktadır. T gözlem sayısı,  $s_t$  birikimli kalıntı fonksiyonudur ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$s(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r \quad (1-64)$$

Test istatistiğindeki  $f_0$  frekansın sıfır olduğu kalıntı spektrumunun tahmincisidir. KPSS analizinde yokluk hipotezi birim kök yoktur şeklinde kurulmuştur. Hipotezler,

$$H_0 : \rho < 1 \quad (1-65)$$

$$H_1 : \rho = 1 \quad (1-66)$$

şeklinde kurulmuştur.

#### 1.10.3.5. DF-GLS Testi.

DF-GLS testi, zaman serisini trend'den arındırmak için DF testinin geliştirilmiş biçimidir. DF testinden daha güçlü bir testtir. DF-GLS testinin kullanılabilmesi için zaman serisinde sabit terim ya da trend teriminin olması gerekmektedir. Aynı şekilde testin yapılabilmesi için zaman serisinin sabit ve trend'den arındırılması zorunluluğu bulunmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007)

#### 1.10.3.6. Yapısal Kırılma Testleri Zivot-Andrews (ZA) Testi.

Bu test yapısal kırılmanın varlığında kullanılan testlerdendir. Peron (1989), içerisinde yapısal değişiklikleri içeren, önceden bilinen kırılmayı dışsal olarak alan

alternatif bir test geliřtirmiřtir. Daha sonra Zivot ve Andrews (1992) test istatistiđini iřsel olarak geręekleřen bir yapısal kırılma olduđunu kabul etmiřlerdir. Tam olarak kırılmanın bilinmediđi durumu üç farklı birim kök testi kullanarak geliřtirmiřlerdir (Bađdıgen ve Beřer, 2009).

#### **1.10.3.7. CUSUM (Ardıřık Artıkların Kümülatif Toplamı) Testi.**

Test birbirini izleyen artık deđerlerin hesaplanması temeline dayanmaktadır. Test seride kırılmanın varlıđı hakkında bilgi vermektedir. Bu test kırılmanın hangi dönemde olduđu hakkında net bir bilgi vermemektedir.

#### **1.10.3.8. CUSUM-Square (Ardıřık Artıkların Kümülatif Toplamı) Testi.**

CUSUM-Square testi serideki kırılmanın hangi dönemde olduđu hakkında bilgi vermektedir. Bu test CUSUM testinden farklı olarak birbirini izleyen artıkların karelerini dikkate alarak hesaplanan bir testtir. Model artıklarının grafiđi çizilerek güven aralıkları belirlenmektedir.

#### **1.10.3.9. CHOW Testi.**

Zaman serisindeki yapısal kırılmayı tespit etmeye yönelik en çok kullanılan testlerden biridir. Test, seriyi iki paręaya ayırarak modelin kırılma öncesi ve sonrası dönemlerini ayrı ayrı tahmin etmektedir (Bozkurt, 2007).

### **1.11. Eř bütünleřme (Koentegrasyon) Analizi.**

Zaman serilerinin durađan olmaması durumunda uzun dönemde birlikte hareket edip etmedikleri eř bütünleřme analizi ile arařtırılmaktadır. Deđerřenlerin trende sahip olmaları durumunda farklarının alınması trendi ortadan kaldıracaktır. Bunun sonucu olarak koentegre olan serilerin düzey deđerleri ile yapılan kıyaslama sonuçlarında sahte regresyon söz konusu olmayacaktır.

#### **1.11.1. Engle – Granger Koentegrasyon Testi.**

Engle-Granger (1987) seriler arasındaki koentegrasyon iliřkisini ilk defa ortaya atan bilim adamlarıdır. Bu yöntem ile iki deđerřen arasındaki uzun dönem denge iliřkisi arařtırılmaktadır. Yöntem iki ařamalı olarak hesaplama yapmaktadır. Birinci ařama da “En Küçük Kareler” yöntemi yardımıyla model tahmin edilerek hata terimleri elde edilmektedir. İkinci ařamada ise hata terimlerinin birim köklü olup olmaması

araştırılmaktadır. Hata terimlerinin durağan çıkması değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olduğunu göstermektedir (Bozkurt, 2007).

Engle-Granger yöntemi pratik ve uygulaması kolay bir yöntem olmasına rağmen birçok eksikleri ve güçlükleri bulunmaktadır. Kıyaslanan değişken sayısının ikiden fazla olduğu durumlarda test sağlıklı sonuçlar vermediği için “Johansen” yöntemi tercih edilmektedir.

### 1.11.2. Johansen Koentegrasyon Testi.

Johansen yöntemi, koentegrasyon vektörünün tahmini En Çok Olabilirlik yöntemi ile hesaplanan bir testtir. Johansen yöntemi temelinde Dickey-Fuller yönteminin genelleştirilmiş bir formudur.

Johansen çoklu koentegrasyon modelinde ilk olarak aşağıda görüldüğü gibi vektör otoregresif (VAR) model ele alınmaktadır.

$$X_t = \pi_1 X_{t-1} + \pi_2 X_{t-2} + \dots + \pi_k X_{t-k} + \mu + e_t \quad (1-67)$$

Durağan olmayan  $X$  değişkeninin ilk farkları alındığında,

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \pi X_{t-k} + \mu + e_t \quad (1-68)$$

Süreci elde edilmektedir. Formüldeki,

$$\Gamma_i = -I + \pi_1 + \dots + \pi_i \quad (1-69)$$

$$\pi = I - \pi_1 - \dots - \pi_k \quad t=1, \dots, t \quad (1-70)$$

ile ifade edilmektedir. Modelde;  $X_t$   $I(1)$ ’de entegre olan değişkenlerin  $(p \times 1)$  boyutlu vektörü,  $e_t$  hata terimi,  $\Gamma_i$   $(p \times p)$  boyutlu parametreler matrisidir.  $\pi$  ise gözlemlerin uzun dönem ilişkileri üzerine bilgi veren,  $\Gamma_i$  ile aynı boyutta  $(p \times p)$  boyutlu matristir.  $\pi$  matrisinin rankı, lineer ve durağan lineer değişkenlerin kombinasyon sayısıdır.  $X_t$ ’de yer alan tüm değişkenlerin durağan olduğunu matris rankının tam olması ifade etmektedir. Rankın ‘0’ olması halinde ise,  $X_t$  birinci farklar formunda bir vektör otoregresif (VAR) modele dönüşür. Bu oluşum modelde yer alan değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olmadığını bir göstergesidir.  $Rank(\pi) = r < p$  ise; durağan veya koentegre olan  $X_t$  değişkenleri arasında  $r$  sayısı



kadar lineer kombinasyon söz konusu olacaktır ve bu durumda  $\pi$  matrisi  $\pi = \alpha \cdot \beta'$  şeklinde yazılabilecektir.  $\alpha$  ve  $\beta$  matrisleri rankları ( $r$ ) olan ( $p \times r$ ) boyutlu matrislerdir.  $\alpha$  hata düzeltme parametrelerini içerir,  $\beta$  ise koentegre vektörler matrisidir.  $X_t$  tek başına 1. dereceden entegre  $I(1)$  olmasına rağmen  $\beta' X_t$  durağandır.  $\pi$  matrisinin rankı 1 ya da 1'den fazla ise 1 ya da daha fazla koentegre vektör olacağından bu durum uzun dönem ilişkisini ifade edecektir.

### 1.12. Hata Düzeltme (VECM) Modeli.

Zaman serisi değişkenleri arasında koentegrasyon söz konusu ise Granger'a göre değişkenler arasında en azından bir tek yönlü bir nedenselliğin olması gerekmektedir. Değişkenler arasındaki nedenselliğin hata düzeltme (VECM) modeli ile yapılması daha uygun olmaktadır. VECM modeli değişkenlerin uzun dönem dengesi ile değişkenler arasındaki kısa dönem dinamiklerin arasındaki ayrımı yapmada kullanılmaktadır. Modelin avantajları ve dezavantajları bulunmaktadır. Modelin avantajı, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki kıyaslama sonucunda sahte regresyona yer vermeden verinin kısa ve uzun dönem bilgisini kullanabilmesidir. Hata düzeltme modeli,

$$\Delta X_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \psi_i \Delta Z_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + e_t \quad (1-71)$$

şeklinde gösterilmektedir. Modeldeki  $\lambda$ , değişkenlerin uzun vadede denge noktasına gelmelerini sağlayan hata düzeltme değeridir.  $\lambda$  parametresinin modele ilave edilmesi hata düzeltme modelinin standart Granger nedensellik analizinden farklılığını ifade etmektedir.

$\lambda$  parametresinin dengeden uzaklaşma durumu varsa istatistiksel olarak anlamlı olacaktır. Parametrenin büyüklüğüne göre uzun dönemde denge değerine yaklaşma hızı belirlenmektedir. Parametrenin negatif ve anlamlı olması beklenir. Hata düzeltme parametre katsayısı (-) olsa bile anlamsız ise bu durumda değişkenler arasındaki dinamiklerin anlamlılığı yeteri kadar yansıtılmamaktadır. Katsayı (+) ise uzun dönem denge değerinden sapma olduğunda tekrar dengeye gelinemeyecektir. Çünkü hata düzeltme katsayısının büyüklüğüne göre dengeden sapmalar düzeltilecektir.

$\beta_i, \gamma_i$  ve  $\psi_i$  değerleri bağımlı değişken üzerindeki etkiyi gösteren kısa dönem parametreleridir.  $\beta_i, \gamma_i$  ve  $\psi_i$ 'nin tamamında F istatistiğinin anlamlı olması ya da hata

düzeltilme katsayısının  $t$  istatistiğinin  $h$ e anlamlı olması nedenselliğın varlığını ortaya koymaktadır.

### 1.13. Vektör Otoregresif (VAR) Model.

Zaman serisi deęişkenleri arasında koentegrasyon yoksa seri vektör otoregresif (VAR) model ile ifade edilmektedir. Vektör otoregresif (VAR) modeli,

$$Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^m \alpha_2 Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \alpha_3 X_{t-j} + e_{1t} \quad (1-72)$$

$$X_t = \beta_1 + \sum_{i=1}^p \beta_2 Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_3 X_{t-j} + e_{2t} \quad (1-73)$$

şeklinde gösterilmektedir. VAR modeli eşanlı denklem sistemlerine benzemektedir. Eşanlı denklem sistemlerinde deęişkenlerin bazıları açıklayıcı yani bağımsız olurken bazı deęişkenlerde açıklayıcı deęişkenler tarafından açıklanan bağımlı deęişken olmaktadır. Bu denklem sistemlerinde bağımsız deęişkenlerin deęerleri önceden bilinmektedir. Fakat gerçek bir eşanlılık deęişkenler arasında söz konusu ise içsel ve dışsal deęişkenler arasında bir ayırım yapılmaması gerektiğini söyleyen Sims (1980) buradan hareketle VAR modelini ileri sürmüştür (Sims, 1980).

VAR modelleri eşanlı denklem sistemlerinden deęişkenlerin tümü içsel olduęu için farklıdır. VAR modelinde zaman serilerinin durağanlığının önemli olduęunu Pagan (1987) söylemiştir. Fakat bu durumu sağlamak için fark alınmasının bilgi kaybına sebep olacağı tartışma konusudur. Birim kökün var olması durumunda dahi fark alınmasına karşı Sims (1980) görüş belirtmiştir. Sims VAR modelinin amacının parametreleri tahmin etmek olmadığını deęişkenlerin arasındaki bağlantıların ortaya çıkartılması olduęunu söylemiştir.

VAR yöntemin önemli bir özellięi hata terimleri üzerinde deęişkenlerin beklenmeyen şoklarının belirlenmesidir. Deęişkenlerin birbirini etkileme seviyeleri varyans ayrıştırma yöntemiyle bulunmaktadır.

### 1.14. Koentegrasyona Sınır Testi Yaklaşımı.

Sınır testi yaklaşımı zaman serileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin araştırılmasında kullanılmaktadır. Bu yaklaşım Pesaran, Shin ve Smith tarafından öne sürülmüştür (Pesaran, Shin ve Smith, 2001).

Sınır testi yaklaşımı, hata düzeltme modelinin (VECM) tahminlerine dayanmaktadır. Model aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta t + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta X_{t-i} + \phi Y_{t-1} + \eta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1-74)$$

Modelde  $Y$ , bağımlı  $X$ , bağımsız değişkenlerdir. Modele deterministik trend ( $t$ ) ilave edilmiştir. Sınır testinin yaklaşımının ilk aşamasında yukarıdaki denklem tahmin edilmektedir. Daha sonra  $Y_{t-1}$  ve  $X_{t-1}$  değişkenlerine ait katsayıların anlamlılığı F testi ile araştırılmaktadır.  $H_0 : \phi = \eta = 0$  hipotezi iki değişkenin uzun vadede ilişkili olmadığını göstermektedir.  $H_1 : \phi \neq 0, \eta \neq 0$  hipotezi ise değişkenler arasında uzun vadeli bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Pesaran, Shin ve Smith tarafından hesaplanmış kritik değerler ile hesaplanan F istatistiği karşılaştırılmaktadır.

Sınır testinin Engle-Granger ve Johansen koentegrasyon yöntemlerine göre birçok avantajı bulunmaktadır. Bu avantajlar şunlardır;

1. Sınır testi yaklaşımı, söz konusu değişkenlerin bütünleşme seviyeleri hakkında bir ön bilgi sahibi olmayı gerektirmemektedir. Bu yöntem, değişkenlerin düzeyden  $I(0)$  ya da ilk farkı alındığında  $I(1)$  durağan olup olmadığından emin olunmasa dahi uygulanabilmektedir.
2. Sınır testi yaklaşımı küçük örneklerde kullanılabilir.
3. Sınır testi ile, tahmin edilmiş uzun dönem parametrelerinde görünen dışsallık problemlerinden kaçınılmaktadır.
4. Modelde uzun ve kısa dönem parametreleri tahmin edilebilmektedir.

#### **1.14.1. Toda – Yamamoto Nedensellik Analizi Yaklaşımı.**

Zaman serisi değişkenleri arasındaki ilişkiyi Toda ve Yamamoto (1995) ileri sürmüştür. İlişki wald istatistiği ile araştırılmaktadır (Toda ve Yamamoto, 1995). Sınır testi yaklaşımı gibi bu testte, modeldeki değişkenlerin durağanlık özelliklerine bakılmaksızın uygulanabilmektedir. Ayrıca modelde yer alan değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisinin olup olmamasında da ilişkiye bakılabilmektedir.

Toda ve Yamamoto yöntemi değişkenlerin düzey değerleriyle oluşturulmuş bir Vektör Otoregresif (VAR) model yaklaşımına dayanmaktadır. Düzey değerlerin dikkate

alınmasının sebebi; değişkenlerin bütünleşme derecelerinin yanlış belirlenmesinden doğabilecek sorunların minimize edilmesidir.

Toda ve Yamamoto yaklaşımı,

$$Y_t = \alpha_0 + \vartheta_1 t + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{\max}} \alpha_{2j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \phi_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{\max}} \phi_{2j} X_{t-j} + \lambda_{1t} \quad (1-75)$$

$$X_t = \beta_0 + \zeta t + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{\max}} \beta_{2j} X_{t-j} + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{\max}} \delta_{2j} Y_{t-j} + \lambda_{2t} \quad (1-76)$$

şeklinde ifade edilen VAR modelini temel alarak uygulanmaktadır. Modelde yer alan  $k$ ; VAR modelindeki uygun gecikme sayısını göstermektedir.  $d_{\max}$ , modeli oluşturan değişkenlerin en yüksek bütünleşme derecesini göstermektedir. Bu yöntemde en önemli nokta, modelin ve  $d_{\max}$  bütünleşme derecesinin doğru belirlenmesidir. Birinci denklemde yer alan  $\phi_{1i}$  parametresi 0'dan farklı ( $\phi_{1i} \neq 0$ ) ise X değişkeni, Y değişkeninin nedenidir. İkinci denklemde bulunan  $\delta_{1i}$  parametresi 0'dan farklı ( $\delta_{1i} \neq 0$ ) ise Y değişkeni X değişkeninin nedeni olmaktadır.

#### 1.14.2. Granger Nedensellik Testi.

İki AR modeli zaman serisi yardımıyla değişkenlerin nedenselliğinin test edilebilirliği Granger (1969) tarafından gösterilmiştir. Testin uygulanabilmesi iki değişkenin de durağan ve stokastik olmasına bağlıdır.

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^r b_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad t=1,2,\dots,T \quad (1-74)$$

Modeldeki  $a$ , sabit;  $b_i$ ,  $Y_t$ 'nin önceki dönem katsayısı;  $c_j$ ,  $X_t$ 'nin önceki dönem katsayısı ve  $\varepsilon_t$  ise beyaz gürültü sürecine sahip hata terimi olarak tanımlanmaktadır (Granger, 1969).

## 2. GEREÇ VE YÖNTEM

Çalışmada kullanılan veriler, Haseki eğitim ve Araştırma Hastanesi Kardiyoloji Polikliniğine tansiyon ve kalp çarpıntısı şikayeti ile başvuru yapan hastalara takılan ve kayıt altına alınan 24 saatlik ritim ve tansiyon holter sonuçlarından elde edilmiştir. Hastane kayıtlarından 450 adet dosya taranmış kriterlere uygun 125 erkek ve 125 kadın olmak üzere 250 tane dosyadan veriler elde edilmiştir. Kriterlere uyan dosyalardan hastalara ait kalp atım hızları (KAH), sistolik kan basıncı (SKB) ve diastolik kan basıncı (DKB) değişkenleri kayıt edilmiştir. Tezin amacına uygun olarak elde edilen ve kullanılan değişkenlere ilişkin tanımlamalar aşağıda özetlenmiştir.

1. Kalp atım hızı: Kanın sol karıncıktan büyük atardamarlara pompalanması esnasında, uç noktalardaki atardamarlarda oluşturduğu dalgalanmadır.
2. Sistolik tansiyon: Kalp kasıldığı zaman kalpten damarlara doğru atılan kanın damar duvarında yaptığı basınçtır.
3. Diastolik tansiyon: Kalp gevşediğinde hala damar duvarında mevcut olan basınçtır.

Veriler ortalama, standart sapma, medyan, minimum, maksimum, yüzde ve sayı olarak sunuldu. Sürekli değişkenlerin normal dağılımına Kolmogorov-Smirnov (Lilliefors düzeltmeli) testi ile bakıldı. İki bağımsız grup arasındaki kıyaslamalarda normal dağılım şartı sağlandığı durumda t testi (Independent Samples t test), sağlanmadığı durumda Mann Whitney U testi kullanıldı. Bu analizler IBM SPSS 20 istatistik analiz programı ile yapıldı. KAH, SKB ve DKB değişkenlerinin durağanlığı ADF ve PP analizleri kullanılarak hesaplanmıştır. Durağan olmayan değişkenler farkları alınarak durağan hale getirilmişlerdir. Oluşturulan modelin Otokorelasyonu LM testi ile Heteroskedasticity (değişen varyans) White testi ile incelenmiştir. Değişkenlerin aynı dereceden bütünleşik seriler olduğu belirlendikten sonra koentegrasyon sınaması Engle Granger ve Johansen yöntemleri kullanılarak araştırılmıştır. Değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisininin bulunmasından sonra Vektör Otoregresif modeli tahmin edilmiş ve Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Bu analizler EViews 8 istatistik analiz programı ile yapıldı. İstatistiksel anlamlılık  $p < 0,05$  olarak alınmıştır.

### 3. BULGULAR

Çalışmamızdaki veriler aşağıda özetlenmiştir.

**Tablo 3-1 Verilerin tanımlayıcı istatistikleri**

		ERKEK (N:125 t:24)			KADIN (N:125 t:24)		
		KAH	SKB	DKB	KAH	SKB	DKB
Ortalama		76,14	125,17	77,10	74,65	132,23	80,45
Ortalama'nın %95 güven aralığı	Alt Sınır	73,36	123,16	75,29	71,70	130,17	78,65
	Üst Sınır	78,93	127,19	78,91	77,60	134,30	82,25
Standart Sapma		6,59	4,77	4,29	6,98	4,90	4,27
Medyan		78,53	126,72	78,60	76,77	134,34	81,55
Minimum		65,86	116,15	68,50	63,70	122,87	73,16
Maksimum		85,70	131,70	83,81	83,45	137,66	87,76
Aralık		19,84	15,55	15,31	19,75	14,79	14,60
IQR		12,68	8,77	6,85	14,15	9,09	7,65
Skewness		-0,27	-0,69	-0,62	-0,38	-0,64	-0,40
Kurtosis		-1,41	-0,85	-0,76	-1,45	-1,18	-1,09

**Tablo 3-2 Cinsiyete göre KAH, SKB ve DKB değişkenlerinin karşılaştırılması**

	ERKEK (N:125 t:24)		KADIN (N:125 t:24)		Z	p
	Ort ± std	Medyan ± IQR	Ort ± std	Medyan ± IQR		
KAH	76,14 ± 6,59	78,53 ± 12,68	74,65 ± 6,98	76,77 ± 14,15	-0,969	0,332
SKB	125,17 ± 4,77	126,72 ± 8,77	132,23 ± 4,9	134,34 ± 9,09	-3,794	<0,001
DKB	77,1 ± 4,29	78,6 ± 6,85	80,45 ± 4,27	81,55 ± 7,65	-2,608	0,009

Z: Mann Whitney U Test İstatistik Değeri

Tabloda görüldüğü gibi erkek ve kadın hastalar arasında KAH ( $p=0,332$ ) değişkeni için istatistiksel olarak anlamlı fark bulunmazken, SKB ( $p<0,001$ ) ve DKB ( $p=0,009$ ) değişkenleri için cinsiyet açısından istatistiksel olarak anlamlı fark bulunmuştur.

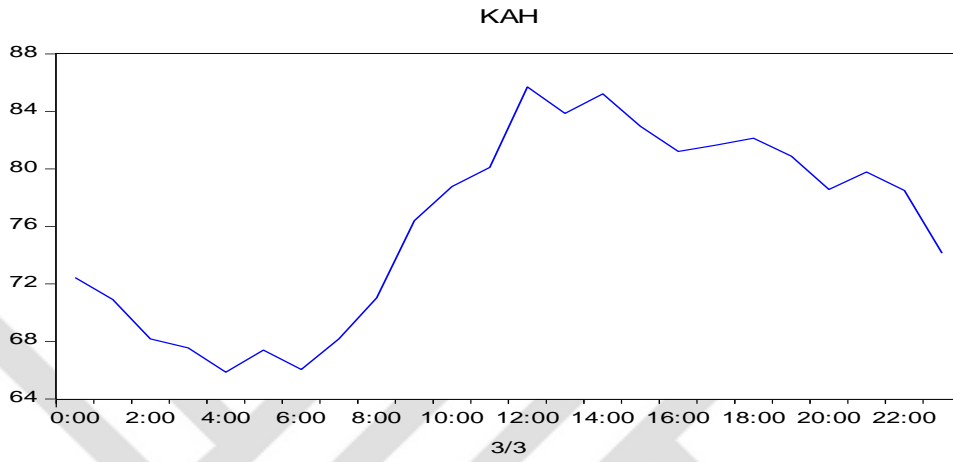
Cinsiyete göre değişkenler arasında fark bulunduğundan, çalışmamızda her bir cinsiyetin sahip olduğu eğilimin ayrı ayrı incelenmesi için, kadın ve erkek verileri farklı katmanlar olarak alınıp, analizler yapılmıştır.

#### 3.1. Erkek hastalar için analiz sonuçları.

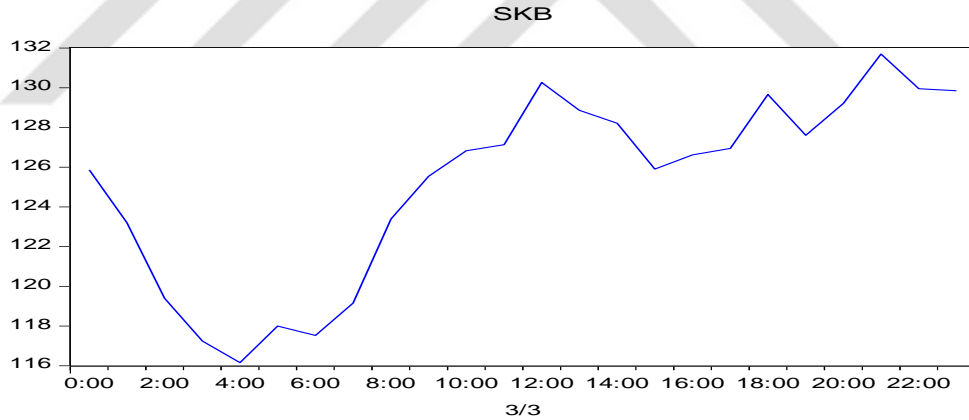
##### 3.1.1. Erkek hastaların verileri arasındaki ilişkinin incelenmesi.

125 erkek hastadan elde edilmiş KAH ile SKB ve DKB arasındaki ilişki hem Engle-Granger hem de Johansen koentegrasyon testleri kullanılarak incelenmiştir. Koentegrasyon testlerini uygulamadan önce ele alınan serilerin aynı dereceden farkları

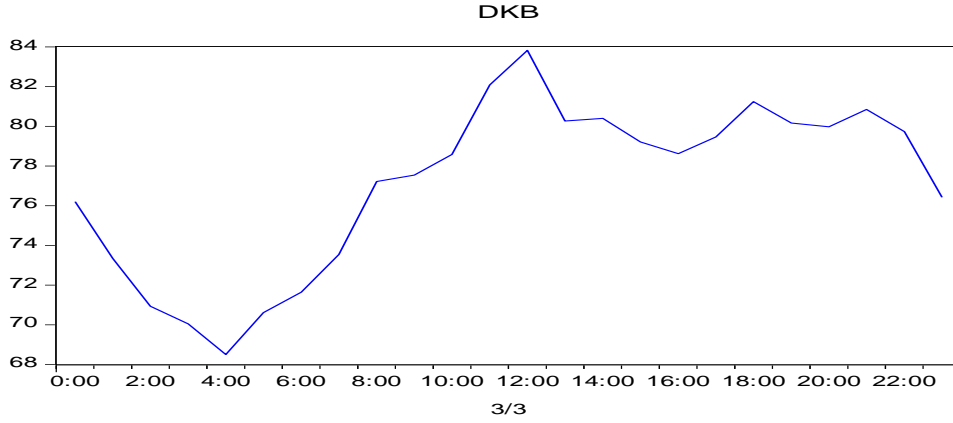
alındığında durağan hale gelmiş olması gerekmektedir. Çünkü serilerin bütünleşme dereceleri aynı olmalıdır. Gerekli olan bu koşulun sağlanıp sağlanmadığını göstermek için serilere ADF ve PP birim kök testleri uygulanacaktır. Bunu yaparken serilerin göstermiş oldukları özellikleri görmek açısından öncelikle grafikler incelenecektir. Ele alınan serilerin ayrı ayrı ve birlikte çizilmiş grafikleri aşağıdaki gibidir.



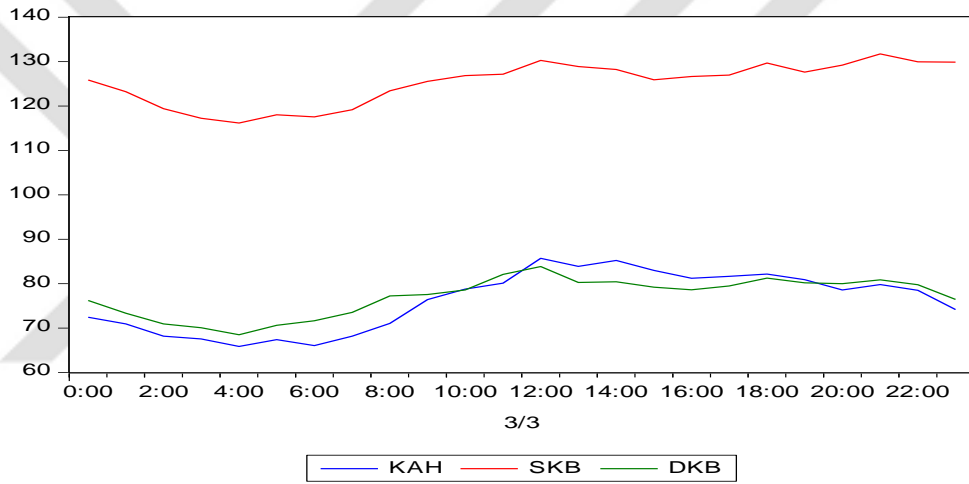
**Şekil 3-1 Erkek KAH grafiği.**



**Şekil 3-2 Erkek SKB grafiği.**



**Şekil 3-3 Erkek DKB grafiği.**



**Şekil 3-4 Erkek hastaların KAH ile SKB ve DKB grafiği.**

Grafiklere dikkatlice bakıldığında serilerin durağan olmayan özellikler gösterdikleri ve birlikte paralel hareket ettikleri görülmektedir. Analizlere geçmeden önceki beklentimiz serilerin düzeyde birim köklü oldukları ve uzun dönemde ilişkili olduklarıdır. Bu durumu ortaya koymak için birim kök testleri yapılmalıdır. Serilerin birim kök test sonuçları aşağıda verilmiştir.

### 3.1.2. Erkek hastaların verilerinin birim kök test sonuçları.

Serilerin grafiklerine bakıldığında sabitli ve trendli denklemlerin ele alınması gerektiği anlaşılmaktadır. Seri 24 saatlik bir zaman serisi olduğundan maksimum 5 gecikme verilmiş ve uygun gecikme Schwarz kriterine göre seçilmiştir. Durağanlık için ADF ve PP testlerinden elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir.



### 3.1.2.1. Erkek KAH'nın birim kök analizi sonucu.

**Tablo 3-3 Erkek KAH'nın ADF birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.942042	0.7557
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

**Tablo 3-4 Erkek KAH'nın PP birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Phillips-Perron test statistic	-1.149779	0.6776
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

Tablolardaki sonuçlara bakıldığında KAH serisinin ADF ve PP birim kök test olasılıklarına bakılarak  $p > 0,05$  olduğu için birim köklü olduğu görülmektedir. Bu sebeple serinin ilk farkı alınarak test tekrardan uygulanmıştır. İlk fark serisi için trend etkisi ortadan kalktığından dolayı sabitli birim kök denklemi kullanılmıştır. ADF ve PP birim kök testi ilk farkı alınmış KAH için aşağıda gösterilmiştir.

**Tablo 3-5 Erkek KAH'nın ilk farkının ADF birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.083441	0.0427
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

**Tablo 3-6 Erkek KAH'nın ilk farkının PP birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Phillips-Perron test statistic	-3.094219	0.0418
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

Tablolara bakıldığında KAH değişkeninin ilk farkı alınmış durumunda ADF ve PP testi uygulanmıştır. KAH'nın ilk farkı alındığında test sonuçlarına göre  $p < 0,05$  olduğundan seri durağan hale gelmiştir.

### 3.1.2.2. Erkek SKB'nın birim kök analizi sonucu.

**Tablo 3-7 Erkek SKB'nın ADF birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.801819	0.7997
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

**Tablo 3-8 Erkek SKB'nın PP birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Phillips-Perron test statistic	-1.088982	0.7021
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

Tablolardaki sonuçlara bakıldığında SKB serisinin ADF ve PP birim kök test olasılıklarına bakılarak  $p > 0,05$  olduğu için birim köklü olduğu görülmektedir. Bu sebeple serinin ilk farkı alınarak test tekrardan uygulanmıştır. İlk fark serisi için trend etkisi ortadan kalktığından dolayı sabitli birim kök denklemi kullanılmıştır. ADF ve PP birim kök testi ilk farkı alınmış SKB için aşağıda gösterilmiştir.

**Tablo 3-9 Erkek SKB'nın ilk farkının ADF birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.648141	0.0130
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

**Tablo 3-10 Erkek SKB'nın ilk farkının PP birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Phillips-Perron test statistic	-3.648141	0.0130
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

Tablolara bakıldığında SKB değişkeninin ilk farkı alınmış durumunda ADF ve PP testi uygulanmıştır. SKB'nın ilk farkı alındığında test sonuçlarına göre  $p < 0,05$  olduğundan seri durağan hale gelmiştir.

### 3.1.2.3. Erkek DKB'nın birim kök analizi sonucu.

**Tablo 3-11 Erkek DKB'nın ADF birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.083532	0.7042
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

**Tablo 3-12 Erkek DKB'nın PP birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Phillips-Perron test statistic	-1.301739	0.6108
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

Tablolardaki sonuçlara bakıldığında DKB serisinin ADF ve PP birim kök test olasılıklarına bakılarak  $p > 0,05$  olduğu için birim köklü olduğu görülmektedir. Bu sebeple serinin ilk farkı alınarak test tekrardan uygulanmıştır. İlk fark serisi için trend etkisi ortadan kalktığından dolayı sabitli birim kök denklemi kullanılmıştır. ADF ve PP birim kök testi ilk farkı alınmış DKB için aşağıda gösterilmiştir.

**Tablo 3-13 Erkek DKB'nın ilk farkının ADF birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.145485	0.0377
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

**Tablo 3-14 Erkek DKB'nın ilk farkının PP birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Phillips-Perron test statistic	-3.075324	0.0434
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

Tablolara bakıldığında DKB değişkeninin ilk farkı alınmış durumunda ADF ve PP testi uygulanmıştır. DKB'nın ilk farkı alındığında test sonuçlarına göre  $p < 0,05$  olduğundan seri durağan hale gelmiştir.

### 3.1.3. Erkek hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin incelenmesi.

**Tablo 3-15 Erkek hastaların verileri arasındaki ilişki modeli.**

Bağımlı değişken: KAH				
Değişken	Coefficient	Std. Error	t	p
SKB	0.056302	0.280365	0.200815	0.8428
DKB	1.373805	0.311461	4.410839	0.0002
C	-36.82009	15.98650	-2.303200	0.0316
R-squared	0.869449	Mean dependent var		76.14542
Adjusted R-squared	0.857016	S.D. dependent var		6.585765
S.E. of regression	2.490294	Akaike info criterion		4.779147
Sum squared resid	130.2328	Schwarz criterion		4.926404
Log likelihood	-54.34977	Hannan-Quinn criter.		4.818214
F-statistic	69.92834	Durbin-Watson stat		0.701128
Prob(F-statistic)	0.000000			

### 3.1.4. Erkek hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin otokorelasyon incelenmesi.

**Tablo 3-16 Erkek hastaların verileri arasındaki ilişki modeli.**

Bağımlı değişken: KAH				
Değişken	Coefficient	Std. Error	t	p
SKB	0.056302	0.280365	0.200815	0.8428
DKB	1.373805	0.311461	4.410839	0.0002
C	-36.82009	15.98650	-2.303200	0.0316
R-squared	0.869449	Mean dependent var		76.14542
Adjusted R-squared	0.857016	S.D. dependent var		6.585765
S.E. of regression	2.490294	Akaike info criterion		4.779147
Sum squared resid	130.2328	Schwarz criterion		4.926404
Log likelihood	-54.34977	Hannan-Quinn criter.		4.818214
F-statistic	69.92834	Durbin-Watson stat		0.701128
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo incelendiğinde Durbin-Watson bilgi kriterine bakıldığında pozitif (+) bir otokorelasyon olduğu görülmektedir.

### 3.1.5. Erkek hastaların verileri arasındaki otokorelasyonun LM testi ile incelenmesi.

#### 3.1.5.1. LM(1) testi sonucu.

**Tablo 3-17 Erkek hastaların verileri arasındaki otokorelasyonun LM(1) testi.**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	13.46927	Prob. F(1,20)	0.0015
Obs*R-squared	9.658487	Prob. Chi-Square(1)	0.0019

### 3.1.5.2. LM(2) testi sonucu.

**Tablo 3-18 Erkek hastaların verileri arasındaki otokorelasyonun LM(2) testi.**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	6.818456	Prob. F(2,19)	0.0059
Obs*R-squared	10.02809	Prob. Chi-Square(2)	0.0066

### 3.1.5.3. LM(3) testi sonucu.

**Tablo 3-19 Erkek hastaların verileri arasındaki otokorelasyonun LM(3) testi.**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	4.361889	Prob. F(3,18)	0.0178
Obs*R-squared	10.10292	Prob. Chi-Square(3)	0.0177

LM testi sonuçlarına bakıldığında 1 gecikmeli durumda bile  $p < 0,05$  olduğundan otokorelasyon olduğu görülmektedir. Otokorelasyon sorununu ortadan kaldırmak için Newey-West testi kullanılmıştır. Newey-West testi sonucu aşağıda gösterilmiştir.

### 3.1.6. Erkek hastaların verileri arasındaki otokorelasyon Newey-West testi.

**Tablo 3-20 Erkek hastaların verileri arasındaki otokorelasyon Newey-West düzeltme testi.**

Bağımlı değişken: KAH				
Değişken	Coefficient	Std. Error	t	p
SKB	0.056302	0.348138	0.161722	0.8731
DKB	1.373805	0.363996	3.774233	0.0011
C	-36.82009	19.74065	-1.865191	0.0762
R-squared	0.869449	Mean dependent var		76.14542
Adjusted R-squared	0.857016	S.D. dependent var		6.585765
S.E. of regression	2.490294	Akaike info criterion		4.779147
Sum squared resid	130.2328	Schwarz criterion		4.926404
Log likelihood	-54.34977	Hannan-Quinn criter.		4.818214
F-statistic	69.92834	Durbin-Watson stat		0.701128
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		68.07441
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

### 3.1.7. Erkek hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin Heteroskedasticity (değişen varyans) incelenmesi.

**Tablo 3-21 Erkek hastaların verileri arasındaki ilişki modeli.**

Bağımlı değişken: KAH				
Değişken	Coefficient	Std. Error	t	p
SKB	0.056302	0.280365	0.200815	0.8428
DKB	1.373805	0.311461	4.410839	0.0002
C	-36.82009	15.98650	-2.303200	0.0316
R-squared	0.869449	Mean dependent var		76.14542
Adjusted R-squared	0.857016	S.D. dependent var		6.585765
S.E. of regression	2.490294	Akaike info criterion		4.779147
Sum squared resid	130.2328	Schwarz criterion		4.926404
Log likelihood	-54.34977	Hannan-Quinn criter.		4.818214
F-statistic	69.92834	Durbin-Watson stat		0.701128
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tablo 3-22 Erkek hastaların verileri arasındaki Heteroskedasticity White düzeltme testi.**

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	1.521049	Prob. F(5,18)	0.2327
Obs*R-squared	7.128456	Prob. Chi-Square(5)	0.2113
Scaled explained SS	4.044196	Prob. Chi-Square(5)	0.5431

White testi sonucuna göre modelimizde heteroskedasticity problemi bulunmamaktadır. Bu problemi ortadan kaldırmak için Newey-West testi kullanılmaktadır. Newey-West testi hem otokorelasyon hem de heteroskedasticity problemini aynı anda ortadan kaldırmaktadır. Modelimizin Newey-West düzeltmeli hali aşağıda tekrardan verilmiştir. Koentegrasyon ilişkisini bulmada bu test sonucunda elde edilmiş denklem kullanılacaktır.

**Tablo 3-23 Erkek hastaların verileri arasındaki otokorelasyon ve Heteroskedasticity Newey-west düzeltme testi.**

Bağımlı değişken: KAH				
Değişken	Coefficient	Std. Error	t	p
SKB	0.056302	0.348138	0.161722	0.8731
DKB	1.373805	0.363996	3.774233	0.0011
C	-36.82009	19.74065	-1.865191	0.0762
R-squared	0.869449	Mean dependent var		76.14542
Adjusted R-squared	0.857016	S.D. dependent var		6.585765
S.E. of regression	2.490294	Akaike info criterion		4.779147
Sum squared resid	130.2328	Schwarz criterion		4.926404
Log likelihood	-54.34977	Hannan-Quinn criter.		4.818214
F-statistic	69.92834	Durbin-Watson stat		0.701128
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		68.07441
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

### 3.1.8. Erkek hastaların verileri arasındaki koenteegrasyon ilişkisinin Engle-Granger koenteegrasyon testi ile incelenmesi.

Koenteegrasyon ilişkisi için serilerin aynı düzeyde durağan olması ön koşulun sağlanmasından sonra öncelikle Engle-Granger koenteegrasyon testi ile koenteegrasyon ilişkisi tespit edilmeye çalışılmıştır. Bu amaçla KAH bağımlı değişken, SKB VE DKB ise bağımsız değişken olarak kabul edilerek regresyon denklemi tahmin edilmiş ve sonuçlar aşağıda sunulmuştur.

**(KAH=X1\*SKB+X2\*DKB)** olduğu model.

**Tablo 3-24 Erkek hastaların verileri arasındaki Newey-west düzeltme modeli.**

Bağımlı değişken: D(KAH)				
Değişken	Coefficient	Std. Error	t	p
D(SKB)	0.410275	0.338943	1.210455	0.2402
D(DKB)	0.573361	0.314887	1.820848	0.0836
C	-0.002745	0.353709	-0.007761	0.9939
R-squared	0.561322	Mean dependent var		0.073913
Adjusted R-squared	0.517455	S.D. dependent var		2.523648
S.E. of regression	1.753064	Akaike info criterion		4.081715
Sum squared resid	61.46469	Schwarz criterion		4.229823
Log likelihood	-43.93973	Hannan-Quinn criter.		4.118964
F-statistic	12.79578	Durbin-Watson stat		1.825855
Prob(F-statistic)	0.000264	Wald F-statistic		28.10183
Prob(Wald F-statistic)	0.000002			

Yukarıdaki modelden elde edilen kalıntı serisinin birim kök testlerinden ADF testi ve PP testi uygulanarak incelenmiştir.

**Tablo 3-25 Newey-west düzeltme modelinden elde edilen artıkların ADF birim kök analizi.**

	t	p
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.158501	0.0042
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

**Tablo 3-26 Newey-west düzeltme modelinden elde edilen artıkların PP birim kök analizi.**

	t	p
Phillips-Perron test statistic	-4.204345	0.0038
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

Enger-Granger yönteminde regresyon modelinden elde edilen kalıntı serisinin tüm anlamlılık düzeylerine göre durağan olduğu ADF ve PP test sonuçlarında görülmektedir. Bu sonuç, erkeklerde KAH ile SKB ve DKB arasında bir koentegrasyon ilişkisinin mevcut olduğunu göstermektedir. Diğer bir ifade ile ele alınan bu serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini göstermektedir. Serilerin kısa dönem ilişkisi olmadığı tespit edilmiştir.

### **3.1.9. Erkek hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin Johansen koentegrasyon testi ile incelenmesi.**

Erkek hastaların KAH ile SKB ve DKB arasındaki koentegrasyon ilişkisi Engle-Granger testi gibi Johansen koentegrasyon testi ile de incelenmiştir. Bu testin en önemli aşaması Vektör Otoregresif (VAR) modeli tahmin etmektir. VAR modelinde öncelikle maksimum gecikme uzunluğu (24 saatlik seriler için maksimum 3 verilerek) tahmin edilir. Akaike ve Schwarz vb, Bilgi kriterleri kullanılarak en uygun gecikme uzunluğu bulunmaya çalışılmıştır.

Aşağıda VAR model oluşturulmuş ve uygun gecikme uzunluğu tahmin edilmiştir.



**Tablo 3-27 Erkek hastaların verileri arasındaki VAR modeli.**

Vector Autoregression Estimates			
	KAH	SKB	DKB
KAH(-1)	0.598316 (0.17290) [ 3.46055]	-0.205764 (0.15367) [-1.33901]	-0.013792 (0.16463) [-0.08378]
SKB(-1)	-0.898528 (0.28162) [-3.19057]	0.178398 (0.25030) [ 0.71273]	-0.614086 (0.26815) [-2.29005]
DKB(-1)	1.478986 (0.36893) [ 4.00881]	1.151361 (0.32790) [ 3.51127]	1.548336 (0.35129) [ 4.40754]
C	28.91342 (16.4521) [ 1.75743]	29.73302 (14.6224) [ 2.03338]	35.51132 (15.6654) [ 2.26686]
R-squared	0.926515	0.890608	0.844889
Adj. R-squared	0.914912	0.873336	0.820398
Sum sq. resids	72.25278	57.07578	65.50810
S.E. equation	1.950071	1.733202	1.856824
F-statistic	79.85243	51.56265	34.49760
Log likelihood	-45.79937	-43.08777	-44.67240
Akaike AIC	4.330380	4.094589	4.232383
Schwarz SC	4.527857	4.292066	4.429860
Mean dependent	76.30652	125.1435	77.13739
S.D. dependent	6.685248	4.869929	4.381418
Determinant resid covariance (dof adj.)		9.676284	
Determinant resid covariance		5.454889	
Log likelihood		-117.4166	
Akaike information criterion		11.25362	
Schwarz criterion		11.84605	

**Tablo 3-28 VAR modeli için uygun gecikme belirleme.**

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endojen Değişkenler: KAH SKB DKB						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-150.7379	NA	458.6495	14.64170	14.79092	14.67409
1	-107.5302	69.95525*	17.89155*	11.38383*	11.98070*	11.51337*
2	-101.2486	8.375542	24.74268	11.64272	12.68724	11.86941
3	-89.75975	12.03589	23.17773	11.40569	12.89786	11.72953

\* indicates lag order selected by the criterion

Yukarıdaki tabloya bakıldığı zaman minimum bilgi kriterleri değerlerinin yıldız (\*) işaretiyle belirtildiği görülmektedir. Schwarz kriteri en önemli kriterdir. Bu kriter

göre en uygun gecikme 1 olarak belirlenmiştir. Uygun gecikmeyi belirledikten sonra 1 gecikmeli VAR model tekrardan tahmin edilmektedir. Bunun sebebi en uygun VAR modelimizin 1 gecikmeli model olmasından kaynaklanmaktadır.

VAR modelinin birkaç alt tipi bulunmaktadır. Uygun gecikme uzunluğu bulunduktan sonra VAR modelinin tipi belirlenmiştir. Aşağıda uygun model tipi belirlenmiştir.

**Tablo 3-29 VAR modeli için uygun tip belirleme.**

KAH SKB DKB					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	0	1	2	2
Max-Eig	1	1	1	2	2
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank					
0	-121.9531	-121.9531	-121.6347	-121.6347	-115.9903
1	-111.4903	-110.3152	-110.0621	-104.8470	-101.0469
2	-110.6605	-107.1197	-106.8718	-94.45998	-92.02537
3	-110.4497	-106.6296	-106.6296	-91.35324	-91.35324
Akaike Information Criteria					
0	11.90483	11.90483	12.14861	12.14861	11.90821
1	11.49912	11.48320	11.64201	11.25882	11.09517
2	11.96913	11.82906	11.89743	10.95091	10.82049*
3	12.49543	12.42088	12.42088	11.30484	11.30484
Schwarz Criteria					
0	12.35116	12.35116	12.74372	12.74372	12.65210
1	12.24301	12.27668	12.53468	12.20108	12.13662*
2	13.01058	12.96970	13.08766	12.24032	12.15949
3	13.83444	13.90866	13.90866	12.94140	12.94140

Yukarıdaki tabloya bakıldığında Akaike ve Schwarz göre en uygun model tipi quadratic intercept trend tipi olduğu görülmektedir. Uygun model tipi belirlendikten sonra VAR modelimiz oluşturularak Johansen koentegrasyon yöntemi ile serilerdeki ilişki belirlenmiş ve aşağıdaki tabloda gösterilmiştir.

**Tablo 3-30 Erkek hastaların verileri arasındaki en uygun VAR modeli.**

KAH SKB DKB Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	p**
None *	0.742952	49.27410	35.01090	0.0008
At most 1 *	0.559628	19.38724	18.39771	0.0363
At most 2	0.059274	1.344266	3.841466	0.2463
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	p**
None *	0.742952	29.88685	24.25202	0.0081
At most 1 *	0.559628	18.04298	17.14769	0.0370
At most 2	0.059274	1.344266	3.841466	0.2463
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Johansen koentegrasyon testi için öncelikle Trace (İz) istatistik sonucu incelenmiştir. İz istatistiği sonucuna göre p değerleri none: 0,0008, at most: 0,0363 istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç bize erkek hastaların KAH ile SKB ve DKB arasında koentegrasyon ilişkisi olduğunu göstermektedir. Maksimum özdeğer (Max-Eigen) istatistiği p değerleri none: 0,0081, at most: 0,0370 istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Maksimum özdeğer istatistiğine göre de erkek hastaların KAH ile SKB ve DKB arasında koentegrasyon ilişkisi olduğu görülmektedir.

Zaman serilerinde koentegrasyon ilişkisi mevcut ise bu ilişkinin yönünü belirlemek için nedensellik testi hata düzeltme modeli üzerinden uygulanmaktadır. Tahmin edilen hata düzeltme modelinden sonra Granger nedensellik testi sonuçları incelenmektedir.

**3.1.10. Erkek hastaların verileri arasında koentegrasyon ilişkisinin bulunmasından sonra Hata düzeltme modelinin (VECM) tahmin edilmesi ve Granger nedensellik testinin uygulanması.**

Hata düzeltme modeli aşağıda gösterilmiştir.

**Tablo 3-31 VECM modeli.**

Vector Error Correction Estimates			
Cointegrating Eq:	CointEq1		
KAH(-1)	1.000000		
SKB(-1)	1.823012		
	(0.40184)		
	[ 4.53664]		
DKB(-1)	-3.506234		
	(0.43348)		
	[-8.08858]		
C	-33.57703		
Error Correction:	D(KAH)	D(SKB)	D(DKB)
CointEq1	-0.509422	-0.404699	-0.079411
	(0.18364)	(0.15574)	(0.18260)
	[-2.77402]	[-2.59860]	[-0.43488]
D(KAH(-1))	-0.227368	-0.304307	-0.249898
	(0.27624)	(0.23427)	(0.27469)
	[-0.82307]	[-1.29896]	[-0.90976]
D(SKB(-1))	0.499266	0.217328	0.129638
	(0.38105)	(0.32315)	(0.37890)
	[ 1.31023]	[ 0.67252]	[ 0.34214]
D(DKB(-1))	-0.427841	-0.159148	0.280196
	(0.54456)	(0.46181)	(0.54148)
	[-0.78567]	[-0.34461]	[ 0.51746]
C	0.184824	0.371228	0.139776
	(0.43480)	(0.36873)	(0.43234)
	[ 0.42508]	[ 1.00677]	[ 0.32330]
R-squared	0.498363	0.452458	0.149755
Adj. R-squared	0.380330	0.323624	-0.050302
Sum sq. resids	68.95381	49.59143	68.17807
S.E. equation	2.013978	1.707965	2.002617
F-statistic	4.222258	3.511960	0.748560
Log likelihood	-43.78299	-40.15718	-43.65853
Akaike AIC	4.434817	4.105198	4.423503
Schwarz SC	4.682781	4.353162	4.671467
Mean dependent	0.146364	0.302273	0.140000
S.D. dependent	2.558436	2.076753	1.954073
Determinant resid covariance (dof adj.)		9.635997	
Determinant resid covariance		4.446061	
Log likelihood		-110.0621	
Akaike information criterion		11.64201	
Schwarz criterion		12.53468	

Uygun VECM modelimize ilişkin elde edilen granger nedensellik testi sonucu aşağıda gösterilmiştir.

**Tablo 3-32 Granger nedensellik sonucu.**

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Bağımlı değişken: D(KAH)			
	Ki-Kare	df	p
D(SKB)	12.78838	2	0.0017
D(DKB)	9.555896	2	0.0084
All	14.34794	4	0.0063
Bağımlı değişken: D(SKB)			
	Ki-Kare	df	p
D(KAH)	2.656929	2	0.2649
D(DKB)	1.194488	2	0.5503
All	4.238053	4	0.3747
Bağımlı değişken: D(DKB)			
	Ki-Kare	df	p
D(KAH)	0.684889	2	0.7100
D(SKB)	4.131397	2	0.1267
All	5.729465	4	0.2203

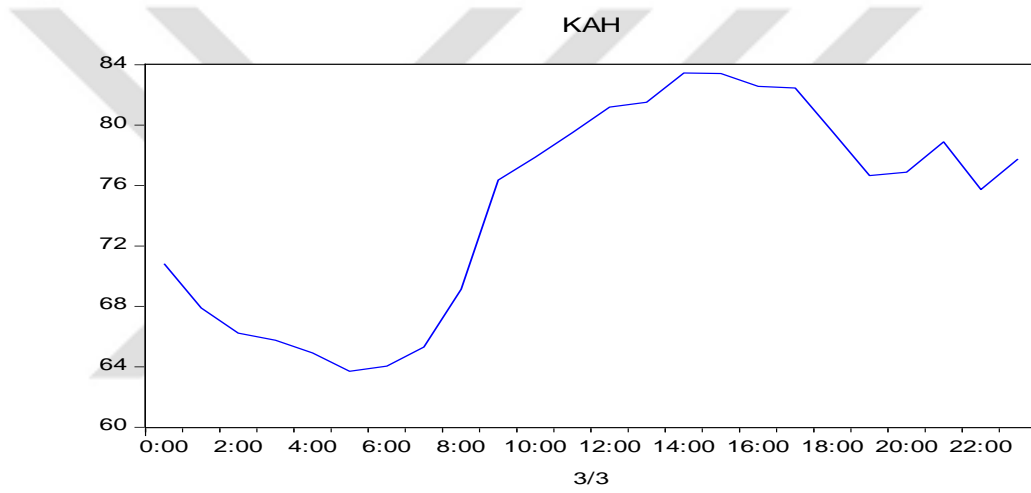
Tablodaki sonuçlara göre KAH ile SKB ve DKB arasında bir nedensellik bulunmaktadır. Çünkü p değerleri sırasıyla 0,0017 ve 0,0084 olarak bulunmuştur. Bu p değerleri bize “SKB ve DKB serilerinin KAH serisinin granger nedeni olmadığını” ifade eden  $H_0$  hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Bu sonuç bize SKB ve DKB’nın KAH’nın granger nedeni olduğunu yani tahmin edilmesinde kullanılabilir olduğunu göstermektedir. Diğer durumda DKB’nın SKB’nın granger nedeni olmadığı ( $p=0,553$ ), SKB’nın da DKB’nın granger nedeni olmadığı görülmektedir ( $p=0,126$ ). Aynı şekilde KAH hem SKB’nın hemde DKB’nın granger nedeni olmadığı görülmektedir ( $p=0,2649$ ;  $p=0,7100$ ).

Sonuç olarak, çalışmamızda erkek hastaların kalp atım hızları ile sistolik ve diastolik kan basınçları arasında tek yönlü bir nedenselliğin söz konusu olduğu ve bu nedenselliğin yönünün SKB ve DKB’dan KAH’na doğru olduğu görülmektedir.

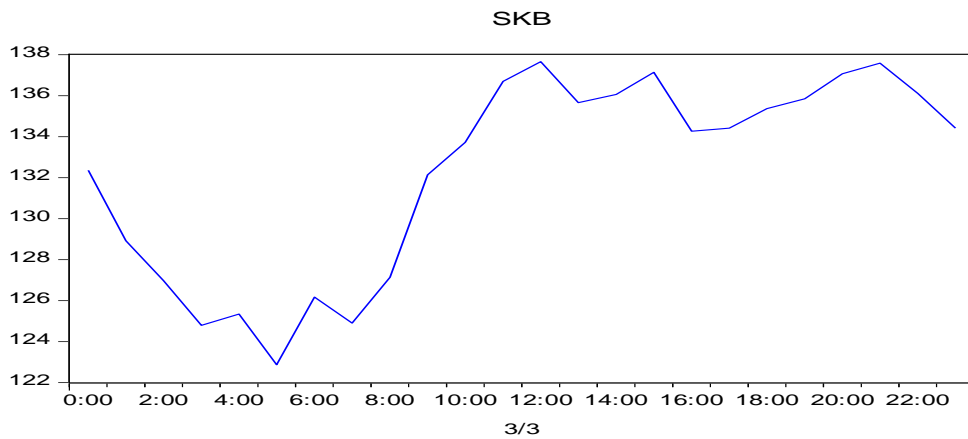
### 3.2. Kadın hastalar için analiz sonuçları.

#### 3.2.1. Kadın hastaların verileri arasındaki ilişkinin incelenmesi.

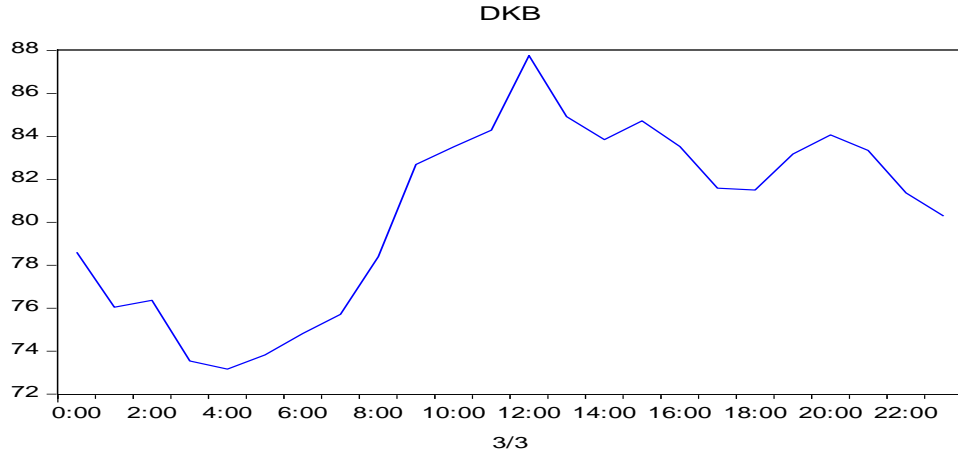
125 kadın hastadan elde edilmiş KAH ile SKB ve DKB arasındaki ilişki, hem Engle-Granger hem de Johansen koentegrasyon testleri kullanılarak incelenmiştir. Koentegrasyon testlerini uygulamadan önce ele alınan serilerin aynı dereceden farkları alındığında durağan hale gelmiş olması gerekmektedir. Çünkü bu serilerin bütünleşme dereceleri aynı olmalıdır. Gerekli olan bu koşulun sağlanıp sağlanmadığını anlamak için serilere ADF ve PP birim kök testleri uygulanacaktır. Bunu yaparken serilerin göstermiş oldukları özellikleri görmek açısından öncelikle grafikleri incelenecektir. Ele alınan serilerin ayrı ayrı ve birlikte çizilmiş grafikleri aşağıdaki gibidir.



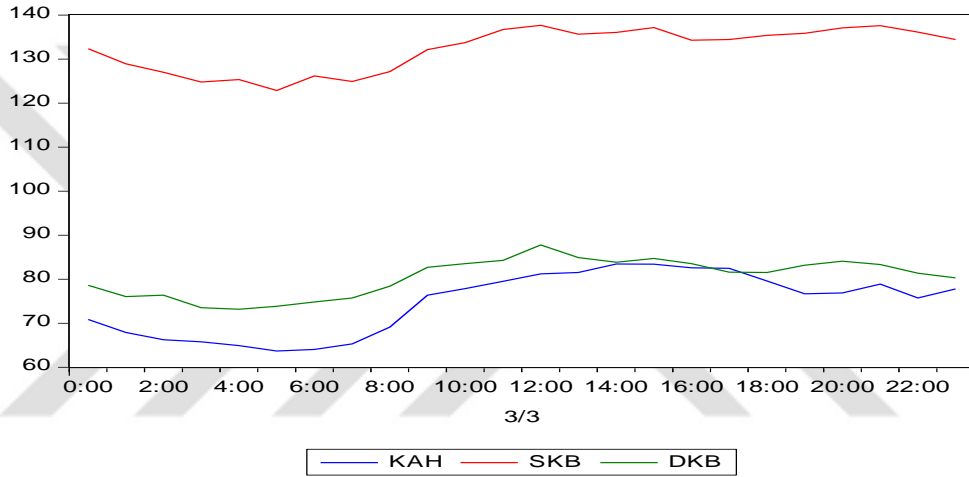
Şekil 3-5 Kadın KAH grafiği.



Şekil 3-6 Kadın SKB grafiği.



**Şekil 3-7 Kadın DKB grafiği.**



**Şekil 3-8 Kadın hastaların KAH, SKB VE DKB grafiği.**

Grafiklere dikkatlice bakıldığında serilerin durağan olmayan özellikler gösterdikleri ve birlikte paralel hareket ettikleri görülmektedir. Analizlere geçmeden önceki beklentimiz serilerin düzeyde birim köklü oldukları ve uzun dönemde ilişkili olduklarıdır. Bu durumu ortaya koymak için birim kök testlerinin uygulanması gerekmektedir. Serilerin birim kök test sonuçları aşağıda verilmiştir.

### 3.2.2. Kadın hastaların verilerinin birim kök test sonuçları.

Serilerin grafiklerine bakıldığında sabitli ve trendli denklemlerin ele alınması gerektiği anlaşılmaktadır. Seri 24 saatlik bir zaman serisi olduğundan maksimum 5 gecikme verilmiş ve uygun gecikme Schwarz'a göre belirlenmiştir. ADF ve PP testlerinden elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir.

### 3.2.2.1. Kadın KAH'nın birim kök analizi sonucu.

**Tablo 3-33 Kadın KAH'nın ADF birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.820729	0.7942
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

**Tablo 3-34 Kadın KAH'nın PP birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Phillips-Perron test statistic	-1.057436	0.7143
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

Tablolardaki sonuçlara bakıldığında KAH serisinin ADF ve PP birim kök test olasılıklarına bakılarak  $p > 0,05$  olduğu için birim köklü olduğu görülmektedir. Bu sebeple serinin ilk farkı alınarak test tekrardan uygulanmıştır. İlk fark serisi için trend etkisi ortadan kalktığından dolayı sabitli birim kök denklemi kullanılmıştır. ADF ve PP birim kök testi ilk farkı alınmış KAH aşağıda gösterilmiştir.

**Tablo 3-35 Kadın KAH'nın ilk farkının ADF birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.026958	0.0478
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

**Tablo 3-36 Kadın KAH'nın ilk farkının PP birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Phillips-Perron test statistic	-3.026958	0.0478
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

Tablolara bakıldığında KAH'nın ilk farkı alınmış durumunda ADF ve PP testi uygulanmıştır. KAH'nın ilk farkı alındığında test sonuçları  $p < 0,05$  olduğundan seri durağan hale gelmiştir.



### 3.2.2.2. Kadın SKB'nın birim kök analizi sonucu.

**Tablo 3-37 Kadın SKB'nın ADF birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.968373	0.7467
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

**Tablo 3-38 Kadın SKB'nın PP birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Phillips-Perron test statistic	-1.185848	0.6624
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

Tablolardaki sonuçlara bakıldığında SKB serisinin ADF ve PP birim kök test olasılıklarına bakılarak  $p > 0,05$  olduğu için birim köklü olduğu görülmektedir. Bu sebeple serinin ilk farkı alınarak test tekrardan uygulanmıştır. İlk fark serisi için trend etkisi ortadan kalktığından dolayı sabitli birim kök denklemi kullanılmıştır. ADF ve PP birim kök testi ilk farkı alınmış SKB aşağıda gösterilmiştir.

**Tablo 3-39 Kadın SKB'nın ilk farkının ADF birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.980829	0.0063
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

**Tablo 3-40 Kadın SKB'nın ilk farkının PP birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Phillips-Perron test statistic	-3.964088	0.0065
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

Tablolara bakıldığında sistolik kan basıncının ilk farkı alınmış durumunda ADF ve PP testi uygulanmıştır. SKB'nın ilk farkı alındığında test sonuçlarına göre  $p < 0,05$  olduğundan seri durağan hale gelmiştir.

### 3.2.2.3. Kadın DKB'nın birim kök analizi sonucu.

**Tablo 3-41 Kadın DKB'nın ADF birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.079000	0.7060
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

**Tablo 3-42 Kadın DKB'nın PP birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Phillips-Perron test statistic	-1.263979	0.6280
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.752946	
5% level	-2.998064	
10% level	-2.638752	

Tablolardaki sonuçlara bakıldığında DKB serisinin ADF ve PP birim kök test olasılıklarına bakılarak  $p > 0,05$  olduğu için birim köklü olduğu görülmektedir. Bu sebeple serinin ilk farkı alınarak test tekrardan uygulanmıştır. İlk fark serisi için trend etkisi ortadan kalktığından dolayı sabitli birim kök denklemi kullanılmıştır. ADF ve PP birim kök testi ilk farkı alınmış DKB için aşağıda gösterilmiştir.

**Tablo 3-43 Kadın DKB'nın ilk farkının ADF birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.652805	0.0129
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

**Tablo 3-44 Kadın DKB'nın ilk farkının PP birim kök analizi sonucu.**

	t	p
Phillips-Perron test statistic	-3.628552	0.0136
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

### 3.2.3. Kadın hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin incelenmesi.

**Tablo 3-45 Kadın hastaların verileri arasındaki ilişki modeli.**

Bağımlı değişken: KAH				
Değişken	Coefficient	Std. Error	t	p
SKB	0.619846	0.293946	2.108707	0.0472
DKB	0.856786	0.338166	2.533624	0.0193
C	-76.24936	16.64091	-4.582041	0.0002
R-squared	0.885273	Mean dependent var		74.65292
Adjusted R-squared	0.874347	S.D. dependent var		6.983615
S.E. of regression	2.475521	Akaike info criterion		4.767248
Sum squared resid	128.6923	Schwarz criterion		4.914504
Log likelihood	-54.20697	Hannan-Quinn criter.		4.806315
F-statistic	81.02192	Durbin-Watson stat		0.887815
Prob(F-statistic)	0.000000			

### 3.2.4. Kadın hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin otokorelasyon incelenmesi.

**Tablo 3-46 Kadın hastaların verileri arasındaki ilişki modeli.**

Bağımlı değişken: KAH				
Değişken	Coefficient	Std. Error	t	p
SKB	0.619846	0.293946	2.108707	0.0472
DKB	0.856786	0.338166	2.533624	0.0193
C	-76.24936	16.64091	-4.582041	0.0002
R-squared	0.885273	Mean dependent var		74.65292
Adjusted R-squared	0.874347	S.D. dependent var		6.983615
S.E. of regression	2.475521	Akaike info criterion		4.767248
Sum squared resid	128.6923	Schwarz criterion		4.914504
Log likelihood	-54.20697	Hannan-Quinn criter.		4.806315
F-statistic	81.02192	Durbin-Watson stat		0.887815
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo incelendiğinde Durbin-Watson bilgi kriterine bakıldığında pozitif (+) bir otokorelasyon olduğu görülmektedir.

### 3.2.5. Kadın hastaların verileri arasındaki otokorelasyonun LM testi ile incelenmesi.

#### 3.2.5.1. LM(1) testi sonucu.

**Tablo 3-47 Kadın hastaların verileri arasındaki otokorelasyonun LM(1) testi.**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	7.859668	Prob. F(1,20)	0.0110
Obs*R-squared	6.770793	Prob. Chi-Square(1)	0.0093

#### 3.2.5.2. LM(2) testi sonucu.

**Tablo 3-48 Kadın hastaların verileri arasındaki otokorelasyonun LM(2) testi.**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	4.965157	Prob. F(2,19)	0.0184
Obs*R-squared	8.237987	Prob. Chi-Square(2)	0.0163

#### 3.2.5.3. LM(3) testi sonucu.

**Tablo 3-49 Kadın hastaların verileri arasındaki otokorelasyonun LM(3) testi.**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	3.669342	Prob. F(3,18)	0.0319
Obs*R-squared	9.107570	Prob. Chi-Square(3)	0.0279

LM testi sonuçlarına bakıldığında 1 gecikmeli durumda bile  $p < 0,05$  olduğundan otokorelasyon olduğu görülmektedir. Otokorelasyon sorununu ortadan kaldırmak için Newey-West testi kullanılmıştır. Newey-West testi sonucu aşağıda gösterilmiştir.

### 3.2.6. Kadın hastaların verileri arasındaki otokorelasyon Newey-West testi.

**Tablo 3-50 Kadın hastaların verileri arasındaki otokorelasyon Newey-West düzeltme testi.**

Bağımlı değişken: KAH				
Değişken	Coefficient	Std. Error	t	p
SKB	0.619846	0.223991	2.767287	0.0115
DKB	0.856786	0.265832	3.223038	0.0041
C	-76.24936	14.13929	-5.392727	0.0000
R-squared	0.885273	Mean dependent var		74.65292
Adjusted R-squared	0.874347	S.D. dependent var		6.983615
S.E. of regression	2.475521	Akaike info criterion		4.767248
Sum squared resid	128.6923	Schwarz criterion		4.914504
Log likelihood	-54.20697	Hannan-Quinn criter.		4.806315
F-statistic	81.02192	Durbin-Watson stat		0.887815
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		78.07523
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

### 3.2.7. Kadın hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin Heteroskedasticity (değişen varyans) incelenmesi.

**Tablo 3-51 Kadın hastaların verileri arasındaki ilişki modeli.**

Bağımlı değişken: KAH				
Değişken	Coefficient	Std. Error	t	p
SKB	0.619846	0.293946	2.108707	0.0472
DKB	0.856786	0.338166	2.533624	0.0193
C	-76.24936	16.64091	-4.582041	0.0002
R-squared	0.885273	Mean dependent var		74.65292
Adjusted R-squared	0.874347	S.D. dependent var		6.983615
S.E. of regression	2.475521	Akaike info criterion		4.767248
Sum squared resid	128.6923	Schwarz criterion		4.914504
Log likelihood	-54.20697	Hannan-Quinn criter.		4.806315
F-statistic	81.02192	Durbin-Watson stat		0.887815
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tablo 3-52 Kadın hastaların verileri arasındaki Heteroskedasticity White düzeltme testi.**

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	1.181623	Prob. F(5,18)	0.3566
Obs*R-squared	5.930823	Prob. Chi-Square(5)	0.3130
Scaled explained SS	3.721332	Prob. Chi-Square(5)	0.5902

White testi sonucuna göre modelimizde heteroskedasticity problemi bulunmamaktadır. Bu problemi ortadan kaldırmak için Newey-West testi kullanılmaktadır. Newey-West testi hem otokorelasyon hem de heteroskedasticity problemini aynı anda ortadan kaldırmaktadır. Modelimizin Newey-West düzeltmeli hali aşağıda tekrardan verilmiştir. Koentegrasyon ilişkisini bulmada bu test sonucunda elde edilmiş denklem kullanılacaktır.

**Tablo 3-53 Kadın hastaların verileri arasındaki otokorelasyon ve Heteroskedasticity Newey-west düzeltme testi.**

Bağımlı değişken: KAH				
Değişken	Coefficient	Std. Error	t	p
SKB	0.619846	0.223991	2.767287	0.0115
DKB	0.856786	0.265832	3.223038	0.0041
C	-76.24936	14.13929	-5.392727	0.0000
R-squared	0.885273	Mean dependent var		74.65292
Adjusted R-squared	0.874347	S.D. dependent var		6.983615
S.E. of regression	2.475521	Akaike info criterion		4.767248
Sum squared resid	128.6923	Schwarz criterion		4.914504
Log likelihood	-54.20697	Hannan-Quinn criter.		4.806315
F-statistic	81.02192	Durbin-Watson stat		0.887815
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		78.07523
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

### 3.2.8. Kadın hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin Engle-Granger koentegrasyon testi ile incelenmesi.

Koentegrasyon ilişkisi için serilerin aynı düzeyde durağan olması ön koşulun sağlanmasından sonra öncelikle Engle-Granger koentegrasyon testi ile koentegrasyon ilişkisi tespit edilmeye çalışılmıştır. Bu amaçla KAH bağımlı değişken, SKB ve DKB ise bağımsız değişken olarak kabul edilerek regresyon denklemi tahmin edilmiş ve sonuçlar aşağıda sunulmuştur.

**(KAH=X1\*SKB+X2\*DKB)** olduğu model.

**Tablo 3-54 Kadın hastaların verileri arasındaki Newey-West düzeltme modeli.**

Bağımlı değişken: D(KAH)				
Değişken	Coefficient	Std. Error	t	p
D(SKB)	0.514639	0.198451	2.593281	0.0174
D(DKB)	0.269124	0.290508	0.926391	0.3653
C	0.235660	0.438545	0.537367	0.5969
R-squared	0.399313	Mean dependent var		0.301304
Adjusted R-squared	0.339245	S.D. dependent var		2.408642
S.E. of regression	1.957910	Akaike info criterion		4.302739
Sum squared resid	76.66820	Schwarz criterion		4.450847
Log likelihood	-46.48150	Hannan-Quinn criter.		4.339988
F-statistic	6.647615	Durbin-Watson stat		1.575802
Prob(F-statistic)	0.006116	Wald F-statistic		5.342224
Prob(Wald F-statistic)	0.013839			

Yukarıdaki modelden elde edilen kalıntı serisinin birim kök testlerinden ADF testi ve PP testi uygulanarak incelenmiştir.

**Tablo 3-55 Newey-West düzeltme modelinden elde edilen artıkların ADF birim kök analizi**

	t	p
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.528236	0.0169
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

**Tablo 3-56 Newey-West düzeltme modelinden elde edilen artıkların PP birim kök analizi**

	t	p
Phillips-Perron test statistic	-3.528236	0.0169
Test kritik değerleri:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

Engle-Granger yönteminde regresyon modelinden elde edilen kalıntı serisinin tüm anlamlılık düzeylerine göre durağan olduğu ADF ve PP test sonuçlarında görülmektedir. Bu sonuç, kadınlarda KAH ile SKB ve DKB arasında bir koentegrasyon ilişkisinin mevcut olduğunu göstermektedir. Diğer bir ifade ile ele alınan bu serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini göstermektedir. Seriler de kısa dönem ilişkisi olmadığı tespit edilmiştir.

### **3.2.9. Kadın hastaların verileri arasındaki koentegrasyon ilişkisinin Johansen koentegrasyon testi ile incelenmesi.**

Kadın hastaların KAH ile SKB ve DKB arasındaki koentegrasyon ilişkisi Engle-Granger testi gibi Johansen koentegrasyon testi ile de incelenmiştir. Bu testin en önemli aşaması Vektör Otoregresif (VAR) modeli tahmin edilmektedir. VAR modelinde öncelikle maksimum gecikme uzunluğu (24 saatlik seriler için maksimum 3) verilerek tahmin edilir. Akaike ve Schwarz vb. Bilgi kriterleri kullanılarak en uygun gecikme uzunluğu bulunmaya çalışılmıştır.

Aşağıda VAR model oluşturulmuş ve uygun gecikme uzunluğu tahmin edilmiştir.

**Tablo 3-57 Kadın hastaların verileri arasındaki VAR modeli.**

Vector Autoregression Estimates			
	KAH	SKB	DKB
KAH(-1)	0.437762 (0.39615) [ 1.10504]	0.039264 (0.41536) [ 0.09453]	-0.114347 (0.36628) [-0.31218]
KAH(-2)	0.068464 (0.32954) [ 0.20775]	0.049348 (0.34553) [ 0.14282]	0.184483 (0.30470) [ 0.60547]
SKB(-1)	-0.387311 (0.34921) [-1.10909]	0.467135 (0.36615) [ 1.27580]	0.277674 (0.32288) [ 0.85998]
SKB(-2)	-0.501625 (0.43907) [-1.14246]	-0.328775 (0.46037) [-0.71416]	-0.712177 (0.40597) [-1.75427]
DKB(-1)	1.042688 (0.40082) [ 2.60141]	0.503536 (0.42026) [ 1.19817]	0.935610 (0.37059) [ 2.52462]
DKB(-2)	0.658556 (0.50196) [ 1.31198]	0.258088 (0.52630) [ 0.49038]	0.256943 (0.46411) [ 0.55363]
C	17.75285 (23.2807) [ 0.76256]	46.11548 (24.4097) [ 1.88923]	36.80685 (21.5253) [ 1.70994]
R-squared	0.949139	0.890630	0.882800
Adj. R-squared	0.928794	0.846882	0.835920
Sum sq. resids	53.72402	59.06130	45.92766
S.E. equation	1.892512	1.984293	1.749812
F-statistic	46.65328	20.35814	18.83112
Log likelihood	-41.03764	-42.07952	-39.31292
Akaike AIC	4.367058	4.461774	4.210266
Schwarz SC	4.714208	4.808924	4.557416
Mean dependent	75.13409	132.3786	80.74636
S.D. dependent	7.092198	5.070985	4.319807
Determinant resid covariance (dof adj.)		12.34035	
Determinant resid covariance		3.911410	
Log likelihood		-108.6528	
Akaike information criterion		11.78662	
Schwarz criterion		12.82807	



**Tablo 3-58 VAR modeli için uygun gecikme belirleme.**

VAR Lag Order Selection Criteria Endojen Değişken: KAH SKB DKB						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-155.7378	NA	371.3942	14.43071	14.57949	14.46575
1	-115.5288	65.79658*	22.02455*	11.59352*	12.18864*	11.73371*
2	-108.6528	9.376280	28.26530	11.78662	12.82807	12.03195

\* indicates lag order selected by the criterion

Yukarıdaki tabloya bakıldığı zaman minimum bilgi kriterleri değerlerinin yıldız (\*) işaretiyle belirtildiği görülmektedir. Schwarz kriteri en önemli kriterdir. Bu kritere göre en uygun gecikme 1 olarak belirlenmiştir. Uygun gecikmeyi belirledikten sonra 1 gecikmeli VAR model tekrardan tahmin edilmektedir. Bunun sebebi en uygun VAR modelimizin 1 gecikmeli model olmasından kaynaklanmaktadır.

VAR modelinin birkaç alt tipi bulunmaktadır. Uygun gecikme uzunluğu bulunduktan sonra VAR modelinin tipi belirlenmiştir. Aşağıda uygun model tipi belirlenmiştir.

**Tablo 3-59 VAR modeli için uygun tip belirleme.**

Series: KAH SKB DKB					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	0	0	1	1
Max-Eig	0	0	0	1	1
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank					
0	-121.5807	-121.5807	-121.2167	-121.2167	-117.4116
1	-114.3275	-114.2854	-114.1665	-105.2539	-102.5671
2	-111.2658	-110.8262	-110.8099	-101.2468	-98.56038
3	-111.2248	-108.6528	-108.6528	-97.91859	-97.91859
Akaike Information Criteria					
0	11.87097	11.87097	12.11061	12.11061	12.03742
1	11.75705	11.84413	12.01514	11.29581	11.23337*
2	12.02417	12.16602	12.25545	11.56789	11.41458
3	12.56589	12.60480	12.60480	11.90169	11.90169
Schwarz Criteria					
0	12.31730	12.31730	12.70572	12.70572	12.78131
1	12.50094	12.63762	12.90781	12.23807*	12.27482
2	13.06562	13.30665	13.44568	12.85730	12.75359
3	13.90489	14.09259	14.09259	13.53825	13.53825

Yukarıdaki tabloya bakıldığında Akaike ve Schwarz'a göre en uygun model tipinin "quadratic intercept trend tipi" olduğu görülmektedir. Uygun model tipi belirlendikten sonra VAR modelimiz oluşturularak Johansen koentegrasyon yöntemi ile serilerdeki ilişki belirlenmiş ve aşağıdaki tabloda gösterilmiştir.

**Tablo 3-60 Kadın hastaların verileri arasındaki en uygun VAR modeli.**

Series: KAH SKB DKB Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	p**
None *	0.740629	38.98597	35.01090	0.0178
At most 1	0.305281	9.297045	18.39771	0.5499
At most 2	0.056675	1.283589	3.841466	0.2572
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	p**
None *	0.740629	29.68893	24.25202	0.0087
At most 1	0.305281	8.013456	17.14769	0.6014
At most 2	0.056675	1.283589	3.841466	0.2572
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Johansen koentegrasyon testi için öncelikle Trace (İz) istatistik sonucu incelenmiştir. İz istatistiği sonucuna göre p değerleri none: 0,0178 istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç bize kadın hastaların KAH ile SKB ve DKB arasında koentegrasyon ilişkisi olduğunu göstermektedir. Maksimum özdeğer (Max-Eigen) istatistiği p değerleri none: 0,0087 istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Maksimum özdeğer istatistiğine göre de kadın hastaların KAH ile SKB ve DKB arasında koentegrasyon ilişkisi olduğu görülmektedir.

Zaman serilerinde koentegrasyon ilişkisi mevcut ise bu ilişkinin yönünü belirlemek için nedensellik testi hata düzeltme modeli üzerinden uygulanmaktadır. Tahmin edilen hata düzeltme modelinden sonra Granger nedensellik testi sonuçları incelenmektedir.

**3.2.10. Kadın hastaların verileri arasında koentegrasyon ilişkisinin bulunmasından sonra Vektör Otoregresif modelinin tahmin edilmesi ve Granger nedensellik testinin uygulanması.**

Hata düzeltme modeli aşağıda gösterilmiştir.

**Tablo 3-61 VECM modeli.**

Vector Error Correction Estimates			
Cointegrating Eq:	CointEq1		
KAH(-1)	1.000000		
SKB(-1)	1.228373 (0.66214) [ 1.85515]		
DKB(-1)	-3.123269 (0.75266) [-4.14964]		
C	14.60000		
Error Correction:	D(KAH)	D(SKB)	D(DKB)
CointEq1	-0.445648 (0.18210) [-2.44731]	-0.047609 (0.19554) [-0.24347]	0.086275 (0.17821) [ 0.48411]
D(KAH(-1))	0.078075 (0.26360) [ 0.29619]	0.349888 (0.28307) [ 1.23605]	0.060574 (0.25798) [ 0.23480]
D(SKB(-1))	0.177031 (0.36520) [ 0.48475]	-0.183768 (0.39217) [-0.46859]	0.258840 (0.35741) [ 0.72422]
D(DKB(-1))	-0.370126 (0.47466) [-0.77978]	0.103939 (0.50971) [ 0.20392]	0.123404 (0.46453) [ 0.26565]
C	0.447638 (0.41680) [ 1.07400]	0.189694 (0.44758) [ 0.42383]	0.120005 (0.40790) [ 0.29420]
R-squared	0.452436	0.181978	0.161567
Adj. R-squared	0.323597	-0.010498	-0.035712
Sum sq. resids	63.87375	73.65609	61.17703
S.E. equation	1.938370	2.081517	1.897010
F-statistic	3.511644	0.945459	0.818977
Log likelihood	-42.94117	-44.50866	-42.46667
Akaike AIC	4.358289	4.500787	4.315152
Schwarz SC	4.606253	4.748751	4.563116
Mean dependent	0.448636	0.249545	0.193182
S.D. dependent	2.356861	2.070676	1.864019
Determinant resid covariance (dof adj.)		13.99406	
Determinant resid covariance		6.456877	
Log likelihood		-114.1665	
Akaike information criterion		12.01514	
Schwarz criterion		12.90781	

Uygun VAR modelimize ilişkin elde edilen Granger nedensellik testi sonucu aşağıda gösterilmiştir.

**Tablo 3-62 Granger nedensellik sonucu.**

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Bağımlı değişken: KAH			
	Ki-Kare	df	p
SKB	7.684185	1	0.0056
DKB	16.21758	1	0.0001
All	16.58381	2	0.0003
Bağımlı değişken: SKB			
	Ki-Kare	df	p
KAH	0.787467	1	0.3749
DKB	4.477577	1	0.0343
All	9.673283	2	0.0079
Bağımlı değişken: DKB			
	Ki-Kare	df	p
KAH	0.145798	1	0.7026
SKB	1.533346	1	0.2156
All	1.539706	2	0.4631

Tablodaki sonuçlara göre, KAH ile SKB ve DKB arasında bir nedensellik bulunmaktadır. Çünkü p değerleri sırasıyla 0,0056 ve 0,0001 olarak bulunmuştur. Bu p değerleri bize “SKB ve DKB’nın KAH’nın Granger nedeni olmadığını” ifade eden Ho hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Bu sonuç bize SKB ve DKB’nın KAH’nın Granger nedeni olduğunu yani tahmin edilmesinde kullanılabilir olduğunu göstermektedir. Diğer durumda DKB’nın SKB’nın Granger nedeni olduğu ( $p=0,0343$ ), SKB’nın DKB’nın Granger nedeni olmadığı görülmektedir ( $p=0,2156$ ). KAH’nın hem SKB’nın hem de DKB’nın Granger nedeni olmadığı görülmektedir ( $p=0,3749$ ;  $p=0,7026$ ).

Sonuç olarak, çalışmamızda kadın hastaların KAH ile SKB ve DKB arasında tek yönlü bir nedenselliğin söz konusu olduğu ve bu nedenselliğin yönünün SKB ve DKB’dan KAH’na doğru olduğu görülmektedir. Aynı zamanda DKB’nın SKB’nın Granger nedeni olduğunu yani DKB değişkeninin SKB değişkeninin tahmin edilmesinde kullanılabileceğini göstermektedir.

#### 4. TARTIŞMA

Zaman serilerinin birbirleri ile nasıl bir uyum içinde oldukları ya da nasıl bir ilişki içinde oldukları önemlidir. Bu serilerin kısa dönem ya da uzun dönemde birlikte hareket edip etmedikleri merak konusudur. Zamanla değişen değişkenlerin nasıl bir değişim gösterdiği hastaların durumları hakkında bilgi vermektedir. Bu bilgi hayat kurtarma açısından son derece önemli olabilir.

Biyoistatistik alanında zamanla değişen değişkenler için çoklu karşılaştırmalar yapılırken zaman serisi analizi çok sık kullanılmamaktadır.

Tıp alanında zamanla değişen veriler üzerine çalışmalar son zamanlarda artmıştır. Bu verilerin analizleri çoklu karşılaştırma yöntemleri kullanılarak açıklanmaya çalışılmıştır. Bu yöntemler zamanla değişen serinin zaman içerisindeki değişimi hakkında bilgi vermemektedir. Bu durumda zaman serisinin doğru anlaşılmasına sebep olmaktadır.

Çalışmamızda KAH, SKB ve DKB değişkenleri kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki ilişkiye zaman serisi eşbütünleşme yöntemi kullanılarak bakılmıştır. 2017 yılında *Diego Giulliano Destro Christofaro* ve ark. tarafından yayınlanan “Relationship between Resting Heart Rate, Blood Pressure and Pulse Pressure in Adolescents” çalışmasında da aynı değişkenler arasındaki ilişkiye lineer regresyon çoklu karşılaştırma yöntemi ile bakılmıştır.

*Diego Giulliano Destro Christofaro* ve ark. tarafından yayınlanan çalışmada 716 kadın ile 515 erkek 14-17 yaşları arasındaki ergen hastalardan 24 saatlik veriler elde edilmiştir. Çalışmada KAH değerleri kadınlar da ( $80,1 \pm 11,0$  atım/dakika), erkekler de ise ( $75,9 \pm 12,7$  atım/dakika) olarak hesaplanmış ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur ( $p \leq 0.001$ ). Aynı çalışmada yaş, vücut kitle indeksi ve bel çevresi'ne göre düzeltilmiş lineer regresyon sonucunda KAH ile SKB erkeklerde (Beta=0,15 [0,04; 0,26]), kadınlarda (Beta=0,24 [0,16; 0,33]), DKB erkeklerde (Beta=0,50 [0,37; 0,64]), kadınlarda (Beta=0,41 [0,30; 0,53]) hesaplanmış ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Çalışmada değişkenler arasındaki ilişki ortaya çıkartılmış ancak değişkenlerin zamanla değişimi, kısa ve uzun dönem ilişkisi hakkında bir bilgi verilmemiştir.

Çalışmamızda zaman serisi eş bütünleşme analizi sonuçlarına bakıldığında KAH ile SKB ve DKB arasında, erkeklerde 0,0017 ve 0,0084, kadınlarda ise 0,0056 ve 0,0001 p olasılık değerleri sırasıyla hesaplanmıştır. Bu p değerleri bize “SKB ve DKB’nın KAH’nın granger nedeni olmadığını” ifade eden  $H_0$  hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Bu da bize SKB ve DKB’nın KAH’nın hem erkeklerde hem de kadınlarda granger nedeni olduğunu yani KAH değerlerinin tahmin edilmesinde kullanılabilir olduğunu göstermektedir. Sonuç olarak, çalışmamızda hem erkek hem de kadın hastaların KAH ile SKB ve DKB arasında tek yönlü bir nedenselliğin söz konusu olduğu ve bu nedenselliğin yönünün SKB ve DKB’dan KAH’na doğru olduğu görülmektedir.

Sonuçlara bakıldığında zaman serisi analizi sonuçlarının çoklu karşılaştırma yöntemlerinden daha detaylı sonuçlar ortaya koyduğu gösterilmiştir. Zaman serisi analizi sonucuna göre, KAH ile SKB ve DKB değişkenlerinin ilişkili, ilişkilerin anlık ilişkiler olduğu ve uzun dönemde bunların dengeye geldikleri gösterilmiştir.

Çalışmamızda tıp alanındaki zamanla değişen verilere, zaman serisi analizi uygulanmasının daha detaylı sonuçlar ortaya koyacağı gösterilmiştir.

## KAYNAKLAR

1. Box, G. E. P., Jenkins, G. M. (1976). Time Series Analysis: Forecasting And Control. Revised Edition, Oakland: Ca: Holden-Day.
2. Box, G. E. P., Jenkins, G. M., Reinsel, G. C. (1994). Time Series Analysis: Forecasting And Control. Third Edition, Inc. Printed In United States Of America, Prentice-Hall, A Paramounth Communications Company.
3. Sevüktekin, M., Nargeleçekenler, M. (2007). Ekonometrik Zaman Serileri Analizi. Ankara: Nobel Yayınevi.
4. Bozkurt, H. (2007). Zaman Serileri Analizi, Bursa: Ekin Yayınevi.
5. Newbold, Paul.(2000). İşletme Ve İktisat İçin İstatistik, Çev.Ümit Şenesen,Literatür Y., İstanbul, Ss.777-785.
6. Serper,Ö. (1993). Uygulamalı İstatistik. İstanbul: Formül Matbaası, Filiz Kitabevi, S:205-206, 278-282.
7. Otnes R.K., Enochson L. (1978). Applied Time Series Analysis Volume1 Basic Teqniques. New York: John Wiley And Sons.
8. Aloba, K. B. (1995). İstatistik Analiz Metodları. İstanbul: Çağlayan Kitabevi, S:459-461.
9. Enders, W. (2004). Applied Econometric Time Series, John Wiley, 2004.
10. Hamilton, J. D. (1994). Time Series Analysis, Princeton University Press, Princeton
11. Günay, S., Eğrioğlu, E., “Tek Değişkenli Zaman Serileri Analize Giriş” Hacettepe Üniversitesi Yayınları, 2007
12. Gürtan, K. (1982). İstatistik Ve Araştırma Metodları 5. Basım. İstanbul: Fatih Yayınevi Matbaası.
13. Spiegel, R.M. (1992). Theory And Problems Of Statistics, Schaw’s Outline Series. London: Mc Graw-Hill Book Company, P:398-433.
14. Akdeniz, H., A. (1996). İstatistik Iı. İzmir: Dokuz Eylül Üniv. İkt. Ve İdari Bil.Fak. Bilgi İşlem Merkezi Yayınları, S:327-342.
15. Kayım, H. (1985). İstatistiksel Ön Tahmin Yöntemleri. Ankara: Hacettepe Üniv.İİBF. Yayınları No:11.
16. Kadılar, C., “Spss Uygulamalı Zaman Serilerine Giriş”, Hacettepe Üniversitesi, Ankara, 2-4, 187 (2005).
17. Wei, W.W.S., “Time Series Analysis: Univariate And Multivariate Analysis”, Addison-Wesley Publishing Compony, Inc., Uk, 32-57, 67-84 (1990).
18. Özmen, A., “Zaman Serisi Analizinde Box-Jenkins Yöntemi Ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi”, Fen Edebiyat Fakültesi Yayınları, Eskişehir, 9: 110 (1986).
19. Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With A Unit Root, Econometrica, 49, (4), 1057-1072.
20. Kadılar, C. (2000). Uygulamalı Çok Değişkenli Zaman Serileri Analizi, Hacettepe Üniv. Fen Fakültesi İstatistik Bölümü, Bizim Büro Basımevi, Ankara.
21. Bağdigen, M ., Beger, B.(2009). Ekonomik Büyüme İle Kamu Harcamaları Arasındaki Nedensellik İlişkinin Wagner Tezi Kapsamında Bir Analizi:Türkiye Örneği. Zkü Sosyal Bilimler Dergisi, Cilt 5, Sayı 9, 2009, Ss. 1-17.



22. Sims, C.A. (1980). "Macroeconomics And Reality," *Econometrica*, 48, 1-48.
23. Pagan A. (1987). "Three Econometric Methodologies: A Critical Appraisal" *Journal Of Economic Surveys* Doi: 10.1111/J.1467-6419.1987.Tb00022.X
24. Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations By Econometrics Models And Cross Spectral Methods, *Econometrica*, 37, 3, P. 424-438.
25. Pesaran, M. Hashem; Yongcheol Shin And Richard Smith; (2001), "Bounds Testing Approaches To The Analysis Of Level Relationships", *Journal Of Applied Econometrics*, 16, Pp. 289–326.
26. Toda, H.Y. & Yamamoto (1995), "Statistical Inference In Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes", *Journal Of Econometrics*, 66, 225-250.
27. Diego Giulliano Destro Christofaro, Juliano Casonatto, Luiz Carlos Marques Vanderlei, Gabriel Grizzo Cucato, Raphael Mendes Ritti Dias (2017), "Relationship between Resting Heart Rate, Blood Pressure and Pulse Pressure in Adolescents", *Arq Bras Cardiol.* 108(5):405-410.



## İNTİHAL ORANI

### ZAMAN SERİSİ ANALİZİNDE EŞ BÜTÜNLEŞME YÖNTEMİ VE UYGULAMASI

#### ORJİNALLİK RAPORU

% <b>17</b>	% <b>12</b>	% <b>11</b>	% <b>11</b>
BENZERLİK ENDEKSİ	İNTERNET KAYNAKLARI	YAYINLAR	ÖĞRENCİ ÖDEVLERİ

#### BİRİNCİL KAYNAKLAR

<b>1</b>	Submitted to CITY College, Affiliated Institute of the University of Sheffield Öğrenci Ödevi	% <b>2</b>
<b>2</b>	Submitted to University of Dundee Öğrenci Ödevi	% <b>1</b>
<b>3</b>	Submitted to University of Venda Öğrenci Ödevi	% <b>1</b>
<b>4</b>	Submitted to University of Nottingham Öğrenci Ödevi	% <b>1</b>
<b>5</b>	repository.unair.ac.id İnternet Kaynağı	% <b>1</b>
<b>6</b>	Submitted to University of Aberdeen Öğrenci Ödevi	% <b>1</b>
<b>7</b>	Submitted to University of Westminster Öğrenci Ödevi	% <b>1</b>
<b>8</b>	Submitted to London Business School Öğrenci Ödevi	% <b>1</b>